

TALLINNA POLÜTEHNILISE
INSTITUUDI TOIMETISED

ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО
ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА

СЕРИЯ А

№ 275

ЭНЕРГЕТИЧЕСКИЕ СИСТЕМЫ

СБОРНИК СТАТЕЙ

III

75

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА
СЕРИЯ А № 275 1969

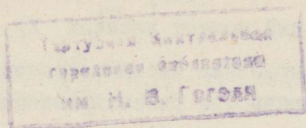
УДК 621.31

ЭНЕРГЕТИЧЕСКИЕ СИСТЕМЫ

СБОРНИК СТАТЕЙ

III

ТАЛЛИН 1969



УДК 621.31

Э.А. Тийгимяги

УЧЕТ ВЕРОЯТНОСТНОГО ХАРАКТЕРА НАГРУЗОК ПРИ РАСЧЕТЕ ЭЛЕКТРИЧЕСКИХ СЕТЕЙ МЕТОДОМ УЗЛОВЫХ НАПРЯЖЕНИЙ

Одна из часто встречающихся задач электроэнергетики заключается в расчете режима электрической сети с заданными мощностями нагрузок в узлах.

Рассмотрим возможность учета вероятностного характера нагрузок при расчете электрических сетей.

Предполагая, что закон распределения мощностей нагрузок узлов в каждый момент времени или в зоне стационарности нагрузок [1] близок к нормальному и рассеивание их небольшое, ограничимся определением математических ожиданий и дисперсий рассматриваемых величин.

Считаем заданными напряжение опорного узла и числовые характеристики мощностей нагрузок (математические ожидания и корреляционная матрица) n независимых узлов сети. Не касаясь вопроса прогнозирования исходных величин, переходим к рассмотрению возможности определения числовых характеристик искоемых величин.

Искомые величины являются часто аналитически неявно заданными функциями исходных величин.

Разлагая такую неявно заданную функцию f случайных аргументов x_1, \dots, x_n в ряд Тейлора в окрестности математических ожиданий аргументов m_{x_1}, \dots, m_{x_n} и сохраняя в разложении только два первых члена (линеаризация функции), получаем для определения математического ожидания и дисперсии формулы [2]:

$$m_f = f(m_{x_1}, \dots, m_{x_n}) \quad (I)$$

$$Df = \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial f(m_{x_1}, \dots, m_{x_n})}{\partial m_{x_i}} \right]^2 D_{x_i} + 2 \sum_{i < j} \frac{\partial f(m_{x_1}, \dots, m_{x_n})}{\partial m_{x_i}} \cdot \frac{\partial f(m_{x_1}, \dots, m_{x_n})}{\partial m_{x_j}} K_{x_i x_j}, \quad (2)$$

где $K_{x_i x_j}$ - корреляционный момент величин x_i и x_j .

Явное аналитическое выражение частных производных в (2) также невозможно из-за неясности рассматриваемых функций. Но эти частные производные могут быть определены методом вариации отдельных аргументов с непосредственным решением системы рассматриваемых неявных функций. Частные производные выражаются тогда в виде

$$\frac{\partial f(m_{x_1}, \dots, m_{x_n})}{\partial m_{x_i}} \approx \frac{\Delta f(m_{x_1}, \dots, m_{x_i}, \dots, m_{x_n})}{\Delta m_{x_i}} = \frac{f(m_{x_1}, \dots, m_{x_i} + \Delta m_{x_i}, \dots, m_{x_n}) - f(m_{x_1}, \dots, m_{x_i}, \dots, m_{x_n})}{\Delta m_{x_i}}. \quad (3)$$

В качестве иллюстрации рассмотрим определение числовых характеристик напряжений узлов в случае, если напряжение опорного узла U_0 является не случайной реальной величиной, а активные и реактивные нагрузки независимых узлов $p_1, \dots, p_n, q_1, \dots, q_n$ в общем случае случайные величины и заданы математическими ожиданиями $m_{p_1}, \dots, m_{p_n}, m_{q_1}, \dots, m_{q_n}$ и корреляционной матрицей

$$\begin{vmatrix} D_{p_1} & K_{p_1 p_2} & K_{p_1 p_3} & \dots & K_{p_1 q_n} \\ & D_{p_2} & K_{p_2 p_3} & \dots & K_{p_2 q_n} \\ & & D_{p_3} & \dots & K_{p_3 q_n} \\ & & & \dots & \dots \\ & & & & D_{q_n} \end{vmatrix}$$

Считая модуль и фазу напряжения K -го узла неявными функциями заданных исходных величин

$$\begin{aligned} U_K &= f_{U_K}(U_0, p_1, \dots, p_n, q_1, \dots, q_n) = f_{U_K}, \\ \Psi_K &= f_{\Psi_K}(U_0, p_1, \dots, p_n, q_1, \dots, q_n) = f_{\Psi_K}, \end{aligned} \quad (4)$$

получим по (I) формулы для математических ожиданий:

$$m_{U_K} = f_{U_K}(U_0, m_{p_1}, \dots, m_{p_n}, m_{q_1}, \dots, m_{q_n}) = f_{U_K} m,$$

$$m_{\psi_k} = f_{\psi_k}(u_0, m_{p_1}, \dots, m_{p_n}, m_{q_1}, \dots, m_{q_n}) = f_{\psi_k m}, \quad (5)$$

и для дисперсии:

$$\begin{aligned} D_{u_k} = & \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial f_{u_k m}}{\partial m_{p_i}} \right)^2 D_{p_i} + \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial f_{u_k m}}{\partial m_{q_i}} \right)^2 D_{q_i} + \\ & + 2 \sum_{i=1}^n \frac{\partial f_{u_k m}}{\partial m_{p_i}} \cdot \frac{\partial f_{u_k m}}{\partial m_{q_i}} K_{p_i q_i} + 2 \sum_{i < j} \frac{\partial f_{u_k m}}{\partial m_{p_i}} \cdot \frac{\partial f_{u_k m}}{\partial m_{p_j}} K_{p_i p_j} + \\ & + 2 \sum_{i < j} \frac{\partial f_{u_k m}}{\partial m_{q_i}} \cdot \frac{\partial f_{u_k m}}{\partial m_{q_j}} K_{q_i q_j} + 2 \sum_{i \neq j} \frac{\partial f_{u_k m}}{\partial m_{p_i}} \cdot \frac{\partial f_{u_k m}}{\partial m_{q_j}} K_{p_i q_j}. \end{aligned} \quad (6)$$

Аналогично, через частные производные функции $f_{\psi_k m}$, можно выписать выражение для D_{ψ_k} . Аналогичные выражениям (5) и (6) формулы имеют и числовые характеристики других интересующих нас величин (потоков мощностей, потерь), являющихся функциями напряжения опорного узла и мощностей нагрузок узлов.

Считая мощности нагрузок отдельных узлов независимыми, получим $K_{p_i p_j} = 0$, $K_{q_i q_j} = 0$ и $K_{p_i q_j} = 0$ (при $i \neq j$) и в (6) сохраняются только три первые суммы.

Как видно из (5), расчет математических ожиданий сводится, благодаря линеаризации, к детерминированному расчету режима с математическими ожиданиями исходных данных. Для расчета дисперсии (6) требуется определение по (3) частных производных рассматриваемых неявных функций (5) по математическим ожиданиям всех исходных случайных величин.

Таким образом, определение режима с расчетом числовых характеристик всех интересующих нас параметров сводится к $(m+1)$ -кратному детерминированному расчету тех же параметров с вариацией математических ожиданий исходных случайных величин (количество исходных случайных величин m может быть меньше всего количества исходных величин). Следовательно, кратность детерминированных расчетов зависит только от количества исходных случайных величин, а не от количества определяемых параметров.

При сохранении в разложении Тейлора большого количества членов выражения (5) и (6) усложняются. Сохранение членов не выше второго порядка (4 первых члена) требует определения в окрестности математических ожиданий дополнительно частных производных второго порядка, что значительно увеличивает объем необходимых детерминированных расчетов режима.

По некоторым предварительным оценкам целесообразность такого уточнения в расчетах электрических сетей вызывает сомнение.

Л и т е р а т у р а

1. Д.А. Арзамасцев, Ю.С. Скляр ов. Учет вероятностного характера нагрузок при расчетах электрических сетей. Электричество, 1966, № 4.

2. Е.С. Вентцель. Теория вероятностей. М., Физматгиз, 1962.

E. Tiigimägi

Berücksichtigung des zufälligen Charakters beim
Knotenpunktverfahren zur Berechnung elektrischer
Netze

Zusammenfassung

Es wird die Anwendung der Wahrscheinlichkeitsrechnung zur Bestimmung der Lastverteilung und Netzverluste in elektrischen Netzen betrachtet.

УДК 621.311.1.

М.Х. Валдма

ОБ УЧЕТЕ СЛУЧАЙНЫХ ФАКТОРОВ В ХАРАКТЕРИСТИКАХ ЭЛЕКТРОСТАНЦИЙ

В задачах оптимального планирования процессов работы энергетических систем часто необходимо учитывать такие факторы, о которых отсутствует достаточно точная детерминированная информация. Для строгого учета влияния этих факторов необходимо ввести в задачи планирования соответствующие случайные переменные и зависимости. Ниже рассматриваются вопросы учета некоторых случайных факторов при оптимальном планировании распределения активных нагрузок в энергетической системе. Предлагаемый подход основывается на предположении, что о случайных факторах можно в принципе иметь точную вероятностную информацию.

Оптимальное распределение нагрузок в энергетической системе обычно определяется при заданных характеристиках режима электростанций.

Основными характеристиками режима тепловой электростанции (ТЭС) являются характеристика затрат на топливо и характеристика относительного прироста затрат на топливо. В детерминированных задачах оптимизации характеристики ТЭС задаются в виде функций от активной нагрузки ТЭС, определяемых при заданном составе агрегатов и при постоянных значениях различных внутростанционных факторов. Внутростанционными факторами, значительно влияющими на характеристики ТЭС, являются, например, тепловые нагрузки теплофикационных турбин и температура охлаждающей воды паровых конден-

саторов. Фактически характеристики котлов и турбин, а также значения некоторых внутростанционных факторов имеют в значительной степени случайный характер. При наличии случайных переменных и зависимостей задача распределения нагрузок в энергетической системе обычно ставится в виде задачи минимизации математического ожидания суммарных затрат на топливо ТЭС при соответствующих ограничивающих условиях [1]. Имея в виду, что характеристики электростанций будут использоваться именно в таких задачах распределения нагрузок, рассмотрим вопросы определения характеристик ТЭС в случае, если характеристики котлов являются случайными функциями от нагрузок котлов, а внутростанционные факторы представляют собой случайные величины.

Из постановки задачи оптимизации распределения нагрузок между агрегатами ТЭС, учитывающей только случайный характер характеристик котлов, непосредственно вытекает, что случайность характеристик котлов не приносит с собой никаких особенностей в методику распределения нагрузок. Только вместо фактических характеристик котлов, являющихся неизвестными, следует использовать средние характеристики, представляющие собой зависимости математического ожидания затрат и математического ожидания относительного прироста затрат от нагрузки котла. Поэтому любая детерминистическая методика оптимизации внутростанционных режимов ТЭС позволяет определить детерминированную зависимость математического ожидания затрат (математического ожидания относительного прироста затрат) от электрической нагрузки ТЭС, тепловых нагрузок турбин и т.д.:

$$M B(P, x_1, \dots, x_r), \quad (I)$$

где B - затраты на топливо или относительный прирост затрат; M - символ математического ожидания; x_1, \dots, x_r - внутростанционные факторы; P - электрическая нагрузка ТЭС.

Зависимость (I) следует учитывать при планировании режимов энергетической системы. Тогда при заданной вероятностной информации о внутростанционных факторах можно определить зависимости математического ожидания затрат

(математического ожидания относительного прироста затрат) от фактической нагрузки ТЭС на основе следующей формулы:

$$\bar{B}(P) = \int \dots \int_R MB(P, x_1, \dots, x_r) \cdot f_r(x_1, \dots, x_r) dx_1 \dots dx_r, \quad (2)$$

где R, f_r - соответственно область возможных значений и r - мерная совместная плотность распределения вероятностей внутростанционных факторов. Функцию $\bar{B}(P)$ будем называть условной плановой характеристикой ТЭС.

Значения подынтегральной функции $MB(\dots)$ могут быть вычислены на ЦВМ по любой программе оптимизации текущих режимов ТЭС. Поскольку затраты и относительные приросты затрат связаны между собой простыми соотношениями, по формуле (2) можно определить только, например, условную плановую характеристику относительных приростов затрат. Условная плановая характеристика вычисляется в виде таблицы, которая по надобности может быть аппроксимирована аналитической функцией.

Таким образом, для вычисления условной плановой характеристики ТЭС в общем случае должны быть известны совместные плотности распределения вероятностей всех внутростанционных факторов. Основной частью программы вычисления условной плановой характеристики является программа оптимизации текущих режимов ТЭС. В условных плановых характеристиках учтен случайный характер характеристик котлов и случайный характер изменения внутростанционных факторов. Однако в них не учитывается случайный характер электрической нагрузки ТЭС.

Из-за различных случайных факторов планы режимов энергетических систем точно не реализуются. Фактический режим часто значительно отличается от плана, причем величина отклонений является случайной. В таком случае фактическая нагрузка ТЭС в каждый предстоящий момент времени может быть рассмотрена в виде случайной величины:

$$\tilde{P} = \bar{P} + \Delta P, \quad (3)$$

где P, \bar{P} - фактическое и планированное значение нагрузки ТЭС; ΔP - отклонение фактической нагрузки от планирован-

ной, его можно называть также корректировкой плана; \sim - обозначает случайный характер переменной.

Вопросам учета случайного характера корректировок плана при оптимальном планировании распределения нагрузок между электростанциями посвящена статья [1], в которой показано, что случайный характер величины корректировок плана может быть учтен путем пересчета характеристик элементов и допустимой области плановых режимов энергетической системы. Пересчет характеристик ТЭС состоит в том, что от фактических характеристик или от условных плановых характеристик переходят к характеристикам, определяющим зависимости математических ожиданий затрат (математических ожиданий относительных приростов затрат) от планируемой нагрузки ТЭС при постоянной вероятностной информации о корректировках плана. Получаемые характеристики назовем плановыми характеристиками ТЭС и обозначим $\bar{B}(\bar{P})$. Например, в случае, если закон распределения корректировок плана не зависит от планированной нагрузки, можно плановые характеристики затрат и относительных приростов затрат определить по общей формуле:

$$\bar{B}(\bar{P}) = \int_{\Delta P^-}^{\Delta P^+} \bar{B}(P) \cdot f_{\Delta}(\Delta P) \cdot d(\Delta P), \quad (4)$$

где $P = \bar{P} + \Delta P$;

ΔP^+ , ΔP^- - соответственно максимальные значения положительных и отрицательных корректировок; f_{Δ} - плотность распределения вероятностей корректировок.

Характеристики гидроэлектростанций (ГЭС) являются более устойчивыми во времени, чем характеристики ТЭС. Наибольшее практическое значение может иметь учет случайных отклонений напора и корректировок плановых нагрузок ГЭС при оптимальном планировании режимов энергетической системы.

Допустим, что известны фактические характеристики ГЭС и вероятностная информация о корректировках плана и от-

клонениях напора от его математического ожидания. Тогда возможно вычислить зависимости математического ожидания расхода воды и математического ожидания относительного прироста расхода воды от планируемой нагрузки и математического ожидания напора ГЭС. Эти характеристики будем называть плановыми характеристиками ГЭС. В случае независимости закона распределения вероятностей корректировок плана от планированной нагрузки, можно плановые характеристики расхода воды и относительных приростов расхода воды ГЭС вычислить на основе следующей общей формулы:

$$\bar{G}(\bar{P}, MN) = \int_{\Delta P^-}^{\Delta P^+} \int_{\Delta H^-}^{\Delta H^+} G(P, H) \cdot f(\Delta P, \Delta H) d(\Delta H) d(\Delta P); \quad (5)$$

где

$$P = \bar{P} + \Delta P; \quad H = MN + \Delta H;$$

G — расход воды или относительный прирост расхода воды; P, \bar{P} — фактическая и плановая нагрузки; ΔP — корректировка плана; $H, \Delta H$ — напор и отклонение напора от его математического ожидания; $\Delta P^-, \Delta P^+, \Delta H^-, \Delta H^+$ — соответственно максимальные значения отрицательных и положительных отклонений нагрузки и напора; f — совместная плотность распределения вероятностей величин ΔP и ΔH .

Как видно из формул (4) и (5), вычисление плановых характеристик электростанций как ТЭС, так и ГЭС несложно. Они определяются в виде таблиц. При изменении вероятностной информации о случайных переменных и зависимостях, необходимо заново вычислить плановые характеристики электростанций. Поэтому плановые характеристики могут изменяться во времени. Они могут оказаться существенно зависимыми от длительности периода, разделяющего момент планирования от момента реализации плана.

Таким образом при учете только случайных факторов в характеристиках электростанций, оптимальное планирование режимов отличается от оптимизации текущих режимов лишь тем, что вместо фактических характеристик используются плановые. О случайных факторах, рассмотренных в данной статье,

возможно получить приближенную вероятностную информацию. Поэтому предложенный подход практически осуществим.

К настоящему времени на кафедре электрических систем ТПИ составлены некоторые программы пересчета характеристик электростанций. Однако, в зависимости от конкретных условий, в методику расчета могут быть введены различные упрощения, в результате которых можно характеристики электростанций пересчитывать даже вручную.

Учет случайных факторов только в характеристиках электростанций является важным, но несовершенным способом учета случайного характера переменных и зависимостей при оптимальном планировании. Кроме пересчета характеристик станций следовало бы пересчитывать также характеристики потерь в сети, учитывать влияние случайных факторов на допустимую область планируемых режимов и приближенность вероятностной исходной информации. Но даже только пересчет характеристик электростанций позволяет повысить точность оптимального планирования и получить дополнительную экономию затрат по сравнению с детерминистической методикой планирования.

Плановые характеристики электростанций являются более гладкими по сравнению с фактическими характеристиками [1]. Поэтому решение задачи оптимального планирования может оказаться менее трудоемким, чем решение соответствующей детерминированной задачи. При этом гладкие характеристики проще представить в памяти ЦВМ и моделировать на электронных блоках. Таким образом, учет случайных факторов только в характеристиках электростанций представляет собой частичную реализацию вероятностной методики планирования, имеющую практическое значение.

Л и т е р а т у р а

И. М. Х. В а л д м а, О. Р. Т е р н о. Некоторые вопросы вероятностного оптимального планирования производственных процессов энергетических систем. Энергетические системы. Сб. статей П. Труды Таллинского политехнического института, серия А, - 225, Таллин, 1965.

On Taking into Account Random Factors in Characteristics of Power Stations

Summary

There is shown a possibility of taking into account the random character of parameters by means of count characteristics of thermal and hydro-electric power stations.

УДК 621.311.1

Х.Э. Лелумэс

РЕШЕНИЕ ОДНОЙ ЗАДАЧИ СТОХАСТИЧЕСКОГО
 РАСПРЕДЕЛЕНИЯ НАГРУЗОК В ЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ
 СИСТЕМЕ НА АНАЛОГОВОЙ ВЫЧИСЛИТЕЛЬНОЙ
 МАШИНЕ

В энергетических системах электростанции работают по заранее составленному графику, а отклонения нагрузки системы от прогнозированной принимают на себя станции, регулирующие частоту. Поскольку эти отклонения случайные, то нагрузка станций, регулирующих частоту имеет явно выраженный случайный характер. Графики нагрузки электростанций составляются с учетом экономических показателей оборудования, однако при этом не учитывается случайный характер нагрузки системы. Для учета влияния случайного характера нагрузки до недавнего времени отсутствовали подходящие методы.

Разработанный в [1] метод вероятностной оптимизации режима энергосистем позволяет вести такой учет и разрабатывать конкретные методы и рекомендации для отдельных систем. Следуя [1], условия экономичности параллельной работы тепловых электростанций, без учета потерь в сетях и при учете случайного характера, нагрузки могут быть выражены в виде:

$$Mb_1 = Mb_2 = \dots = Mb_k = b_{k+1} = b_{k+2} = \dots = b_n = Mb_0, \quad (1)$$

$$\sum_{i=1}^k MP_i + \sum_{l=k+1}^n P_l - MP_n = 0, \quad (2)$$

$$P_i - MP_i - f_i(\dot{P}_N) = 0 \quad (i=1, \dots, k), \quad (3)$$

$$\sum_{i=1}^k f_i(\dot{P}_N) = \dot{P}_N, \quad (4)$$

где M - символ математического ожидания; b_i - относительный прирост затрат i -ой ТЭС; P_N - нагрузка системы, $P_N = MP_N + \dot{P}_N$; P_1, P_2, \dots, P_k - мощности станций, регулирующих частоту; $P_{k+1}, P_{k+2}, \dots, P_n$ - мощности станций, работающих по заданному графику (по плану).

Уравнения (1)...(4) из-за большого объема вычисления желательно решать на математических машинах. Так как вычисления со случайными величинами не требуют большой точности, то возникает естественный вопрос о применимости для решения подобных задач математических машин непрерывного действия.

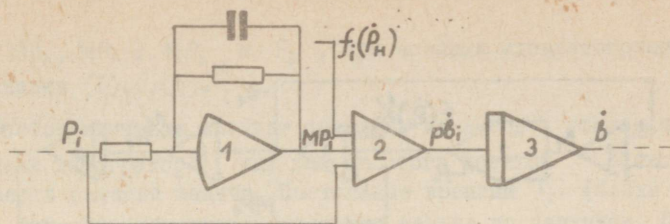
При детерминированной постановке задачи уравнение баланса мощностей обычно приравнивают производной относительного прироста по времени и всю систему уравнений решают как обыкновенную систему дифференциальных уравнений. И в этом случае можно поступать аналогично. Приведем уравнение (2) и (3) к виду:

$$\sum_{i=1}^k MP_i + \sum_{i=k+1}^n P_i - MP_N = -\rho Mb_0, \quad (5)$$

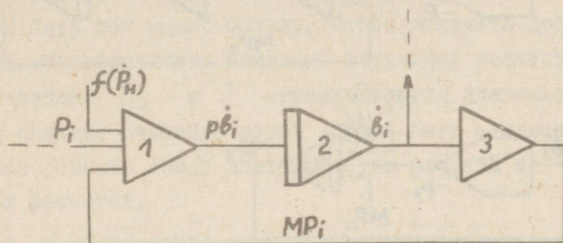
$$P_i - MP_i - f_i(P_k) = -\rho b_i, \quad i=1, \dots, k, \quad (6)$$

где ρ - оператор дифференцирования.

Решать уравнения (1), (5), (6), (4) можно по-разному. Основной причиной, определяющей как сложность, так и метод решения является получение централизованной величины относительного прироста b_i и достоверных оценок математических ожиданий случайных величин. С первого взгляда логично для этой цели использовать схему на фиг. 1. Изучение схемы, однако, показывает, что из-за отсутствия обратной связи по постоянному току дрейфы усилителей и паразитные случайные возмущения, возникающие, например, при пуске машины, вызывают появление постоянной составляющей большой величины в выходном сигнале интегратора 3.



Фиг. 1



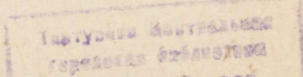
Фиг. 2

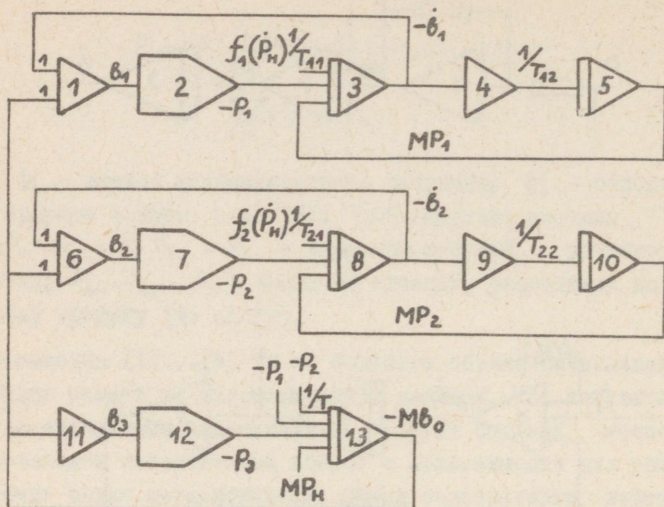
Схема на фиг. 2 свободна от вышеуказанного недостатка и используется в дальнейшем. Отрицательная обратная связь здесь (между элементами 1 и 3) подавляет постоянную составляющую в сигнале \dot{b}_i . Кроме того, оказывается, что сигнал на выходе интегратора 3 является оценкой математического ожидания мощности станции: $MP_i = \dot{b}_i / T_3 p$, где T_3 — постоянная времени интегратора 3.

В качестве примера решения уравнений (1), (5) и (6) составлена структурная схема аналоговой машины для энергосистемы, состоящей из трех электростанций, из которых две первых являются станциями, регулирующими частоту (фиг. 3).

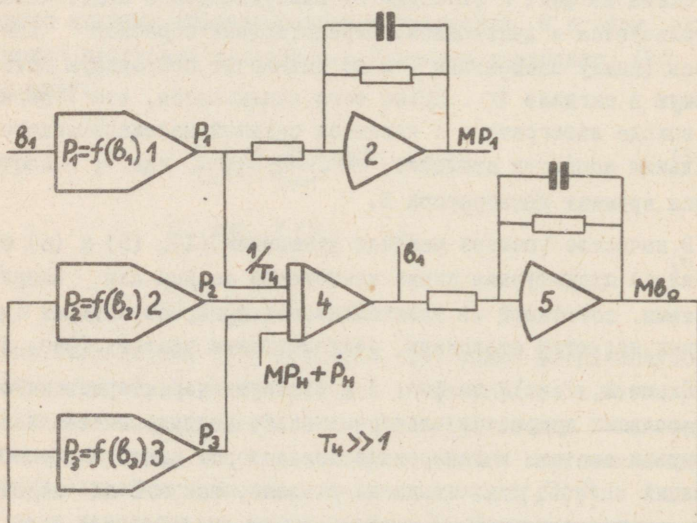
Блоки 2, 7 и 12 на фиг. 3 моделируют характеристики относительных приростов электростанций. Центрированная часть нагрузки системы моделирована генератором шума. Получение функций $f_i(P_k)$ на схеме не указано, так как их моделирование не представляет трудности.

Принцип работы схемы следующий: при пуске начинается переходный процесс, в течение которого на выходах интеграторов (3, 8, 13, 5 и 6) образуются такие величины как \dot{b}_i ,





Фиг. 3



Фиг. 4

$\dot{b}_2, Mb_0, MP_1, MP_2$ и P_3 , при которых удовлетворяются уравнения (1)...(3).

Особое внимание следует обратить на выбор постоянных времени интеграторов, так как от этого целиком зависит точность решения задачи. Постоянные времена T_{i1} (блоки 3, 8 на фиг. 3) выбираются как можно меньше по величине. Однако их нижний предел ограничивается самовозбуждением схемы из-за паразитных емкостей аналоговых элементов. Постоянные времена T_{i2} и T (интеграторы 5, 10 и 13 на фиг. 3) должны быть как можно больше, чтобы получить достоверные оценки математических ожиданий случайных величин. Наибольшие значения T_{i2} и T ограничиваются длительностью решения задачи. Очевидно здесь должно быть найдено компромиссное решение между длительностью решения и погрешностью расчетов.

Для приближенного определения постоянных времени T_{i2} и T и длительности решения t выведены следующие соотношения:

$$t = 5T, \quad (7)$$

$$D[MP_i] \approx \frac{D[P_N]}{K^2} \frac{n + \frac{\sigma T(1+n)}{s}}{n + \sigma s T + \sigma^2 T^2}, \quad (8)$$

где

$$s = n - K + 1;$$

D — символ дисперсии случайной величины; n — число электростанций в системе; K — число станций, регулирующих частоту; σ — коэффициент автокорреляции сигнала генератора шума.

При выводе формул (7) и (8) принято $T_{i2} = T$.

Погрешность, вносимая от конечной величины T_{i1} , может быть оценена формулой:

$$\delta = \frac{D[f_i(\dot{P}_N)] - D[P_i]}{D[f_i(\dot{P}_N)]} \approx 1 - \frac{1 - \sigma T}{1 - \sigma^2 T^2}. \quad (9)$$

Вывод приведенных формул относится к схемам решения стохастических задач вообще и выходит за рамки данной статьи.

Задача существенно упрощается, если частоту регулирует только одна станция. Соответствующая структурная схема решения приведена на фиг. 4 (станция I регулирует частоту). Кроме того, как показывает анализ, длительность решения задачи в этом случае, при равных условиях, меньше (в некоторых случаях в два раза) по сравнению со схемой на фиг. 3.

По результатам математического анализа структурных схем и пробных решений подобных задач стохастического планирования можно утверждать следующее:

1. Изложенная методика позволяет решать подобные задачи довольно просто и с необходимой точностью.
2. Подобные задачи могут быть решены на универсальных аналоговых машинах.
3. Максимальная длительность решения в большинстве случаев меньше 1 мин.

Л и т е р а т у р а

1. М.Х. В а л д м а, О.Р. Т е р н о. Некоторые вопросы вероятностного оптимального планирования производственных процессов энергетических систем. Энергетические системы. Сборник статей 2. Труды Таллинского политехнического института, серия А, № 225. Таллин, 1965.

2. В.С. П у г а ч е в. Теория случайных функций и ее применение к задачам автоматического управления. Физматгиз, М., 1962.

3. Л.Л. Р о т к о п. Статистические методы исследования на электронных моделях. "Энергия", М., 1967.

4. М.П. Б о б н е в. Генерирование случайных сигналов и измерение их параметров. "Энергия", М.-Л. 1966.

5. Л. Л е в и н. Методы решения технических задач с использованием аналоговых вычислительных машин. М., "Мир", 1966.

H. Lelumees

Analogue Computer Solution of a Stochastic Economic
Load Planning Problems in Electric Systems

Summary

This article describes the planning problems upon the random system load and methods for solving these problems on an analogue computer. The system load is simulated by means of low frequency noise generator. Formulas for determining the time of solution and characteristics of analogue elements have been deduced. It has been shown that the problems here described can be solved by an ordinary analogue computer.

УДК 621.311.1:681.142.68

Т.А. Вийра

ОБ ОДНОЙ ВОЗМОЖНОСТИ ВОСПРОИЗВЕДЕНИЯ ФУНКЦИЙ ДВУХ ПЕРЕМЕННЫХ

В аналоговых вычислительных устройствах, предназначенных для оптимального распределения нагрузок в электрических системах, для воспроизведения характеристик электростанции используются функциональные преобразователи (ФП).

Для воспроизведения характеристики относительных приростов (х.о.п.) расхода топлива ТЭС применяются ФП одной переменной, а для воспроизведения х.о.п. расхода воды ТЭС — ФП двух переменных, так как относительный прирост ТЭС зависит кроме электрической мощности станции и от напора воды.

Указанные вычислительные устройства должны быть быстро и удобно настраиваемые. Если существующие преобразователи одной переменной, как правило, соответствуют этим требованиям, то ФП двух переменных, вообще, недостаточно разработаны и существующие принципы их построения не соответствуют предъявляемым требованиям.

В настоящей статье излагается принцип работы ФП двух переменных, имеющего непосредственную и независимую настройку. Этим ФП можно моделировать любую х.о.п. расхода воды ТЭС. Принцип ФП разработан, исходя из следующих исходных предположений:

а) по оси напора воды расстояния между интерполяционными точками одинаковые (х.о.п. задается обычно через равные интервалы напора воды);

б) по оси мощности расстояния между интерполяционными точками произвольные.

Теоретической основой ФП принят интерполяционный полином Лагранжа.

Целесообразно сначала дать описание работы ФП одной переменной, потому что в грубом приближении ФП двух переменных можно рассмотреть состоящим из двух ФП одной переменной и интерполятора.

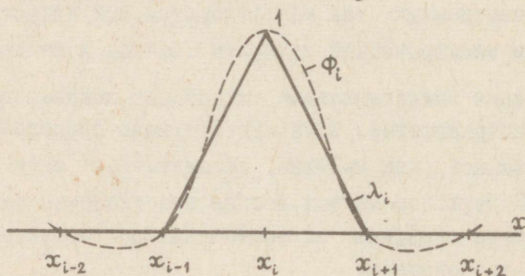
Полином Лагранжа для одной переменной имеет вид:

$$F(x) = \sum_{i=0}^{i=m} F(x_i) \Phi_i(x), \quad (1)$$

где $F(x_i)$ — значение заданной функции в интерполяционной точке x_i ; $\Phi_i(x)$ — интерполяционный множитель.

Множитель $\Phi_i(x)$ имеет сложный аналитический вид (графическое изображение см. фиг. 1), который удовлетворяет условию:

$$\Phi_i(x_j) = \begin{cases} 1, & \text{если } i=j, \\ 0, & \text{если } i \neq j. \end{cases} \quad (2)$$



Фиг. 1. Интерполирующая функция

Сумма (1) представляет собой криволинейную аппроксимирующую функцию. Ввиду того, что функцию $\Phi_i(x)$ сложно реализовать в вычислительном устройстве, она заменяется треугольной функцией $\lambda_i(x)$ (см. фиг. 1), которая также удовлетворяет условию (2).

Моделировать треугольные функции относительно легко. Это можно делать при помощи следующих операций. Независимая пе-

ременная кодируется в преобразователе напряжение-код. Вычитается остаток кодирования, который является начальной треугольной функцией. Отдельные "треугольники" получаются в результате соответствующего преобразования и коммутирования начальной функции коммутатором. В коммутировании принимает участие дешифрованный двоичный код от преобразователя напряжение-код. Электронная схема, где все эти операции реализуются, представляет собой генератор треугольных функций. Далее треугольные функции перемножаются в устройстве ввода функций с величинами заданной функции в интерполяционных точках и суммируются. Получается кусочно-линейная аппроксимирующая функция.

По такому принципу работает ФП в специализированном вычислительном устройстве РЭР-2, разработанном в ВНИИЭ [1] .. [3].

Полином Лагранжа для двух переменных имеет следующий вид:

$$F(x, y) = \sum_{i=0}^{i=m} \sum_{j=0}^{j=n} F(x_i, y_j) \Phi_{ij}(x, y), \quad (3)$$

где $F(x_i, y_j)$ - значение заданной функции в интерполяционной точке с координатами (x_i, y_j) ; $\Phi_{ij}(x, y)$ - интерполяционный множитель.

Множитель $\Phi_{ij}(x, y)$ можно выразить в виде произведения двух множителей, которые аналогично множителю для полинома одной переменной можно заменить треугольными функциями

$$\Phi_{ij}(x, y) \approx \Phi_i(x) \Phi_j(y) \approx \lambda_i(x) \lambda_j(y).$$

Из этой формулы вытекает необходимость наличия двух генераторов треугольных функций в составе ФП двух переменных.

Интерполяционная формула (3) принимает следующий вид:

$$F(x, y) = \sum_{i=0}^{i=m} \sum_{j=0}^{j=n} F(x_i, y_j) \lambda_i(x) \lambda_j(y). \quad (4)$$

Обозначим в (4)

$$\sum_{i=0}^{i=m} F(x_i, y_j) \lambda_i(x) = F(x, y_j).$$

Тогда

$$F(x, y) = \sum_{j=0}^{j=n} F(x, y_j) \lambda_j(y). \quad (5)$$

Функция $F(x, y_j)$ является функцией одной переменной. Очевидно таких функций в сумме (5) $n + 1$. Для их формирования требуется только один генератор треугольных функций, так как они все функции переменной x .

Далее рассмотрим, как произойдет интерполяция между функциями $F(x, y_j)$.

При любом значении переменной y сумма (5) содержит два слагаемых, так как одновременно имеется только два соседних "треугольника", значение которых отличается от нуля. Обозначив функцию одной переменной, имеющую нечетный индекс интерполяционной точки по оси y , через $F(x, y_p)$, а функцию, имеющую четный индекс, — через $F(x, y_q)$, формулу (5) можем написать в виде:

$$F(x, y) = F(x, y_p) \lambda_p(y) + F(x, y_q) \lambda_q(y), \quad (6)$$

где $\lambda_p(y)$ и $\lambda_q(y)$ — "треугольники" с нечетными и четными индексами соответственно.

Пусть n будет нечетное число. Введем обозначения

$$\sum_{p=1}^{p=k} \lambda_p = p(y) \quad \text{и} \quad \sum_{q=0}^{q=l} \lambda_q = q(y)$$

$(k = 1, 3, 5, \dots, n \text{ и } l = 0, 2, 4, \dots, n-1),$

где
$$p(y) + q(y) = 1.$$

Тогда из (6) имеем:

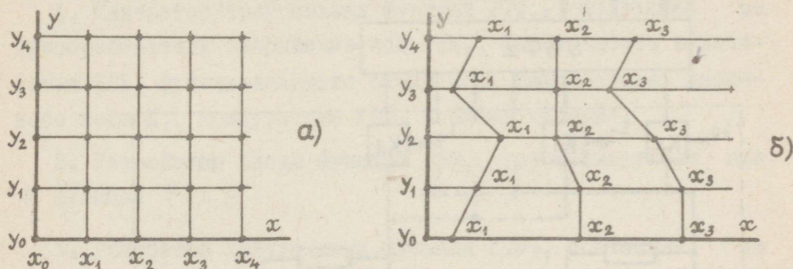
$$\begin{aligned} F(x, y) &= F(x, y_p) p(y) + F(x, y_q) - F(x, y_q) p(y) = \\ &= F(x, y_q) + [F(x, y_p) - F(x, y_q)] p(y). \end{aligned} \quad (7)$$

Как видно, для интерполяции используется треугольная функция $p(y)$, которая формируется в генераторе треугольных функций переменной y .

Если в составе обоих генераторов имеется преобразователь напряжение-код с постоянными весами всех разрядов кода, то проекция интерполяционных точек на плоскости xu имеет вид, показанный на фиг. 2, а.

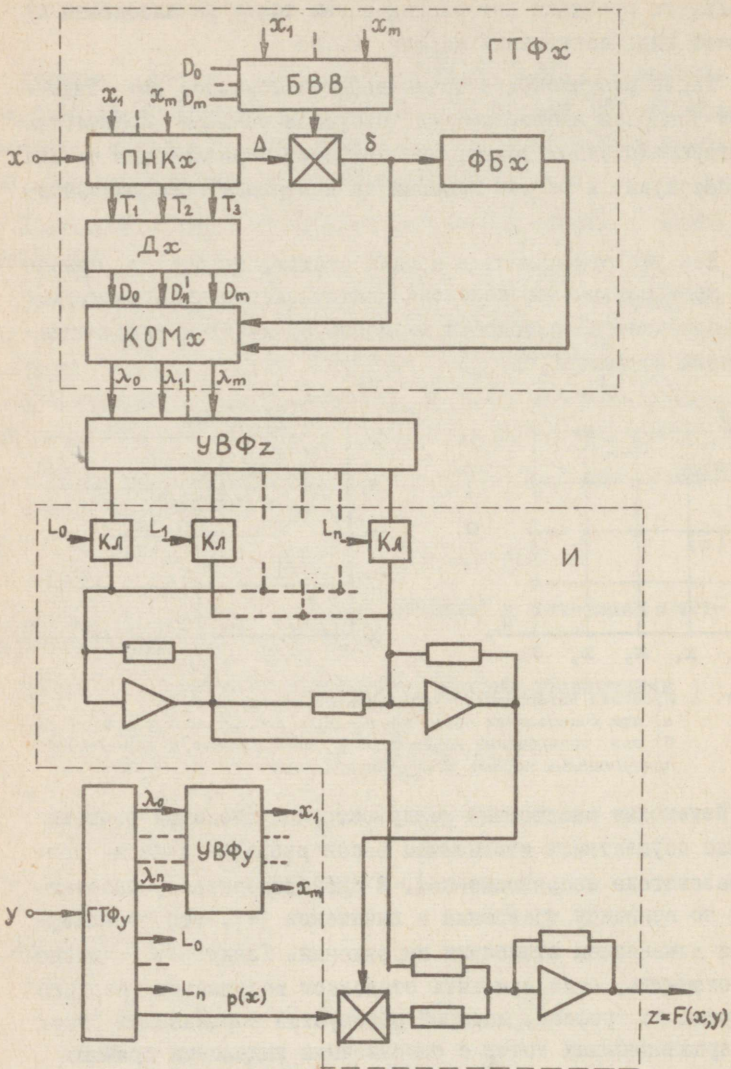
Такое расположение точек нецелесообразно: для заданной точности аппроксимации требуется большое количество интерполяционных точек, что приводит к увеличению объема аппаратуры и затрат времени на постройку преобразователя.

Как уже отмечалось в начале статьи, по оси x принято произвольное расположение интерполяционных точек, т.е. их проекция на плоскости xu могла бы иметь и вид, показанный на фиг. 2, б.



Фиг. 2. Проекция интерполяционных точек на плоскости xu :
 а) при кодировании обеих переменных весами всех разрядов кода,
 б) при кодировании переменной y постоянными, а переменной x переменными весами всех разрядов кода

Изменение расстояний между интерполяционными точками можно осуществить изменением весов разрядов кода в преобразователе напряжение-код. В преобразователе, работающем по принципу сравнения и вычитания [4], это реализуется изменением эталонных напряжений. Точку x_1 можно передвинуть, если изменить эталонное напряжение первого разряда по графику, который образуется соединением всех интерполяционных точек с одинаковыми индексами прямыми линиями (см. фиг. 2, б). Поступая таким образом и с остальными точками, получим необходимые функции одной переменной $x_i = F(y)$ для преобразователя напряжение-код переменной x . Так как уже имеется генератор треугольных функций переменной y , то это не представляет затруднений.



Фиг. 3. Структурная схема ФП двух переменных

Однако получение треугольных функций $\lambda_i(x)$ затруднительно. Остаток кодирования Δ при равных интервалах интерполяции характеризуется одинаковыми высотами "треугольников". При неравных интервалах эти высоты неодинаковые. Для избежания этого явления следует произвести деление

$$\frac{\Delta}{x_{i+1} - x_i}$$

Для этого в составе генератора треугольных функций переменной x предусмотрен блок деления и блок выбора и вычитания, выбирающий и вычитающий значения x_{i+1} и x_i при $x_{i+1} > x > x_i$.

На фиг. 3 приведена структурная схема ФП двух переменных, имеющего следующие блоки:

1. Генератор треугольных функций ГТФ_x, состоящий из преобразователя напряжение-код ПНК_x, блока выбора и вычитания БВВ, функционального блока ФБ_x, дешифратора двоичного кода Д_x, коммутатора КОМ_x и блока деления.

2. Устройство ввода функций УВФ_z, где формируются все n функций $F(x, y_j)$.

3. Генератор треугольных функций ГТФ_y, состоящий из преобразователя напряжение-код с постоянными весами всех разрядов кода, функционального блока, дешифратора, коммутатора "треугольников" $\lambda_j(y)$ и коммутатора функций L_j .

4. Устройство ввода функций УВФ_x, формирующее функции эталонных напряжений для преобразователя ПНК_x.

5. Интерполятор И, состоящий из электронных ключей Кл, усилителей-сумматоров и блока умножения.

Дополнительные функции L_j , которые выражаются

$$L_j = \text{sign}[\lambda_j(y)]$$

необходимы для коммутирования функций $F(x, y_p)$ и $F(x, y_q)$ в интерполятор И. Схема интерполятора представляет собой электрическую модель формулы (7).

Преобразователь на предлагаемом принципе может быть использован в вычислительных машинах непрерывного действия, а также вместе с дополнительными устройствами для цифровой вычислительной машины в качестве запоминающего устройства.

1. С.А. Г и н з б у р г, Ю.Я. Л ю б а р с к и й. Комбинированные (аналого-цифровые) функциональные преобразователи одной и двух переменных. Труды ВНИИЭ, вып. ХУШ. М.-Л. "Энергия", 1964.

2. Ю.Я. Л ю б а р с к и й, Т.С. Я к о в л е в а. Гибридный функциональный преобразователь и его исследование. Труды ВНИИЭ, вып. ХХУП. М.-Л. "Энергия", 1967.

3. С.А. Г и н з б у р г. Вопросы построения схем вычислительной машины РЭР-2. Труды ВНИИЭ, вып. ХХУП. М.-Л. "Энергия", 1967.

4. Э.С. Г и т и с. Преобразователи информации для электронных цифровых вычислительных устройств. М.-Л. Госэнергоиздат, 1961.

T. Viira

Aus einer Möglichkeit zur Erzeugung von Funktionen
von zwei Variablen

Zusammenfassung

In diesem Aufsatz wird der Grundsatz des nach Methode des Interpolationspolynoms von Lagrange arbeitenden Funktionsgenerators dargelegt. Dieser Funktionsgenerator ist ein Hybridrechenggerät. Zwischen den Interpolationspunkten wird lineare Interpolation durchgeführt. Längs der einen von beiden Achse sind die Interpolationspunkte über gleiche Abstände verteilt. Die Entfernungen zwischen den Interpolationspunkten längs der anderen Achse sind willkürlich. Diese Eigenschaft setzt den Funktionsgenerator in den Stand mit optimaler Weise die Charakteristiken des Wasserkraftwerkes zu erzeugen.

Solcher Generator wird Verwendung sowohl in energetischen Spezialanalogrechenmaschinen, die die Aufgabe der optimalen Verteilung der Belastung zwischen den Kraftwerken auflösen, als auch mit zusätzlichen Einrichtungen bei Digitalrechenmaschinen als Speichereinrichtung finden.

Solche Funktionsgeneratoren lassen die Zeit zum Rechnen des optimalen Regimes abkürzen und damit Betriebskosten in elektrischen Systemen verkleinern.

УДК 621.311.1.016.35

М.В. Мельдорф

ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДА СТАТИСТИЧЕСКИХ ИСПЫТАНИЙ К
ИССЛЕДОВАНИЮ УСТОЙЧИВОСТИ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ

В последнее время поставлена задача разработки методов определения оптимального уровня надежности энергетических систем [1, 2, 3]. Составной частью этой общей задачи является вопрос об экономическом обосновании выбора мер повышения их устойчивости.

Принятая в настоящее время методика анализа устойчивости энергетических систем исходит из установления режимов, подлежащих проверке, расчетных возмущений и необходимых коэффициентов запаса устойчивости. В действующих в настоящее время руководящих указаниях по определению устойчивости энергетических систем [4] приведены нормативные требования запаса статической устойчивости и указаны расчетные возмущения для проверки систем на динамическую устойчивость. Там же обращено внимание на то, что из-за незавершенности теоретических разработок и недостаточности технических и статистических данных о случаях нарушений устойчивости в энергосистемах, в настоящее время не представляется возможным с необходимой точностью обосновать изложенные требования. Указано также, что разработка подобных нормативов должна основываться на статистико-вероятностных методах оценки условий нарушений устойчивости и их возможных последствий.

Выбор оптимального уровня устойчивости достигается экономическим сравнением вариантов, т.е. сравнением расчетных затрат, связанных с обеспечением определенного

уровня устойчивости. Последние складываются, с одной стороны, из затрат на проведение мероприятий для обеспечения устойчивости и, с другой, — из ущербов, возникающих в системе вследствие нарушений устойчивости. Затраты на проведение мероприятий по повышению устойчивости можно оценить известными методами экономических расчетов. В то же время ущерб от нарушений устойчивости может выявиться только посредством вероятностного анализа режимов энергетической системы.

Поскольку ущерб от нарушений устойчивости является существенно случайной величиной, возникает вопрос: какая из его вероятностных характеристик должна быть положена в основу экономического сравнения вариантов? Очевидно, основной характеристикой ущерба является его математическое ожидание. Наряду с этим должны, по-видимому, учитываться и другие вероятностные характеристики, прежде всего дисперсия. Однако в настоящее время в литературе не высказано соображений, позволяющих учитывать дисперсию и высшие моменты ущерба, поэтому остановимся только на вопросе определения математического ожидания ущерба.

Из задачи нахождения математического ожидания ущерба можно выделить три вопроса: 1) сбор и обработка необходимого статистического материала, 2) нахождение условных математических ожиданий ущерба при заданных аварийных ситуациях, 3) разработка методов и алгоритмов вычисления математического ожидания ущерба. В первую очередь подлежит решению вопрос о разработке практически применимых методов вычисления математического ожидания ущерба, так как требования к необходимому статистическому материалу, а также к методике определения условных математических ожиданий ущерба могут быть установлены лишь с учетом принятых методов вычисления.

Вычисление условных математических ожиданий ущерба является весьма сложной технико-экономической задачей. Поэтому зачастую приходится ограничиваться выводом вероятностных показателей устойчивости, основываясь на вероятностях нарушения устойчивости (математическое ожидание числа нарушения устойчивости за некоторый период, средняя

длительность безаварийной работы системы и пр.). Определение подобных показателей нельзя признать решением поставленной задачи, однако они все же являются шагом вперед к обоснованию выбора мер повышения устойчивости.

По характеру переходных процессов и свойств изучаемой энергетической системы можно задачу вероятностного анализа устойчивости энергетических систем разделить на следующие проблемы: 1) исследование синхронной устойчивости системы, не содержащей слабых связей; 2) исследование синхронной устойчивости систем со слабыми связями; 3) исследование результирующей устойчивости.

Ниже рассматривается лишь первая из этих проблем.

Одной из первых работ в этой области является статья В.А. Веникова, Ю.М. Горского и Л.А. Солдаткиной [3], в которой помимо обоснования необходимости вероятностного подхода к исследованию устойчивости, предложены приближенные формулы для расчета вероятностей нарушения статической и динамической устойчивости.

Эти вопросы нашли дальнейшее развитие в работах П.Я.Каца, Е.А. Марченко и Ю.Д. Садовского [5]...[7]. Однако, как указано в [7], использование полученных общих соотношений практически исключается из-за больших трудностей, возникающих при задании исходных характеристик, и огромного объема вычислительных работ, а практические результаты могут быть получены лишь при принятии значительных упрощающих допущений.

Из рассмотрения указанных выше работ можно сделать вывод, что учет большого количества параметров режима и системы оказывается не под силу даже новейшим ЭЦВМ уже при вычислении вероятностей нарушений устойчивости, а тем более при определении математического ожидания ущерба. Принятие значительных упрощающих допущений требует, однако, оценки возможных ошибок, что не менее затруднительно.

Выход из положения может быть найден при применении метода статистических испытаний (метода Монте-Карло). Известно, что при применении этого метода скорость сходимости решения задачи не зависит от числа измерений, т.е. ме-

год статистических испытаний хорошо приспособлен к многомерным задачам. Недостатком метода является малая скорость сходимости решения. Точность решения увеличивается пропорционально корню, квадратному из объема вычислений. Однако очевидно, что при вероятностной оценке устойчивости электрических систем особой точности не требуется. К тому же оценка точности при данном методе не представляет затруднений.

Пусть требуется найти математическое ожидание ущерба от нарушений устойчивости энергетической системы, не содержащей слабых связей, за период времени T .

Будем считать заданными случайные величины, определяющие устойчивость системы X_s ($s=1, \dots, n$). Для краткости будем называть величины X_s аргументами устойчивости.

К аргументам устойчивости относятся: параметры режима и системы (активные и реактивные мощности потребителей и источников энергии, времена срабатывания устройств релейной защиты и автоматики, число включенных агрегатов и пр.), вид возмущений режима системы (короткие замыкания, внезапные отключения элементов схемы системы, толчки нагрузки, неправильное срабатывание устройств релейной защиты и автоматики), а также место и время возникновения возмущений.

Разобьем рассматриваемый период времени T на малые интервалы Δt_i , ($i=1, \dots, l$) в течение которых режим и параметры системы могут считаться постоянными. Иначе говоря, перейдем от непрерывного времени t к дискретным моментам времени t_i ($i=0, 1, \dots, l$).

Математическое ожидание ущерба за период T выражается тогда суммой математических ожиданий за каждый интервал Δt_i :

$$M[Y] = \sum_{i=1}^l M[Y_i], \quad (1)$$

где $M[Y_i]$ — математическое ожидание ущерба за интервал Δt_i . Последняя величина определяется выражением:

$$M[Y_i] = \sum_j p_{ij} M[Y_{ij}], \quad (2)$$

где p_{ij} - вероятность возникновения нарушения устойчивости j -го вида x за i -ый интервал; $M[Y_{ij}]$ - условное математическое ожидание ущерба, возникающего вследствие нарушения устойчивости j -го вида за i -ый интервал времени.

Если выбрать интервалы Δt_i достаточно малыми (например, равными одному часу) и учитывать, что возмущения, могущие привести к нарушению устойчивости, относительно редки, можно принять следующие допущения: 1) пренебречь вероятностью возникновения более одного возмущения за интервал Δt_i ; 2) считать, что к моменту возникновения очередного возмущения все последствия предыдущего возмущения ликвидированы; 3) считать, что за промежуток времени между возмущениями все внутренние зависимости в аргументах устойчивости исчезают. Последнее допущение позволяет описывать аргументы устойчивости одномерными законами распределения.

При учете принятых допущений, вычисление математического ожидания ущерба по методу статистических испытаний сводится к следующему:

1. Выбирается случайно одно значение для каждого аргумента $x_s^{(i)}$ в соответствии с их законами распределения при некотором моменте времени t_i , т.е. выбирается случайная точка в n -мерном пространстве величин x_s .

2. Проверяется устойчивость режима в выбранной точке.

3. Если режим устойчив, значение условного математического ожидания ущерба $m_y^{(i)}$ считается равным нулю, если же режим неустойчив, вычисляется значение $m_y^{(i)}$, соответствующее выбранным значениям аргументов устойчивости, моменту времени t_i и виду нарушения устойчивости.

4. Действия по пунктам 1...3 повторяются k раз.

5. Вычисляется математическое ожидание ущерба, соответствующее интервалу Δt_i :

^x Под видом нарушения устойчивости понимается любое нарушение, сопровождающееся выпадением из синхронизма различных станций системы.

$$M[y_i] = \frac{\sum_{r=1}^k m_y^{(r)}}{k} \quad (3)$$

6. Вычисления по пунктам 1...5 повторяются для l интервалов Δt_i , входящих в период T .

7. По формуле (1) находится искомое математическое ожидание.

Необходимое число повторений расчетов при заданном Δt_i (число испытаний) k зависит от требуемой точности и достоверности результатов вычислений. Значение k определяем известными методами математической статистики, рассматривая проведенные расчеты как независимые испытания над некоторой случайной величиной.

Общее необходимое число испытаний $k \cdot l$ при $T = 1$ год, по-видимому, оказывается порядка $10^4 \dots 10^5$. Учитывая, что время расчета устойчивости некоторого режима системы на ЭЦВМ типа Урал-2 составляет не менее 15...20 минут, даже без учета необходимого времени на определение условного математического ожидания ущерба, необходимо машинное время, которое превышает все практические возможности.

Возникшую трудность можно преодолеть аналитическим выделением областей устойчивости в пространстве аргументов устойчивости. В самом деле, если удастся аппроксимировать аналитическими функциями граничные поверхности области устойчивости, позволяющей оценить устойчивость системы в любой заданной точке пространства, то испытания на устойчивость уже не сводятся к моделированию самого переходного процесса, а к установлению того, в какую область попадает изображающая точка исследуемого режима. Аналогичная аппроксимация требуется также для определения зависимости условного математического ожидания ущерба от параметров системы, момента времени и вида нарушения устойчивости.

Объем вычислительных работ может быть признан приемлемым, если время одного испытания (получение случайной точки, проверка устойчивости и нахождение условного математического ожидания ущерба) с помощью аппроксимирующих функций на ЭЦВМ

оказывается порядка I сек, а необходимое число проверок устойчивости с моделированием переходного процесса и число непосредственных вычислений условных математических ожиданий ущерба для определения аппроксимирующих функций, имеет порядок 100.

Один из возможных путей создания алгоритмов аппроксимации границ областей устойчивости и зависимости условных математических ожиданий ущерба от определяющих их величин приведен в статье автора [8].

Л и т е р а т у р а

1. И.А. С и р о м я т н и к о в. Некоторые вопросы применения вероятностных и статистических методов в энергетике. Электричество, 1964, № 8.

2. И.М. М а р к о в и ч, С.С. Р о к о т я н. О неотложных задачах развития науки в области электроэнергетических систем. Известия АН СССР, Энергетика и транспорт, 1967, № 1.

3. В.А. В е н и к о в, Ю.М. Г о р с к и й, Л.А. С о л д а т к и н а. Методы теории вероятностей в применении к анализу режимов электроэнергетических систем. Применение вероятностных и статистических методов к анализу режимов энергосистем, I. Киев, ГИТЛ УССР, 1963.

4. Основные положения и временные руководящие указания по определению устойчивости энергетических систем, М.-Л. "Энергия", 1964.

5. П.Я. К а ц, Ю.Д. С а д о в с к и й. Расчет закона распределения отклонения режимных параметров под влиянием коротких замыканий в сложной энергосистеме. Известия НИИПТ, вып. II, 1965.

6. П.Я. К а ц, Е.А. М а р ч е н к о, Ю.Д. С а д о в с к и й. Вероятностная оценка устойчивости энергосистем при коротких замыканиях. Известия вузов, Энергетика, 1966, № 7.

7. П. Я. Кац, Е. А. Марченко, Ю. Д. Садовский. Вероятностные характеристики устойчивости энергосистем при коротких замыканиях. Известия НИИЭТ, вып. 12, 1966.

8. М. В. Мельдорф. Аппроксимация границы области устойчивости сложной энергосистемы. См. наст. сборник, стр. 39.

M. Meldorf

Die Anwendung der Monte-Carlo-Methode zur Untersuchung der Stabilität von Energiesystemen

Zusammenfassung

Um Maßnahmen zur Erhöhung der Stabilität von Energiesystemen ökonomisch begründen zu können, ist es erforderlich, den mathematischen Erwartungswert des infolge von Stabilitätsstörungen entstehenden volkswirtschaftlichen Schadens zu berechnen.

Eine grundlegende Schwierigkeit bei der Ausarbeitung einer Methodik zur Berechnung des mathematischen Erwartungswertes dieses Schadens stellt die zu berücksichtigende Vielzahl unabhängiger Parameter dar, da dadurch ein außerordentlich großer Rechenaufwand verursacht wird.

Einen praktisch realisierbaren Algorithmus für die Berechnung des mathematischen Erwartungswertes kann man auf der Grundlage der Monte-Carlo-Methode aufstellen.

Eine auf diesem Algorithmus aufzubauende Methode ist anwendbar, wenn man vorher die analytische Approximation des Stabilitätsgebietes ermittelt hat.

УДК 621.311.1.016.35

М.В. Мельдорф

АППРОКСИМАЦИЯ ГРАНИЦЫ ОБЛАСТИ
УСТОЙЧИВОСТИ СЛОЖНОЙ ЭНЕРГОСИСТЕМЫ

При применении метода статистических испытаний для вероятностного анализа устойчивости энергетических систем, возникает необходимость в аппроксимации аналитической функцией граничной поверхности^I области устойчивости энергетической системы в пространстве величин, определяющих устойчивость системы (последние будем называть аргументами устойчивости). Необходимо также аппроксимировать зависимость условных математических ожиданий ущерба от определяющих их величин [1].

В числе независимых переменных указанных зависимостей имеются как количественные, так и качественные (логические) переменные (например, успешность АПВ, вид нарушения устойчивости, т.е. ситуация, сложившаяся в системе в результате выпадения из синхронизма некоторого сочетания станций и пр.) Известно, что нахождение метода аппроксимации функций с логическими переменными намного труднее, чем функций, зависящих только от количественных переменных. Поэтому желательно исключить из рассмотрения логические переменные. Некоторые логические переменные удастся исключить искусственным вводом новых количественных переменных. Например, предположим, что АПВ всегда неуспешное, но в область определения времени включения на короткое замыкание включим также нулевое значение. Кроме того, примем, что проводи-

^I Ввиду многомерности исследуемого пространства, вообще говоря, имеем дело с гиперповерхностью.

мость линии, на которой возникло короткое замыкание, может в схеме замещения принимать значения от нуля до расчетного значения проводимости Y этой линии. Успешному АПВ будут тогда соответствовать нулевое значение времени включения на короткое замыкание и проводимость Y после выключения короткого замыкания, а неуспешному АПВ — некоторое ненулевое время включения на короткое замыкание и нулевая проводимость. Тем самым логическая переменная — успешность АПВ — окажется замененной количественной величиной — проводимостью линии после АПВ.

Заменить подобным же образом вид нарушения устойчивости некоторой количественной величиной не удастся. Поэтому исключим эту величину из числа независимых переменных и будем определять аппроксимирующую функцию отдельно для каждого вида нарушения устойчивости.

Ниже будем считать, что логические переменные исключены тем или иным способом из числа независимых переменных.

Число независимых переменных в указанных выше зависимостях может достигать нескольких десятков. Общие методы аппроксимации функций со столь большим числом переменных очень трудоемки. В связи с этим поставим задачу нахождения практически применимого метода аппроксимации с учетом конкретного характера исследуемых зависимостей, принимая во внимание, что особой точности результатов при вероятностном анализе устойчивости не требуется.

В отношении характера исследуемых зависимостей можно из физических соображений сформулировать следующие положения.

1. Условное математическое ожидание ущерба представимо явной однозначной непрерывной функцией своих аргументов.

2. Координаты точек граничной поверхности области устойчивости не связаны функцией, выражаемой в явном виде, так как обычно при расчетах устанавливается лишь факт сохранения или нарушения устойчивости проверяемого режима. Однако всегда можно найти хотя бы один аргумент устойчивости, однозначно определяющий на граничной поверхности об-

ласти устойчивости по остальным аргументам. Если обозначить этот аргумент через x_1 , можно, следовательно, утверждать, что принципиально существует однозначная функция

$$x_1 = F(x_2, \dots, x_n), \quad (1)$$

описывающая граничную поверхность области устойчивости. Можно также предположить, что эта функция непрерывна.

Таким образом, в обоих случаях аппроксимации подлежит однозначная непрерывная функция вида (1).

Прежде чем приступить к выбору аппроксимирующей функции, установим область G пространства величин x_1, \dots, x_n , в которой требуется аппроксимировать исследуемую зависимость. Зададим эту область неравенствами

$$\eta_i < x_i < \zeta_i \quad (i = 1, \dots, n), \quad (2)$$

где η_i и ζ_i — практические пределы изменения величин x_i .

Для ввода в исследуемое пространство понятия расстояния, необходимо предварительно привести переменные x_i ($i = 1, \dots, n$) к безразмерному виду. В качестве базисных единиц можно выбрать, например, величины $\zeta_i - \eta_i$.

Наиболее простое приближение функции (1) имеет вид линейной зависимости

$$x_1 = A_1 + \sum_{i=2}^n A_i x_i, \quad (3)$$

где A_i ($i = 1, \dots, n$) — постоянные.

Ввиду однозначности функции (1), подобное приближение в области G всегда осуществимо с некоторой конечной погрешностью.

Для определения постоянных A_i необходимо найти координаты некоторого числа s точек аппроксимируемой поверхности, которые будем называть опорными точками. Чтобы иметь возможность оптимизации постоянных A_i , а также имея в виду дальнейшее уточнение линейного приближения, выберем $s > n$.

В целях упрощения выкладок проведем поворот координат, так чтобы направление нормали поверхности (3) совпало с осью координаты x_1 . Тогда в новой системе координат² вместо (3) будем иметь:

$$x_1 = D_0, \quad (4)$$

где D_0 — постоянная.

Поставим теперь задачу уточнения линейного приближения в опорных точках $\Gamma_1, \dots, \Gamma_p$, ($p < S$), которые мы будем называть вторичными опорными точками, наиболее удаленных от поверхности (4). Находим для этого некоторую нелинейную функцию $E(x)$ ($x = \{x_1, \dots, x_n\}$) и потребуем, чтобы координаты точек $\Gamma_1, \dots, \Gamma_p$ удовлетворяли равенству

$$x_1 = D_0 + E(x). \quad (5)$$

Наиболее подходящим представляется выбрать функцию $E(x)$ в виде показательного многочлена

$$E(x) = \sum_{j=1}^p B_{\Gamma_j} \exp \left\{ - \sum_{i=2}^n \beta_i (x_i - x_{i\Gamma_j})^2 \right\}, \quad (6)$$

где $x_{i\Gamma_j}$ — i -ая координата Γ_j -ой опорной точки; B_{Γ_j} и β_i — постоянные, подлежащие определению.

Очевидно, что точность аппроксимации зависит, прежде всего, от выбора опорных точек. Однако планомерный поиск опорных точек, оптимальных по какому-то критерию, затруднен вследствие многомерности исследуемого пространства. Поэтому выберем координаты опорных точек случайно, по некоторому закону распределения.

Наиболее подходящим представляется применение закона равномерной плотности распределения опорных точек в области исследуемой поверхности H , входящей в область G . Последнее, однако, неосуществимо, так как область H не определена. В связи с этим найдем координаты опорных точек следующим образом:

I. В случае, если исследуемая зависимость выражается

² Для простоты записи обозначим новые координаты также через x_1, \dots, x_n .

в явном виде (при исследовании условного математического ожидания ущерба), выберем по равномерному закону распределения s значений каждой величины x_i ($i = 2, \dots, n$) в пределах их практического изменения и определим по заданным закономерностям соответствующие координаты $x_{i,j}$ ($j = 1, \dots, s$).

2. Если координаты x_1, \dots, x_n связаны с неявно выраженной зависимостью (аппроксимация граничной поверхности области устойчивости), выберем сперва в области G по равномерному закону распределения некоторое число m точек, которые будем называть первичными точками. После установления, к какой из двух подобластей области G (области устойчивости или области неустойчивости) принадлежат найденные точки, выберем одну точку из каждой подобласти, найдем на отрезке соединяющей их прямой точку, которая с заданной погрешностью может считаться лежащей на изучаемой поверхности, и примем ее за одну опорную точку. Аналогично поступая со следующими парами первичных точек, выбираемых по некоторому, наперед заданному правилу, определим координаты необходимого числа опорных точек.

При определении постоянных A_i ($i = 1, \dots, n$) линейного приближения (3) нужно иметь в виду однозначность аппроксимируемой функции. При достаточно большом числе опорных точек возможные ошибки могут быть предотвращены минимизацией (в новой системе координат) суммы приростов координат x_i опорных точек, т.е. минимизацией величины

$$Q = \sum_{i=1}^{s-1} \sum_{j=i+1}^s \frac{|x_{i,i} - x_{i,j}|}{d_{ij}}, \quad (7)$$

где d_{ij} — расстояние между i -ой и j -ой опорными точками.

Величина Q может одновременно служить мерой аппроксимируемости исследуемой зависимости функцией (5). Если установить критическое значение суммы приростов — $Q_{кр}$ то зависимость признается аппроксимируемой, если $\min Q < Q_{кр}$.

Предположим далее, что постоянные β_i ($i = 2, \dots, n$) в выражении многочлена (6) каким-то образом выбраны. Обозначим

$$E_{r_l r_j} = \exp \left\{ \sum_{i=2}^n \beta_i (x_{i r_l} - x_{i r_j})^2 \right\}, \quad (8)$$

где $x_{i r_l}$ — i -ая координата l -ой опорной точки.

Тогда, потребовав, чтобы координаты вторичных опорных точек удовлетворяли уравнение (5) и приняв во внимание (6), будем иметь систему линейных уравнений

$$x_{1 r_l} - D_0 = \sum_{j=1}^p B_{r_l r_j} E_{r_l r_j} \quad (l=1, \dots, p), \quad (9)$$

откуда, при $|E_{r_l r_j}| \neq 0$, постоянные $B_{r_l r_j}$ ($j=1, \dots, p$) определяются однозначно.

В целях уменьшения объема вычислений при пользовании аппроксимирующей функцией (5), постоянные β_i ($i=2, \dots, n$) желательно выбрать так, чтобы необходимое число вторичных опорных точек p превращалось в минимум при соблюдении заданной точности аппроксимации. Оптимизации можно подвергать также постоянную D_0 , проведя дополнительное преобразование системы координат смещением ее начала по оси x_1 .

Оценкой точности аппроксимации может служить величина наибольшего отклонения координат x_1 от поверхности (5) в опорных точках, не входящих в число вторичных опорных точек, т.е. величина $\max |x_1 - x_{1t}|$ ($t=1, \dots, s$).

Выбор оптимальных опорных точек может быть проведен путем минимизации величины $\max |x_1 - x_{1t}|$ посредством оптимизации величин β_i и D_0 , при каждом числе p вторичных опорных точек, начиная с $p = 0$. Если при очередном p выполняется условие

$$\min \max |x_1 - x_{1t}| < \Delta x_1,$$

где Δx_1 — заданная максимальная погрешность аппроксимации, то эта совокупность вторичных опорных точек и значения постоянных β_i и D_0 признаются оптимальными. В противном случае включаем в число вторичных опорных точек ту опорную точку, для которой $|x_1 - x_{1t}|$ оказалось наибольшим и повторяем оптимизацию постоянных β_i и D_0 при $m+1$ вторичных опорных точках.

Оптимизацию величин β_i ($i = 2, \dots, n$) и D_0 , а также постоянных A_i ($i = 1, \dots, n$) можно провести методом случайного поиска, так как особой точности в данном случае не требуется.

В приведенных выше рассуждениях остаются неопределенными необходимое число опорных точек S и критическое значение приростов Q , а также достоверность результата. Предварительная оценка этих величин может быть получена при анализе точности аппроксимации функцией (5) некоторой аналитически заданной (например, в виде степенного многочлена) функции. Окончательные выводы делаются при непосредственной проверке точности аппроксимации заданных зависимостей.

Л и т е р а т у р а

И. М. В. М е л ь д о р ф. Применение метода статистических испытаний к исследованию устойчивости энергетических систем. См. наст. сборник, стр. 31.

M. Meldorf

Die Approximation der Stabilitätsgrenze eines komplizierten Energiesystems

Zusammenfassung

Bei einer Analyse der Stabilität energetischer Systeme auf der Grundlage der Wahrscheinlichkeitstheorie ist es erforderlich, die Stabilitätsgrenze durch eine analytische Funktion zu approximieren.

Die Anwendung der allgemein üblichen Approximationsmethoden zur Lösung der obengenannten Aufgabe führt jedoch infolge der großen Zahl der zu berücksichtigenden unabhängigen Veränderlichen zu einem enormen rechnerischen Aufwand.

Ein praktisch anwendbares Approximationsverfahren kann gefunden werden, wenn man als Approximationsfunktion ein Exponentialpolynom auswählt.

УДК 621.316.925

К.Ю. Мёллер

О ВЛИЯНИИ УСТАВОК НА ОСНОВНЫЕ ТРЕБОВАНИЯ
К РЕЛЕЙНОЙ ЗАЩИТЕ

В настоящей статье анализируется методами теории вероятностей влияние величины уставок на основные технические требования, предъявляемые к устройствам релейной защиты, т.е. на селективность, быстродействие, чувствительность и надежность.

Исходя из условия селективности [1], получены в [2] выражения для определения уставок защиты в случае, если функции селективности представляют собой сумму нормально распределенных случайных величин.

В настоящей статье рассматривается общий случай условия селективности для определения уставок по воздействующей величине максимальной защиты и по времени. Определение уставки по воздействующей величине минимальной защиты аналогично и поэтому не рассматривается.

Исходим из условия селективности в нормальной форме [2]:

$$\varphi = \chi_{\text{ср}} - \chi > 0, \quad (1)$$

где φ — функция селективности;

$\chi_{\text{ср}}$ — уставка защиты;

χ — величина, от которой защита должна быть отстроена.

Задаваясь вероятностью p выполнения неравенства (1), получим уравнение:

$$P(\chi_{\text{ср}} - \chi > 0) = p, \quad (2)$$

которое может быть решено относительно математического ожидания уставки защиты $M[x_{cp}]$.

По своей физической природе величины x_{cp} и x , а следовательно, и φ - непрерывные случайные величины.

Как известно,

$$P(\varphi > 0) = 1 - F_{\varphi}(0) = p, \quad (3)$$

где F_{φ} - функция распределения величины φ .

Переходя на центрированную функцию селективности

$$\dot{\varphi} = \varphi - M[\varphi],$$

где математическое ожидание функции селективности

$$M[\varphi] = M[x_{cp}] - M[x],$$

получим из (3)

$$1 - F_{\dot{\varphi}}(M[x] - M[x_{cp}]) = p. \quad (4)$$

Из (4) можно выписать общее выражение математического ожидания уставок релейной защиты по времени и максимальной защиты по воздействующей величине:

$$M[x_{cp}] = M[x] - F_{\dot{\varphi}}^{-1}(1-p), \quad (5)$$

где $F_{\dot{\varphi}}^{-1}$ - обратная функция функции распределения центрированной функции селективности $F_{\dot{\varphi}}$, т.е.

$$F_{\dot{\varphi}}^{-1}(F_{\dot{\varphi}}(z)) = z.$$

Чувствительность защиты, уставка которой по воздействующей величине определена по (6), можно оценить долей α повреждений защищаемого элемента, на которые реагирует защита, т.е.

$$\alpha = P(x_{cp} < x_k),$$

где x_k - значение воздействующей величины защиты при повреждении защищаемого элемента, определяемое функцией распределения F_{x_k} .

По выражениям, аналогичным (1)...(4), получим:

$$\alpha = 1 - F_{\dot{\varphi}}(M[x_{cp}] - M[x_k]), \quad (6)$$

где

$$\dot{\varphi} = x_k - x_{cp}.$$

Отметим, что вероятность выполнения условия селективности p в (5) представляет собой условную вероятность несрабатывания защиты при наличии внешнего повреждения, а величина α (6) — условную вероятность срабатывания защиты при наличии повреждения на защищаемом элементе электрической системы.

Вероятность p является количественной мерой селективности защиты, а вероятность α — количественной мерой чувствительности защиты. Селективность можно рассмотреть как надежность несрабатывания по параметру^I, а чувствительность — как надежность срабатывания по параметру. Быстродействие защиты определяется уставкой по времени, вычисляемой по выражению (5), а в ряде случаев и чувствительностью защиты, так как время отключения повреждения зависит и от длины зоны более быстродействующей защиты.

Проанализируем полученные выражения.

Как известно, функция распределения случайной величины и обратная функция функции распределения являются монотонно возрастающими функциями своих аргументов.

Из выражения (5) видно, что математическое ожидание уставки защиты возрастает с увеличением селективности защиты p .

Чувствительность (α) максимальной защиты убывает с увеличением математического ожидания ее уставки (выражение (7)).

Из изложенного можно сделать следующие выводы:

1) Из четырех классических требований, предъявляемых к релейной защите, определяющим, с точки зрения определения уставок, является надежность. Селективность и чувствительность представляют собой надежность несрабатывания и срабатывания защиты по параметру соответственно, а бы-

^I Для устройств релейной защиты различаем надежность по параметру и элементную надежность. Первая определяется соответствием уставок (параметров срабатывания) защиты состоянию защищаемого элемента (исправна или повреждена). Вторая определяется повреждаемостью устройств защиты.

стродействие защиты определяется ее селективностью.

2) Увеличение селективности заданной защиты возможно только за счет уменьшения ее быстродействия или чувствительности.

3) Уставки защиты определяют селективность, быстродействие, чувствительность и надежность заданного устройства релейной защиты.

Л и т е р а т у р а

И. А. М. Федосеев. Основы релейной защиты. М.-Л. Госэнергоиздат, 1961.

2. К. А. И н у д у и др. Вероятностный подход к определению уставок релейной защиты. Энергетические системы. Сб. статей 2. Труды Таллинского политехнического института, сер. А, № 225, Таллин 1965.

K. Möller

Über den Einfluß der Arbeitswerte auf die Hauptforderungen an die Schutzeinrichtungen

Zusammenfassung

Wie bekannt ist, stellt man an die Schutzeinrichtungen vier technische Hauptforderungen: Selektivität, Arbeitsgeschwindigkeit, Empfindlichkeit, Sicherheit. In dem Aufsatz wurde nach Methoden der Wahrscheinlichkeitstheorie bewiesen, daß die ausschlaggebende Forderung, vom Gesichtspunkt der Bestimmung der Arbeitswerte, die Sicherheit ist. Die Selektivität und die Empfindlichkeit wurden als die Ruhe- und Arbeitssicherheit betrachtet. Die Arbeitsgeschwindigkeit des Schutzrelais hängt von seiner Selektivität ab. Die Vergrößerung der Selektivität der angegebenen Schutzeinrichtung ist nur auf Rechnung der Verkleinerung ihrer Arbeitsgeschwindigkeit oder Empfindlichkeit möglich.

УДК 621.316.925

К.Ю. Мёллер

ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ
ВРЕМЕНИ СРАБАТЫВАНИЯ РЕЛЕ ТИПА ЭВ-100, ЭВ-200

Для расчета времени срабатывания релейной защиты по вероятностной методике [1] необходимо проверить гипотезу о нормальности распределения времени срабатывания реле времени и оценить его дисперсию.

С этой целью экспериментально исследовано распределение времени срабатывания наиболее широко используемых в энергосистемах реле времени типа ЭВ-100, ЭВ-200. Испытаниям подвергались 3 реле типа ЭВ-113 (№1), ЭВ-224 (№ 2) и ЭВ-134 (№ 3), бывших 4 года в эксплуатации.

Время измерялось электрическими вибрационными секундомерами типа ПВ-52 и ПВ-53Л. Погрешность секундомера несколько увеличивает значения определяемых дисперсий. Однако это обстоятельство учитывается автоматически при установке уставок по времени по показаниям секундомера с такой же погрешностью. Поэтому погрешность секундомера не учтена.

Время срабатывания реле измерялось по всему диапазону уставок реле: на каждой отметке шкалы всех реле при 100 срабатываниях и на начальных, и на конечных отметках - при 200 срабатываниях. Итого произведено 3200 измерений.

Экспериментальные данные о временах срабатывания реле времени подвергались статистической обработке.

1. Оценка математических ожиданий и дисперсий производилась по методике, изложенной в [2]. При этом измеренные

значения не группировались. Поправка Шеппарда не использовалась, согласно рекомендациям ван дер Вардена и Н.В. Смирнова [2].

Полученные оценки математических ожиданий \bar{t} и дисперсий s^2 на всех отметках шкалы испытанных реле приведены в табл. I

Т а б л и ц а I

№ реле	Уставка	Оценки математических ожиданий и дисперсий			Q-процентные точки χ^2 -распределения				
		\bar{t}	s	s^2	χ_p^2	m_1	Q_1	m_2	Q_2
		сек	сек	мсек	мсек ²	-	-	%	-
I	2	3	4	5	6	7	8	9	10
I	0,1	0,1312	11,3	127,7	10,666	9	20	11	40
	0,2	0,2448	11,1	122,2	9,130	3	2,5	5	10
	0,4	0,4044	11,6	134,0	6,967	3	5	5	20
	0,6	0,5818	11,3	128,9	5,513	3	10	5	30
	0,8	0,7806	12,2	149,1	2,120	3	50	5	80
	1	1,0003	11,0	122,1	2,441	3	40	5	70
	1,2	1,1846	12,4	154,4	7,433	5	10	7	30
	1,3	1,2988	13,4	179,8	9,169	4	5	6	10
2	0,25	0,2312	13,8	189,5	7,383	4	10	6	20
	0,5	0,5764	13,9	193,0	2,797	4	50	6	80
	1	1,1088	13,4	180,4	4,489	4	30	6	60
	1,5	1,5732	14,6	213,9	1,962	4	70	6	90
	2	2,0427	16,0	254,8	2,332	7	90	9	97,5
	2,5	2,4858	16,5	273,1	12,379	6	5	8	10
	3	3,0185	19,9	396,7	5,855	8	60	10	80
	3,5	3,3572	18,0	325,4	8,213	7	30	9	50
3	0,5	0,4261	24,7	611,8	6,658	5	20	7	40
	1	0,9866	29,2	855,0	10,363	5	5	7	10
	2	2,0433	21,3	452,6	7,359	4	10	6	20
	3	2,9918	29,1	849,2	9,010	5	10	7	20
	4	3,8836	27,9	779,1	9,103	5	10	7	20
	5	4,8616	28,7	821,6	2,147	5	80	7	95
	6	5,8374	28,8	829,8	3,940	5	50	7	70

I	2	3	4	5	6	7	8	9	10
7	6,7729	40,1	1611	7,090	7	40	9	60	
8	7,6256	30,0	897,6	5,549	6	40	8	60	
9	8,5984	36,6	1344	2,930	7	80	9	95	

99-процентные доверительные пределы в случае 100 измерений для математического ожидания $\bar{t} \pm 0,258s$, а для квадратичного отклонения - двусторонние $0,845s$ и $1,22s$ и односторонний верхний $1,19s$.

Из табл. I видно, что оценки дисперсий имеют общую вероятностную тенденцию возрастания с увеличением оценок математического ожидания. Так как исследованию подвергались только три реле и количество точек по шкале реле, для которых определялись математические ожидания и дисперсии времени срабатывания, мало (8...10), то нельзя делать по полученным результатам достаточно достоверного заключения о зависимости дисперсии времени срабатывания от математического ожидания последнего. Этот вопрос требует дальнейшего исследования.

2. Проверка гипотезы о нормальности распределения времени срабатывания испытанных реле производилась по критерию χ^2 .

Обычно число степеней свободы m при этом критерии принимается $m=k-3$ (k - число классовых промежутков). Это, как указывает Н.В.Смирнов [2], может привести к серьезному преуменьшению вероятности ошибок первого рода (опровержение правильной гипотезы). Ван дер Варден рекомендует брать $m = k - 1$ степеней свободы [2]. Однако это может привести к заметной потере мощности критерия (Н.В. Смирнов). Это означает увеличение вероятности ошибки второго рода (принятие неверной гипотезы). Учитывая сказанное, Q -процентные точки χ^2 -распределения определены по рассчитанным значениям χ^2_p при двух числах степеней свободы $m_1=k-3$ и $m_2=k-1$, (соответственно Q_1 и Q_2).

Результаты проверки испытанных реле на всех отметках шкалы приведены в таблице I.

По табл. I гипотезу о нормальности распределения времени срабатывания испытанных реле можно считать не противоречащим экспериментным данным.

Л и т е р а т у р а

1. К.А.И н у д у, К.Ю. М ё л л е р, О.Р. Т е р н о . Вероятностный подход к определению уставок релейной защиты. Энергетические системы. Сборник статей 2. Труды Таллинского политехнического института, серия А, № 225, Таллин 1965.

2. Б.Л. в а н д е р В а р д е н. Математическая статистика. ИЛ, М. 1960.

3. Л.Н. Б о л ь ш е в, Н.В. С м и р н о в. Таблицы математической статистики "Наука", М. 1965.

K. Möller

Experimentaluntersuchung der Verteilung der
Arbeitszeit der Zeitrelais vom Typ 9B-100,

9B-200

Zusammenfassung

Unter Prüfung wurden 3 Relais von Typen 9B-113, 9B-224 und 9B-134, die 4 Jahre im Betrieb gewesen waren, gestellt. Auf ganzen Einstellbereich der Relais wurde die Arbeitszeit im ganzen 3200 Mal gemessen - 100...200 Mal bei 26 Einstellwerten. Erwartungswerte und Varianzen wurden durch die Konfidenzschätzung bestimmt. Die Hypothese über die Normalverteilung der Arbeitszeit geprüfter Relais wurde mit dem χ^2 -Test kontrolliert. Sie widerspricht nicht den experimentellen Daten.

УДК 621.316.925

К.Ю. Мёллер

ФОРМУЛА СЛОЖЕНИЯ РАСЧЕТНЫХ ПОГРЕШНОСТЕЙ
РЕЛЕ ВРЕМЕНИ

По известной формуле А.М. Федосеева [1] для определения ступени времени срабатывания Δt_j релейной защиты (с независимой выдержкой времени) j -го элемента электрической системы складываются алгебраически максимальные погрешности (положительная t_{j-1}^+ предыдущего и отрицательная t_j^- рассматриваемого элементов) реле времени:

$$\Delta t_j = t_{s,j-1} + t_{j-1}^+ + t_j^- + t_{зап}, \quad (I)$$

где $t_{s,j-1}$ — время отключения выключателя предыдущего элемента; $t_{зап}$ — время запаса.

Однако характеристика точности используемых в схемах защиты реле времени ЭВ-100 и ЭВ-200 обладает некоторой случайностью. Точность этих реле гарантируется заводом-изготовителем по максимальному разбросу на 10 срабатываний [2]. Естественно, что на большее число срабатываний разброс может быть большим. В настоящей статье излагаются результаты вероятностно-статистического анализа этого вопроса.

Исходим из нормального распределения времени срабатывания реле времени [3] и независимости значений их погрешностей. Вероятность p несрабатывания защиты при внешних повреждениях считаем заданной. Тогда на основании формулы (26) [4] расчетная погрешность двух реле времени, соответствующая сумме $t_{j-1}^+ + t_j^-$ в (I)

$$t_{nj} = \Psi(p) \sqrt{\sigma_j^2 + \sigma_{j-1}^2}, \quad (2)$$

где σ_j, σ_{j-1} - квадратичные отклонения времен срабатывания соответствующих реле; $\Psi(p)$ - обратная функция интеграла вероятностей

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left[-\frac{t^2}{2}\right] dt = p.$$

Квадратичное отклонение $\hat{\sigma}$ нормально распределенной случайной величины можно оценить по среднему разбросу \bar{w} на l срабатываний реле ^I [5]:

$$\hat{\sigma} = \frac{\bar{w}}{\alpha(l)}, \quad (3)$$

где $\alpha(l)$ - табулированная функция.

Из (2) видно, что оценка $\hat{\sigma}$ пропорциональна среднему разбросу \bar{w} . Если гарантированный заводом максимальный разброс w_M на l срабатываний определен обоснованно, то естественно предположить, что

$$\bar{w} = c_1 w_M, \quad (4)$$

где c_1 - коэффициент пропорциональности.

Имея в виду, что при заданном значении p в (2)

$$\Psi(p) = c_2 = \text{const}$$

и подставляя (4) в (3) и (3) в (2), имеем

$$\hat{t}_{nj} = c \sqrt{w_{nj}^2 + w_{M,j-1}^2}, \quad (5)$$

где

$$c = \frac{c_1 c_2^2}{\alpha(l)}.$$

Естественно предположить, что за расчетную погрешность реле времени можно брать половину максимального разброса w_M [1], т.е. $c = 1/2$. Для проверки этого предположения, а также для сравнительного анализа сложения расчетных погрешностей реле по формулам (1) и (5), произведены конт-

^I Оценку $\hat{\sigma}$ и замену в формулах истинных значений σ оценками $\hat{\sigma}$ отметим знаком $\hat{}$ над символом рассчитываемой величины.

рольные расчеты на основе статистической обработки экспериментальных данных. При этом рассмотрены три случая:

1) защита второго элемента ($j = 2$) - на первом элементе отсутствует реле времени ($\sigma_{j-1} = 0$);

2) защита предыдущего элемента имеет реле времени со смежным меньшим диапазоном выдержек (например, на j -ом элементе реле ЭВ-130, на $(j-1)$ -ом - ЭВ-120);

3) защита смежных элементов имеет реле времени с одинаковыми диапазонами выдержек.

Для всех трех случаев ($i = 1, 2, 3$) рассчитаны:

а) значение t_{njai} по формуле (2), соответствующие достаточно высокой надежности несрабатывания, скажем $p = 0,999$;

б) значения t_{njsi} по формуле (5) при $c = 1/2$;

в) вероятности несрабатывания защиты p_{jbi} при расчетной погрешности

$$t_{njb1} = \frac{W_{mj}}{2} \quad (6)$$

(т.е. определенной согласно (1)) по формуле, полученной из выражения (22) [4]:

$$p_{jbi} = \Phi\left(\frac{W_{mj}}{2\sigma_j}\right).$$

Рассчитана только p_{ib1} , так как можно показать, что обычно, в том числе и при исследованных реле

$$p_{ib1} < p_{jb2} < p_{ib3}.$$

Результаты расчета приведены в табл. I.

Значения квадратичного отклонения σ оценены по формуле (3) из экспериментальных данных. При этой оценке считается точность получаемого результата достаточной, если брать 20 серий по 5 срабатываний [6]. Для большей достоверности произведены измерения времени при 200 (20 серий по 10) срабатываниях 9 реле² при максимальной уставке по

² Реле № 1, 2 и 6 те же, что № 1, 2 и 3 в [3]. В части остальных реле использованы материалы заводских (ЧЭАЗ) испытаний реле на стабильность уставки. При расчете t_{njs2} принято для большей определенности для реле № 6...9 $j-1, j = 2, 6, 3, 7, 4, 8, 5, 9$.

Т а б л и ц а I

Результаты экспериментально-статистических расчетов

№	Тип реле	W_M	\bar{w}	$\hat{\sigma}$	$\hat{t}_{nj\sigma 1}$	$t_{nj\sigma 1} = \hat{t}_{nj\sigma 1}$	$\hat{t}_{nj\sigma 2}$	$t_{nj\sigma 2}$	$t_{nj\sigma 2}$	$\hat{t}_{nj\sigma 3}$	$t_{nj\sigma 3}$	$\hat{p}_{j\beta 1}$
		мсек	мсек	мсек	мсек	мсек	мсек	мсек	мсек	мсек	мсек	—
1	ЭВ-113	60	37,0	12,0	37,1	30	—	—	—	52,4	42,4	$0,9^{2379}$
2	ЭВ-224	120	54,5	17,7	54,7	60	66,1	67,1	90	77,3	84,8	$0,9^{3651}$
3	ЭВ-124	120	49,5	16,1	49,7	60	62,1	67,1	90	70,3	84,8	$0,9^{4043}$
4	ЭВ-124	120	49,5	16,1	49,7	60	62,1	67,1	90	70,3	84,8	$0,9^{4043}$
5	ЭВ-124	120	53,0	17,2	53,1	60	64,6	67,1	90	75,1	84,8	$0,9^{3758}$
6	ЭВ-134	250	103	33,5	109,7	125	117,1	128,5	185	146,4	176,6	$0,9^{3687}$
7	ЭВ-238	250	93,0	29,3	90,5	125	103,2	128,5	185	128,0	176,6	$0,9^{5023}$
8	ЭВ-238	250	89,5	29,1	89,9	125	102,9	128,5	185	127,1	176,6	$0,9^{5146}$
9	ЭВ-238	250	84,0	27,3	84,4	125	99,5	128,5	185	119,3	176,6	$0,9^{5768}$

Примечание: В последней графе количество цифр 9 после запятой указано в "показателе степени", т.е. $0,9^{4043} = 0,9999043$ и т.д.

шкале. Максимальные уставки реле использованы в связи с тенденцией возрастания дисперсии с увеличением уставки [3].

Определена достоверность величин $\hat{\sigma}$ и $\hat{p}_{j\alpha 1}$. Расчет достоверности оценок $\hat{\sigma}$ квадратичного отклонения σ по методике [7] дал в качестве 90-процентного верхнего доверительного предела $1,08 \hat{\sigma}$ (99-процентный - $1,16 \hat{\sigma}$). Нижний 90-процентный доверительный предел расчетного значения вероятности несрабатывания защиты при внешних повреждениях $p_{j\alpha 1} = 0,999$ (случай 1 хуже случаев 2 и 3) составляет 0,997. Он рассчитан на основании выражения (13) [8] при установке уставки реле времени по 10 измерениям и с учетом [9] меньшей точности оценки $\hat{\sigma}$ по сравнению с оценкой, использованной в [3]. Следовательно, достоверность величин $\hat{\sigma}$ и $\hat{p}_{j\alpha 1}$ достаточная.

Как видно из табл. I, для всех реле, за исключением реле № I

$$\hat{t}_{nj\alpha i} < \hat{t}_{nj\delta i} \quad (i=1, 2, 3).$$

Следовательно, для реле № 2...9 определенные по (5) при $c = 1/2$ расчетные погрешности реле времени $\hat{t}_{nj\delta i}$ обеспечивают надежность несрабатывания защиты $\hat{p}_{j\delta i} > 0,999$. Во втором и третьем случаях расчетные погрешности, определенные по (6), имеют необоснованно завышенные значения (за исключением реле № I).

На основании проведенного анализа полученных результатов можно дать для определения расчетной погрешности реле времени следующую формулу:

$$t_{nj}^* = \frac{1}{2} \sqrt{w_{Mj}^2 + w_{M, j-1}^2}. \quad (7)$$

Следовательно, формулу (I) целесообразно заменить следующей:

$$\Delta t_j = t_{в, j-1} + \sqrt{t_{nj}^2 + t_{n, j-1}^2} + t_{зоп}, \quad (8)$$

где в качестве расчетных погрешностей реле времени t_{nj} $t_{n, j-1}$ можно брать половину гарантированного заводом максимального разброса уставок на 10 срабатываний реле. Ве-

роятностная природа остальных слагаемых (8), а также не-точность установки уставок и прочие факторы учитываются, как и в (1), временем запаса. Его значение можно брать одинаковое для рассмотренных реле с тремя диапазонами уставок (0,1...9 сек). Это компенсирует и несколько меньшую надежность несрабатывания защиты с реле с диапазоном уставок 1...1,3 сек (реле № 1 табл. 1).

Формула (8) отличается от (1) только тем, что в ней вместо алгебраического сложения расчетных погрешностей реле времени используется т.н. геометрическое сложение.

Использование формулы (8) позволяет увеличить быстродействие замедленных релейных защит без существенного снижения их селективности и тем самым уменьшить ущерб в результате аварий и нарушений в электрической системе.

Л и т е р а т у р а

1. А.М. Федосеев. Основы релейной защиты. Госэнергоиздат, М.-Л. 1961.
2. Л.И. Какоев и др. Справочник реле защиты и автоматики. Госэнергоиздат, М.-Л. 1962.
3. К.Ю. Мёллер. Экспериментальное исследование распределения времени срабатывания реле времени типа ЭВ-100, ЭВ-200. См. наст. сборник, стр. 51.
4. К.А. Иыду и др. Вероятностный подход к определению уставок релейной защиты. Энергетические системы. Сборник статей 2. Труды Таллинского политехнического института, серия А, № 225. Таллин 1965.
5. Н.В. Смирнов, И.В. Дунин-Барковский и др. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. "Наука", М. 1965.
6. А.К. Митропольский. Техника статистических вычислений. Физматгиз, М. 1961.
7. А. Хальд. Математическая статистика с техническими приложениями. ИЛ, М. 1956.

8. К.Ю. М ё л л е р. Учет точности статистических характеристик при определении вероятности селективного срабатывания релейной защиты. В издании [4].

9. Л.Н. Б о л ь ш е в, Н.В. С м и р н о в. Таблицы математической статистики. " Наука", М. 1965.

К. Möller

Die Formel für Addition der Berechnungsfehler

der Zeitrelais

Zusammenfassung

Auf Grund einer statistischen Untersuchung des Streuens der Arbeitszeit der Zeitrelais (9 Relais vom Typ ЗВ-100, ЗВ-200) wurde eine neue Formel für Addition ihrer Berechnungsfehler gezogen. Gemäß deren müssen die Berechnungsfehler bei Rechnung der Staffelstufe einer Schutzeinrichtung geometrisch addiert werden statt bisher gebräuchlicher algebraischer Addition. Das ermöglicht Staffelstufen zu reduzieren und dementsprechend die Geschwindigkeit des Schutzes zu vergrößern ohne bemerkbare Verkleinerung der Selektivität.

УДК: 621.314.213.001.24

Р.Р. Мересмаа, М.Х. Поом

ОПТИМИЗАЦИЯ ПАРАМЕТРОВ СИЛОВЫХ ТРАНСФОРМАТОРОВ
С ИСПАРИТЕЛЬНЫМ ОХЛАЖДЕНИЕМ НА ЦВМ

В настоящей статье рассматривается влияние особенностей испарительной системы охлаждения на оптимизацию размеров трансформатора. Рассматриваются маломощные (до 100 кВа) низковольтные трансформаторы с естественным воздушным охлаждением кожуха. Трансформаторы имеют конструкцию, при которой активные части (обмотки и магнитопровод) полностью погружены в охлаждающую жидкость. Пары конденсируются в верхней части бака (под крышкой). Кожух герметичен, заполнен жидкостью и ее насыщенными парами, давление которых зависит от средней температуры трансформатора. Обмотки катушечные, намотаны из ленточного провода.

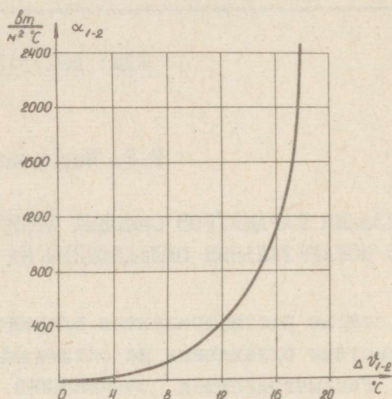
Расчет оптимальной конструкции такого трансформатора имеет ряд особенностей по сравнению с трансформаторами, имеющими другие системы охлаждения.

Коэффициент теплоотдачи (к.т.о.) при кипении жидкости на поверхности обмоток является нелинейной функцией от перегрева обмотки. При данной работе использовались экспериментально найденные выражения для к.т.о. (Эксперименты проводились в Проектно-технологическом и научно-исследовательском институте, г. Таллин). На фиг. I приведена зависимость к.т.о. на поверхности обмоток α_{I-2} от среднего перегрева обмотки над жидкостью ΔT_{I-2} .

Зависимость аппроксимировалась следующими выражениями:

$$\alpha_{1-2} = 25 \cdot e^{0,224 \Delta \bar{T}_{1-2}} \text{ (при } \Delta \bar{T}_{1-2} \leq 15^\circ \text{C)};$$

$$\alpha_{1-2} = 2 \cdot e^{0,392 \Delta \bar{T}_{1-2}} \text{ (при } \Delta \bar{T}_{1-2} > 15^\circ \text{C)}.$$



Фиг. 1. Зависимость коэффициента теплоотдачи от среднего перегрева обмотки

На фиг. I видно, что с повышением перегрева $\Delta \bar{T}_{1-2}$ улучшаются условия теплоотдачи от нагреваемой поверхности. Однако, при некотором перегреве $\Delta \bar{T}_{1-2} \text{ max}$ происходит переход пузырькового кипения на пленочное кипение, что сопровождается резким снижением к.т.о. и повышением температуры поверхности обмотки до температур плавления меди и сгорания изоляционных материалов.

Охлаждающая жидкость является дефицитной, и ее стоимость соизмерима со стоимостями активных материалов в трансформаторе. Поэтому конструкция трансформатора должна обеспечить необходимый температурный режим при минимальном объеме охлаждающей жидкости.

Для выяснения влияния вышеизложенных особенностей на оптимальные размеры трансформаторов, производился расчет на ЦВМ серии низковольтных трансформаторов с испарительным охлаждением мощностью от 16 до 100 ква.

Обычно при расчете оптимальных размеров трансформаторов выбираются в качестве независимых переменных индукция B , плотность тока δ , сечение стержня S и высота окна H [1, 2]. У трансформаторов с испарительным охлаждением с ленточными обмотками средний перегрев обмотки зависит от удельного теплового потока W_{1-2} на поверхности катушек, который определяется по следующей формуле:

$$W_{1-2} = \frac{1}{2} \delta^2 \cdot b \cdot \rho,$$

где b - ширина ленточного провода; ρ - удельное сопротивление меди.

Следовательно, при определенной высоте окна H обмотки с разной шириной провода b и разным числом катушек π имеют разные перегревы. Поэтому величины b и π необходимо принимать в качестве независимых переменных при расчете оптимальных размеров.

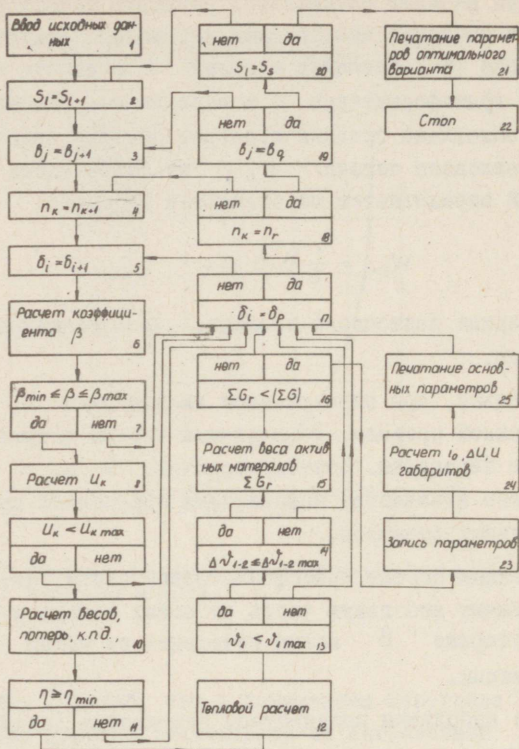
У современных сортов трансформаторной стали, потери в стали составляют небольшую часть от общих потерь и поэтому индукцию в стержне B можно исчислять из числа независимых переменных.

В связи с небольшим количеством переменных (четыре) расчет производился по методу обхода узлов многомерной (четырёхмерной) сетки [3].

На фиг. 2 показана блок-схема программы. Блоки 2, 3, 4 и 5 представляют собой выбор начальных значений четырех независимых переменных при $i = k = j = l = 1$ и перехода на следующие значения при расчете новых вариантов. При этом индексы имеют последовательно следующие значения: $i = 1, \dots, p$; $k = 1, \dots, r$; $j = 1, \dots, q$ и $l = 1, \dots, s$.

Блок 6 охватывает расчеты основных величин (токов, напряжений, числа витков и т.д.) и определения конструктивных размеров обмоток.

При расчете учитывались ограничения, накладываемые на значения напряжения короткого замыкания U_k (блок 9), коэффициента полезного действия η (блок II), температуры обмотки $\vartheta_{1, \max}$ (блок I3), температуры перегрева обмотки



Фиг. 2. Блок-схема программы оптимального расчета трансформаторов

$\Delta v_{1-2 \max}$ (блок I4) и коэффициент β , который равен отношению среднего периметра обмоток на высоту обмоток (блок 7). Этот коэффициент обеспечивает геометрическое подобие между отдельными трансформаторами серии.

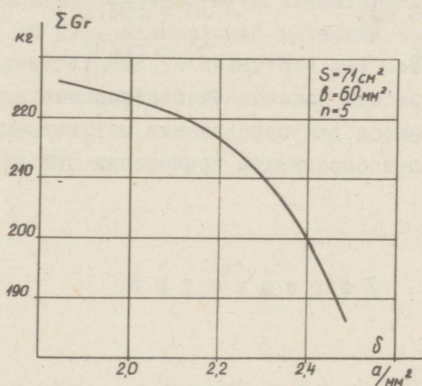
В качестве критерия оптимальности в данной работе принят вес активных материалов, который в блоке I6 сравнивается с весом предыдущего варианта.

Составление программы на языке "МАЛГОЛ" для вычислительной машины "Минск-22" и расчет производились сотрудниками вычислительного центра ЭРСПО.

Всего было рассчитано 63 типоразмера трансформаторов с мощностями 16, 25, 40, 63 и 100 кВа с различными комбинациями номинальных напряжений.

Расчет одного варианта занимал 2 секунды; расчет всех вариантов одного трансформатора длился около 17 минут.

Анализ расчета трансформатора мощностью 63 кВа, напряжением 380/220 в показал, что в заданных пределах плотности тока $\delta = 2,0 \dots 2,6$ а/мм² и сечения стержня $S = 71 \dots 79$ см² все функции ограничения удовлетворялись у 10 вариантов. При этом критерий оптимальности (вес активных материалов) изменялся в больших пределах — от 192 до 259 кг.



Фиг. 3. Зависимость веса активных материалов трансформатора мощностью 63 кВа от плотности тока

На фиг. 3 показано изменение веса ΣGr от плотности тока при $S = 71$ см², $b = 60$ мм и $n = 5$.

Изменение b и n при постоянных δ и S относительно мало влияет на вес активных материалов ΣGr и температуру обмотки T_1 .

Таблица I

Зависимость веса и перегрева от независимых переменных b и n .

δ а.мм ⁻²	S см ²	b мм	n	ΣGr кг	α_1 °C
2,4	71	60	5	200	165
2,4	71	50	6	195	167
2,4	71	40	7	194	167,5

Оптимальным оказался следующий вариант трансформатора мощностью 63 кВа:

$$\begin{aligned} \delta &= 2,4 \text{ а/мм}^2; & S &= 79 \text{ см}^2; \\ b &= 40 \text{ мм}; & \Sigma Gr &= 192 \text{ кг}; \\ n &= 6 & \alpha_1 &= 166^\circ\text{C}. \end{aligned}$$

Проведенная работа показывает необходимость расчета большого числа вариантов для определения оптимальных размеров и подтверждает целесообразность применения ЦВМ для этой цели.

Л и т е р а т у р а

1. C. D. D h i n g r a. Computer programming for optimum power transformer design. - Research and Industry, 11, 1966, № 4.

2. L. I n k i n e n. Die optimale Transformatorenbe-
rechnung auf Digitalrechenmaschinen. - Elektrotechnik und
Maschinenbau, 1963, Н. 19/20.

3. Б. М. К а г а н, Т. М. Т е р - М и к а э л я н. Реше-
ние инженерных задач на цифровых вычислительных машинах.
"Энергия", М.-Л. 1964.

R.R. Meresmaa, M.H. Poom

Optimization of Parameters of Vapor-Cooled Power
Transformers with a Digital Computer

Summary

There are some specific features in the calculation of vapor-cooled transformers. These are such as nonlinear dependence of the heat transfer coefficient upon the temperature difference, appearance of the film boiling phenomenon by a certain value of the temperature difference, high cost of the coolant compared with transformer oil, etc.

A method of four-dimensional networks for weight minimization of transformers is described and some results of the calculation are presented.

УДК 621.315.615

Т.Л. Метусала

ЗАВИСИМОСТЬ ПРОБИВНОГО НАПРЯЖЕНИЯ ФРЕОНА II3 ОТ ТЕМПЕРАТУРЫ

В некоторых областях применения силовых трансформаторов важнейшими показателями являются взрывобезопасность, минимальный вес и габариты, а стоимость самого трансформатора и трансформации не являются определяющими. Такие трансформаторы требуются для шахт, химической промышленности, а также для электровозов и кораблей. В таких случаях целесообразно применить трансформаторы с испарительным охлаждением. Для изоляции и охлаждения в трансформаторах с испарительным охлаждением используются малоисследованные фторсодержащие жидкости, которые являются пожаро- и взрывобезопасными.

Одной такой жидкостью является фреон II3, результаты исследования некоторых пробивных характеристик которой приводятся в данной работе.

Фреон II3 — бесцветная жидкость с химической формулой $C_2Cl_3F_3$ с плотностью $1,58 \text{ г/см}^3$, диэлектрической проницаемостью 2,3 и с температурой кипения $47,6^\circ\text{C}$ при нормальном давлении.

Исследован технически чистый фреон, содержащий определенное количество разных примесей, в том числе и твердые примеси в виде целлюлозных волокон. Эти твердые примеси играют при пробе немалую роль. Волокна, особенно в увлажненном состоянии, имеют высокую диэлектрическую проницаемость. Они накапливаются в местах максимальной напряженности электрического поля, образуя там мостики. Эти мостики способствуют развитию разряда.

Вакуумированный корпус трансформатора с испарительным охлаждением заполнен жидкостью. При включении трансформатора жидкость не кипит, при увеличении нагрузки повышается температура жидкости и жидкость вскипает. Так как корпус трансформатора герметично закрыт, повышается с повышением температуры и давление. Для выяснения зависимости пробивного напряжения от таких изменений температуры и давления проведено ряд испытаний в герметично закрытых сосудах.

Источником напряжения при испытаниях был высоковольтный трансформатор ИОМ-100/25. Используются две вертикальные системы электродов - острие-плоскость и плоскость-плоскость. Материал электродов - латунь, диаметр плоских с округленными краями электродов 25 мм.

При электродах острие-плоскость использован испытательный сосуд с емкостью около литра и с подогревом под дном сосуда. При электродах плоскость-плоскость использован сосуд с емкостью 200-300 мл. Подогреватель встроен в нижний плоский электрод. Для измерения температуры использованы термопары, для измерения давления - ртутный манометр.

После вакуумирования сосуда заполняли жидкостью так, что электроды были закрыты слоем жидкости толщиной 20 мм. Верхняя часть сосудов охлаждалась вентилятором. Напряжение при пробоях поднималось плавно, со скоростью 3 кв/сек. Время между пробоями - 1 минута.

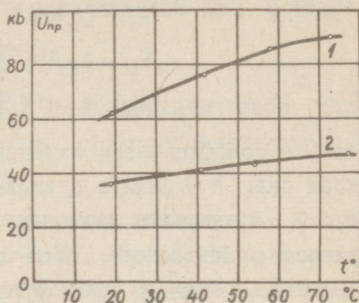
Измерения проводились при разных температурах (по 100 измерений). Слабое кипение в фреоне II3 начинается около 25-30°C. С повышением температуры повышается и давление: от ~300 мм рт.ст. при комнатной температуре до ~1300 мм рт.ст. при температуре 77°C.

Результаты измерений приведены на фиг. 1. Как видно, с повышением температуры повышается и пробивное напряжение, несмотря на кипение жидкости. Такое повышение вероятно объясняется тем, что при пробое данной жидкости имеют значительную роль твердые примеси. При повышении температуры усиливается диффузия и при кипении образуется бурное пе-

ремещение слоев жидкости, что препятствует образованию между электродами мостиков из твердых примесей.

Фиг. 1. Зависимость пробивного напряжения от температуры в фреоне 113:

- 1 - слабнеоднородное поле,
- 2 - резкнеоднородное поле



При повышении температуры отмечается и тенденция уменьшения средних квадратичных отклонений пробивного напряжения, что указывает также на уменьшение влияния случайных факторов (в данном случае твердых примесей) на процесс пробоя.

Далее исследована роль пузырьков пара, которые образуются при кипении жидкости. Наибольшее влияние на процесс пробоя пузырьки могут играть при образовании их на нагретой поверхности. После отрыва от поверхности под действием электрического поля пузырьки быстро покидают область с максимальной напряженностью электрического поля.

Для того, чтобы судить о возможности пробоя в образовавшемся на поверхности электрода пузырьке пара, нужно определить размеры пузырька при отрыве от поверхности и давление пара в пузырьке. Рассмотрим условия равновесия пузыря в момент отрыва от поверхности [1]. Основными силами, действующими на пузырь, будут подъемная сила F_b , сила поверхностного натяжения F_s , динамическая сила и сила электрического поля. Две последние можно представить в виде двух компонентов, действующих соответственно параллельно (F_t и F_{Et}) и перпендикулярно (F_n и F_{En}) нагреваемой поверхности. Аналитически эти силы выражаются следующим образом:

$$F_b = C_b r^3 g (\rho - \rho_v),$$

$$F_s = C_s r \sigma,$$

$$F_t = C_t r^2 V^2,$$

$$F_n = C_n r^2 V^2,$$

$$F_{Et} = C_E r^3 E \frac{dE}{dt},$$

$$F_{En} = C_E r^3 E \frac{dE}{dn},$$

где: C — коэффициенты, индексы при которых соответствуют индексам сил, r — радиус пузырька, g — гравитационное ускорение, ρ — плотность жидкости, ρ_v — плотность пара; σ — поверхностное натяжение, V — скорость движения жидкости относительно пузыря у поверхности нагрева, E — напряженность электрического поля.

Условие равновесия пузыря с размерами, соответствующими отрыву, следующее:

$$(F_n + F_{En} + F_b \cos \Phi)^2 + (F_t + F_{Et} + F_b \sin \Phi)^2 = F_s^2,$$

где: Φ — угол наклона поверхности нагрева.

Из этого выражения можно определить r .

Точный расчет радиуса r невозможен, так как очень большие трудности представляет определение всех коэффициентов уравнений.

Вычислим приблизительно радиус пузырька при отрыве от поверхности при горизонтальной поверхности нагрева.

Для упрощения пренебрегаем силами электрического поля и динамическими силами. Эти упрощения увеличивают величину r . Теперь уравнение равновесия упрощается и принимает вид:

$$F_b = F_s$$

или

$$C_b r^2 g (\rho - \rho_v) = C_s \sigma,$$

откуда

$$r = \sqrt{\frac{C_s \sigma}{C_b g (\rho - \rho_v)}}.$$

Для фреона II3 $\rho_v = 7,25 \text{ кг/м}^3$, $\rho = 1520 \text{ кг/м}^3$, $\sigma = 15 \cdot 10^{-3} \text{ н/м}$. Наиболее вероятные пределы для C_5/C_6 от 0,1 до 1. Тогда $r \approx 0,5 \text{ мм}$.

Давление p внутри пузырька определяется по формуле:

$$p = p_0 + \rho g h + p_{\text{рм}},$$

где: p_0 — внешнее давление, $\rho g h$ — гидростатическое давление вышележащих слоев жидкости, $p_{\text{рм}}$ — дополнительное давление, связанное с кривизной.

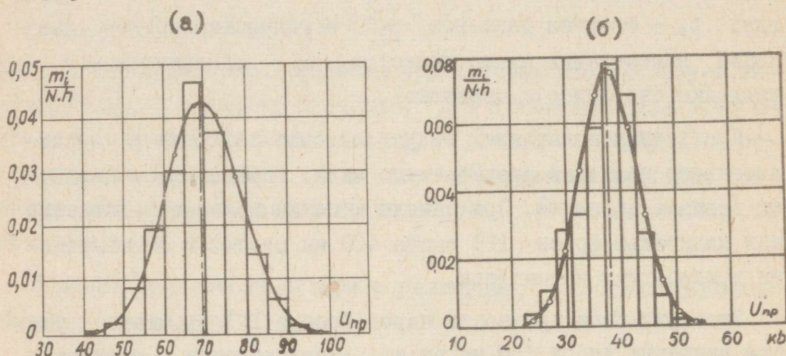
При данных испытаниях гидравлическое давление и дополнительное давление пренебрежимо малы. Определяющим является внешнее давление. При начале кипения внешнее давление над жидкостью фреон II3 около 400 мм рт.ст. и с повышением температуры повышается.

Электрическая прочность паров фреона II3 высокая: уже при давлении паров 350 мм рт.ст. электрическая прочность паров равняется электрической прочности жидкости и при давлении 1000 мм рт.ст. превышает его около 1,5 раза при расстоянии между электродами в 10 мм. При уменьшении расстояния это отношение вероятно повышается (например при уменьшении расстояния от 10 мм до 0,1 мм электрическая прочность воздуха увеличивается в 3 раза). Можно предполагать, что в парах фреона II3 имеет место аналогичное явление. Тогда пробой в образовавшемся пузырьке пара маловероятен и определяющими станут продукты разложения жидкости под действием частичных разрядов.

Для более точного определения разброса пробивных напряжений во второсодержащих жидкостях определены и среднее пробивное напряжение, и квадратичное отклонение пробивного напряжения в жидкости фреон II3 при электродах острие-плоскость и плоскость-плоскость. В обоих случаях сделано 650 пробоев. Пробивное напряжение определено в открытом сосуде при давлении 760 мм рт.ст. и температуре 20°C. Расстояние между электродами в обоих случаях 10 мм.

Результаты измерений приведены на фиг. 2 (а и б). Как видно, абсолютная величина разброса пробивных напряжений

при слабонеоднородном поле значительно больше, чем при резконеоднородном поле. Средние квадратичные отклонения соответственно 9,26 и 5,26 кв (средние пробивные напряжения 69,26 и 37,73 кв). Относительные величины среднеквадратичных отклонений при слабонеоднородном и резконеоднородном полях (соответственно 13,4% и 13,9%) практически не отличаются.



Фиг. 2. Распределения пробивных напряжений фреона 113 в слабонеоднородном (а) и резконеоднородном (б) полях

По критерию согласия Пирсона χ^2 распределение пробивных напряжений при слабонеоднородном поле хорошо согласуется с теоретическим нормальным распределением (вероятность согласования 0,88), но согласование при резконеоднородном поле сомнительно (вероятность согласования лишь 0,0001; по критерию Колмогорова 0,14).

Л и т е р а т у р а

1. Ч а н г Я н - п о. О некоторых возможных условиях возникновения кризиса при пузырьковом кипении. Теплопередача, Труды американского общества инженеров-механиков, 1963, № 2.
2. Н.В. С м и р н о в, И.В. Д у н и н - Б а р к о в с - к и й. Краткий курс математической статистики для технических приложений. Физматгиз, М. 1959.

T. Metusala

The Temperature Dependence of the Breakdown

of Freon 113

Summary

The breakdown process of the boiling liquid is studied. Distribution of breakdown data for freon 113 is given.

УДК 537.52

О.И.Гроссман, Т.Л.Метусала,
О.О. ТаупереНАЧАЛЬНОЕ НАПРЯЖЕНИЕ ЧАСТИЧНЫХ РАЗРЯДОВ
В ФРЕОНЕ II3

В последнее десятилетие отмечается усиленный интерес к частичным разрядам в трансформаторах. Это связано с общим стремлением снижения уровня изоляции, исходя из экономических соображений. Если частичные разряды существуют при нормальном рабочем напряжении, то они могут постепенно разрушить изоляцию; разрушающий эффект зависит от интенсивности частичных разрядов и стойкости изоляционных материалов к частичным разрядам.

Исследование частичных разрядов имеет большое значение при разработке новых конструкций и при применении новых материалов в трансформаторах. Особенно важно изучение частичных разрядов при разработке трансформатора с испарительным охлаждением, ввиду использования еще мало исследованных фторсодержащих жидкостей и паров. Под действием частичных разрядов фторсодержащие жидкости и пары разлагаются, образуя соединения, которые вредно действуют на изоляционные, проводниковые и конструктивные материалы. По мнению ряда авторов [1, 2], в конструкциях с фторсодержащими соединениями рабочее напряжение лимитируется не пробивным напряжением, а начальным напряжением частичных разрядов. Целью данной работы является исследование зависимости напряжения начала частичных разрядов $U_{нач}$ в фреоне II3 от различных факторов при простейших системах электродов.

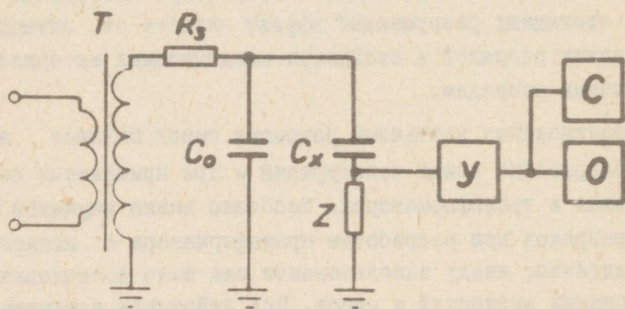
Исследованию подвергнут технически чистый фреон II3. Он содержит различные примеси, из которых очень важную роль

при разрядах имеют механические примеси — в большинстве целлюлозные волокна. Последние попали в жидкость вероятнее всего при фильтрации через бумажные фильтры.

В такой жидкости можно различить два вида частичных разрядов:

1. Коронный разряд у электрода с малым радиусом кривизны. Этот разряд связан с автоэлектронной эмиссией с электрода, α - процессами ударной ионизации и образованием электронных лавин в прослойке жидкости у электрода.

2. Частичные разряды, которые связаны с твердыми частицами примесей в жидкости [3, 4]. Твердые примеси в жидкости заряжаются и под действием электрического поля приходят в движение. При приближении заряженной частицы к электроду электрическое поле между частицей и электродом искажается, напряженность растет. При достижении определенной величины напряженности электрического поля пробивается промежуток "электрод-частица". Разряды могут иметь место и между отдельными частицами.



Фиг. 1. Схема регистрации частичных разрядов

Схема регистрации частичных разрядов приведена на фиг. 1. Источником высокого переменного напряжения являлся испытательный трансформатор Т (ИОМ 100/25). Емкость т.н. блокировочного конденсатора $C_0 = 1800$ пф. Испытуемым объектом C_x являлась система электродов острие-плоскость с емкостью ~ 1 пф. Входным элементом Z индикаторной части схемы являлось активное сопротивление 10 ком.

Для регистрации частичных разрядов использован широкополосный усилитель УС-2 с максимальным коэффициентом усиления 10^6 , осциллограф типа СИ-1 и пересчетный прибор типа ПС-10000. Максимальная чувствительность схемы по кажущейся интенсивности частичных разрядов 10^{-13} кулон.

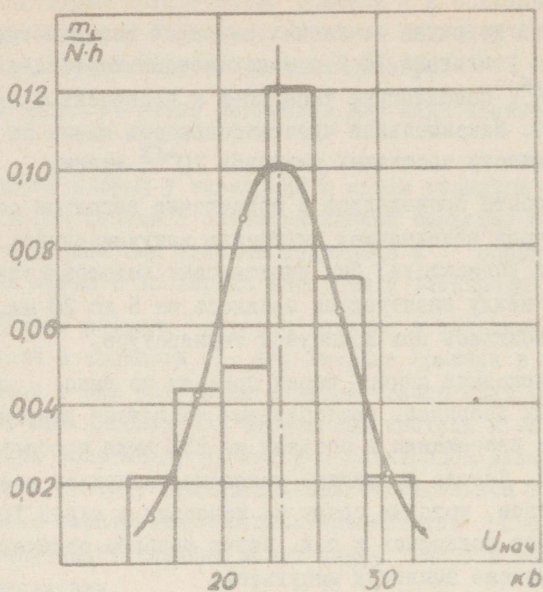
Все опыты проводились в герметично закрытом сосуде, который перед заполнением жидкостью вакуумировался. В нижний электрод (плоскость) был вмонтирован подогреватель. Расстояние между электродами менялось от 5 до 20 мм. Испытания проводились при комнатной температуре.

Как показали опыты, перед пробоем не было стабильных частичных разрядов, нестабильные частичные разряды возникали при напряжении в среднем на 25% ниже пробивного напряжения. Сперва появились одиночные импульсы с амплитудой 10^{-12} кулон, которые сразу же исчезали и через 10-20 секунд снова появились и т.д. Перед пробоем отмечено некоторое повышение амплитуд импульсов.

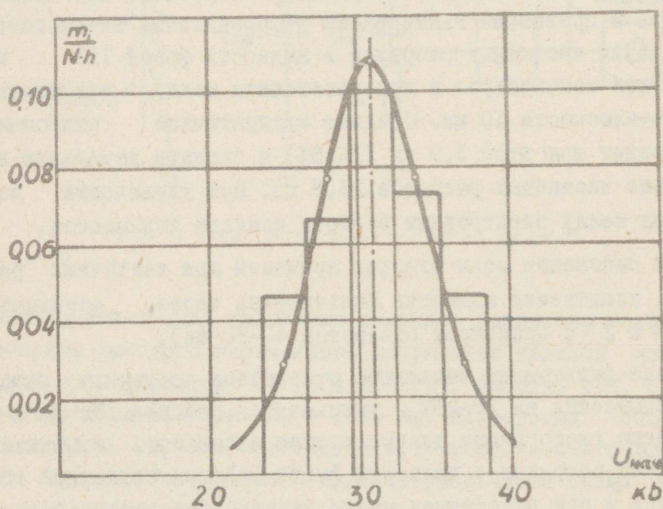
Начальное напряжение частичных разрядов имеет довольно большой разброс. Для определения разброса измеряли $U_{нач}$ в жидкости 60 раз. При этом через каждые десять измерений заливали в испытательный сосуд новую жидкость. Для примера на фиг. 2 приведена гистограмма распределения начального напряжения частичных разрядов в жидкости фреон II3 при комнатной температуре и при расстоянии между электродами острие-плоскость 10 мм. Среднее квадратичное отклонение составляет при этом 3,9 кв (16,5%) и среднее начальное напряжение частичных разрядов 23,7 кв. При увеличении расстояния между электродами разброс немного повышается.

Для выяснения роли твердых примесей при частичных разрядах, испытуемая жидкость фильтрована через стеклянный фильтр № 2 (с диаметром отверстий 40-50 мк).

После фильтрации начальное напряжение частичных разрядов повышается на 20-25% и уменьшается разброс. На фиг. 3 приведена гистограмма распределения начального напряжения частичных разрядов в жидкости фреон II3 при комнатной температуре и при расстоянии между электродами острие-плоскость 10 мм после фильтрации жидкости. Среднее квадратичное отклонение составляет здесь 3,7 кв (12,0%) и среднее



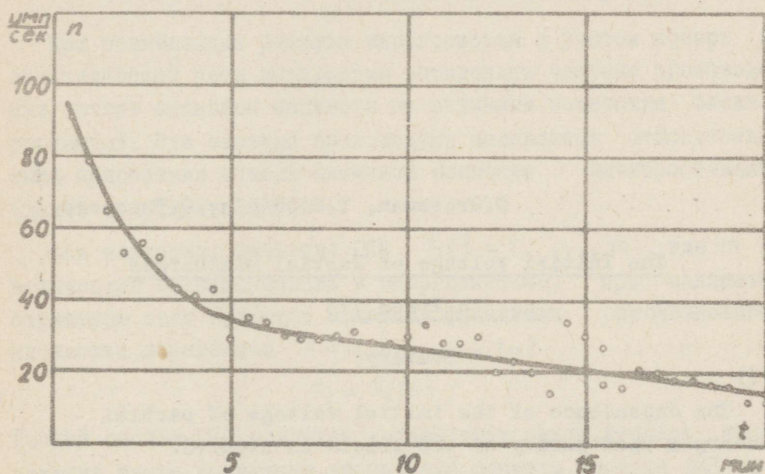
Фиг. 2. Гистограмма распределения начального напряжения частичных разрядов в нефilterованной жидкости фреон 113



Фиг. 3. Гистограмма распределения начального напряжения частичных разрядов в filterованной жидкости фреон 113

напряжение начала частичных разрядов 31,0 кв. Следовательно, в нефилтрованном фреоне II3 при частичных разрядах играют большую роль твердые примеси.

Это подтвердит и измерение зависимости относительной интенсивности частичных разрядов от времени воздействия частичных разрядов. Измерения проводились в нефилтрованной жидкости фреон II3 при электродах острие-плоскость с расстоянием между электродами 10 мм и при напряжении 1,2 $U_{нач}^{12}$. Амплитуда импульсов при измерении была в среднем 10^{-12} кулон, но число импульсов в секунду во время измерения уменьшилось (см. фиг. 4). Это связано с процессом очищения жидкости под действием частичных разрядов (твердые примеси могут сгорать и оседать на электродах).



Фиг. 4. Зависимость числа импульсов частичных разрядов от времени воздействия частичных разрядов

Из вышеуказанного можно сделать следующие выводы:

1. Начальное напряжение частичных разрядов в технически чистых фторсодержащих жидкостях определяется главным образом твердыми примесями в жидкости.

2. Начальное напряжение частичных разрядов имеет значительный разброс (при расстоянии между электродами 10 мм в нефилтрованном фреоне II3 $\sigma = 16,5\%$).

3. Фильтрация повышает начальное напряжение частичных разрядов в среднем на 20-25%.

Л и т е р а т у р а

1. Frank M. Clark. The Newer Insulating Gases. "Materials in Design Engineering", 1961, 53, No 2.

2. Gaseous Dielectrics, "Insulation", 1963, 9, No 6.

3. Г.Г. Лысаковский. Начальные частичные разряды в аппаратной бумажно-масляной изоляции конденсаторного типа. Автореферат диссертации на соискание ученой степени кандидата технических наук. Л. 1967.

4. J. A. Kok. Der elektrische Durchschlag in flüssigen Isolierstoffen, Einhoven, 1963.

O.Grossman, T.Metusala, O.Tapupere

The Initial Voltage of Partial Discharges in Freon 113

Summary

The dependence of the initial voltage of partial discharges upon purity of the liquid is studied.

УДК 621.3.016.31

П.Х. Разсаар

ОБ УПРОЩЕНИИ ФОРМУЛ РАСЧЕТА ОТНОСИТЕЛЬНЫХ
 ПРИРОСТОВ ПОТЕРЬ

Постановка задачи

При оптимизации режимов энергосистем с учетом потерь в электрической сети необходимо определить частные производные потерь активной мощности по активным мощностям электростанций. Эти частные производные называются относительными приростами потерь активной мощности электростанций (далее сокращенно ОПП).

Как известно, значения ОПП γ_i ($i = 1, \dots, m$, где m — количество электростанций в энергосистеме) при заданной структуре сети являются неявными функциями определенного множества параметров $X = (x_1, \dots, x_n)$

$$\gamma_i = \gamma_i(X). \quad (1)$$

Точный расчет ОПП является весьма трудоемким. Широкое применение нашли различные упрощенные формулы расчета ОПП вида

$$\gamma_i = \sum_{j=1}^n A_{ij} x_j; \quad (i = 1, \dots, m), \quad (2)$$

где A_{ij} — коэффициенты, которые в определенном диапазоне режимов и при данной структуре сети принимаются постоянными.

Недостатком формул (2) является большое количество слагаемых. В настоящей статье излагается метод сокращения числа слагаемых использованием статистической информации о прошлых режимах.

Поскольку режим энергосистемы изменяется случайным образом во времени, то множество X следует рассматривать как векторный случайный процесс

$$X(t) = M[X(t)] + \delta X(t), \quad (3)$$

где $M[X(t)]$ — математическое ожидание вектора $X(t)$,
 $\delta X(t)$ — отклонение вектора $X(t)$ от его математического ожидания.

Задав допустимые погрешности расчета ОПП $\Delta \delta_i^{\text{доп}}$ ($i = 1, \dots, m$) можно в каждый момент времени t исключить из числа переменных те параметры, совместные отклонения которых от их математических ожиданий не вызывают погрешности ОПП больше, чем на $\pm \Delta \delta_i^{\text{доп}}$ (определение обоснованных допустимых погрешностей здесь не рассматривается). Тогда для каждого ОПП δ_i остаются в качестве переменных в рассмотрении элементы некоторых множеств параметров $X_i^n \subset X$. Назовем эти параметры представительными. Исключенные же параметры заменим их математическими ожиданиями. Так как математические ожидания также являются функциями времени, то

$$\delta_i = \delta_i(X_i^n, t) \quad (i = 1, \dots, m). \quad (4)$$

Аппроксимируя функции (4) простыми аналитическими выражениями, получим упрощенные формулы расчета ОПП с меньшим числом переменных, чем в формулах (2).

Таким образом, предлагаемая методика упрощения формул расчета ОПП может быть рассмотрена состоящей из трех основных этапов:

- 1) определение статистических характеристик процесса (3),
- 2) определение множеств представительных параметров,
- 3) аппроксимация функций (4).

Определение множеств представительных параметров

Определение множеств представительных параметров X_i^n ($i = 1, \dots, m$) для данного момента времени t можно выполнять поочередно для каждой электростанции путем ряда последовательных шагов исключения маловлияющих параметров.

На каждом шаге образуем следующие подмножества множества X

- 1) X^n - множество представительных параметров,
- 2) X^n - множество исключенных параметров.

В качестве критерия влияния параметров $x_j \in X \setminus X^n$ применяем величины

$$\xi_{ij} = |A_{ij}(t)| \Delta x_j(t, x^n), \quad (5)$$

где $A_{ij}(t)$ - коэффициенты формул (2),
 $\Delta x_j(t, x^n)$ - условные размахи параметров x_j относительно множества X^n .

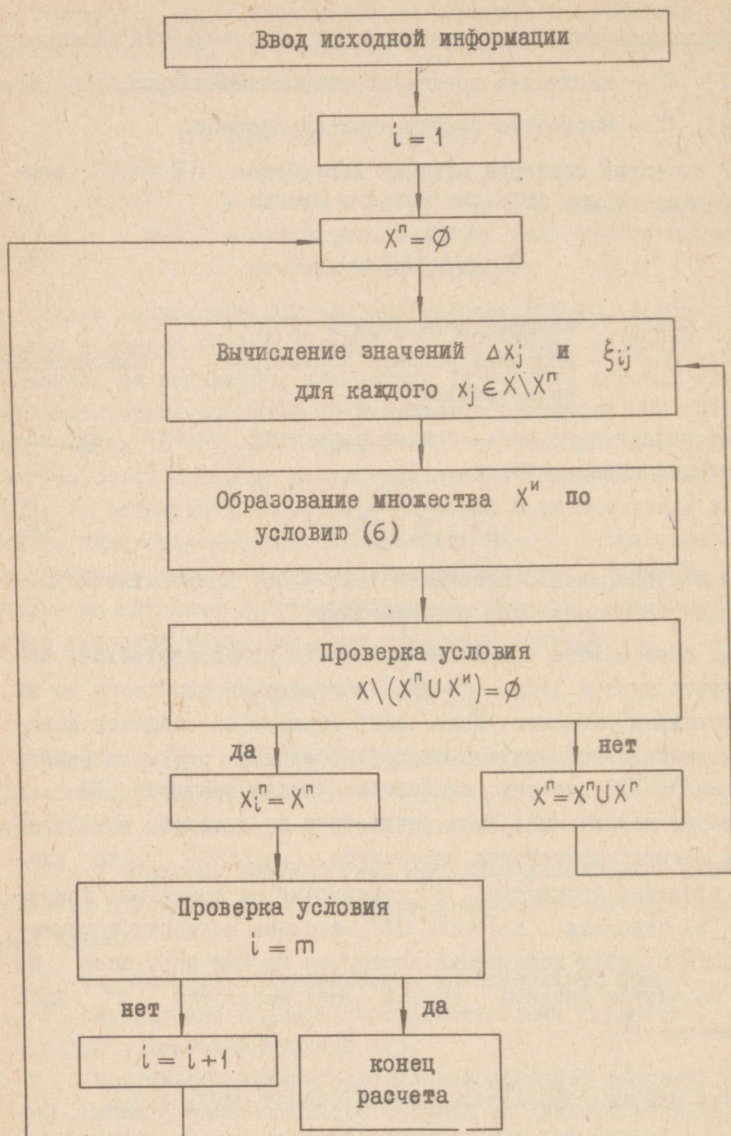
На каждом шаге исключаем те параметры $x_j \in X \setminus X^n$, для которых выполнено условие

$$\sum_j \xi_{ij} \leq 2\Delta\delta_{i \text{ доп}}, \quad (6)$$

причем суммирование выполняем так, чтобы количество исключенных параметров было максимальным.

На первом шаге принимаем множество представительных параметров пустым (т.е. $X^n = \Phi$) и исключаем параметры по их безусловным размахам. Если часть параметров окажется неисключенной, то вводим в состав множества X^n параметр $x_j \in X \setminus X^n$ с максимальным значением критерия (8) и повторим исключение. Если опять-таки не удалось исключить всех непредставительных параметров $x_j \in X \setminus X^n$, то вводим в состав множества X^n следующий по значению критерия (8) параметр $x_j \in X \setminus (X^n \cup X^n)$ и снова повторим исключение. Такие шаги исключения повторяем до тех пор, пока не все параметры введены в состав либо множества X^n , либо множества X^n .

В качестве размахов непредставительных параметров на каждом шаге начиная со второго берем условные размахи. Последние будут меньше соответствующих безусловных размахов благодаря корреляционным связям между параметрами. Следовательно, на каждом последующем шаге исключается либо та-



Фиг. 1. Блок-схема определения множеств представительных параметров

кое же, либо большее по сравнению с предыдущим шагом число непредставительных параметров.

Блок-схема определения множеств представительных параметров приведена на фиг. 1, где через X^n обозначено одноэлементное множество, элементом которого является параметр $x_j \in X \setminus (X^n \cup X^n)$ с максимальным значением ξ_{ij} .

Аппроксимация функций (4)

Проще всего аппроксимировать функции (4) в каждый момент времени многочленами первой степени

$$\hat{y}_i(t) = D_{i_0}(t) + \sum_{j \in \Pi_i} D_{ij}(t)x_j \quad (i=1, \dots, m; t \in T), \quad (7)$$

где Π_i - множество индексов представительных параметров i -ой электростанции;

T - рассматриваемый период времени;

$D_{ij}(t)$ - коэффициенты, которые являются функциями времени.

Рассмотрим определение коэффициентов $D_{ij}(t)$ в данный момент времени $t \in T$. Для упрощения обозначений в дальнейшем опускаем индексы времени.

Наименее трудоемким является определение коэффициентов D_{ij} из приближенных формул (2). Для этого заменим в этих формулах исключенные параметры их условными математическими ожиданиями относительно представительных параметров

$$M(x_k | X_i^n) \quad (k \in I_i,$$

где I_i - множество индексов исключенных параметров i -ой электростанции). Тогда получим:

$$\hat{y}_i = \sum_{j \in \Pi_i} A_{ij}x_j + \sum_{k \in I_i} A_{ik}M(x_k | X_i^n) \quad (i=1, \dots, m), \quad (8)$$

где коэффициенты A_{ij} и A_{ik} должны быть вычислены при векторе параметров $M(x)$.

В выражениях (8) переменными являются только представительные параметры. Следовательно, определяя значения коэффициентов у этих параметров из выражений (8), можем последние привести к виду (7)

При таком подходе необходимо для построения формул ОПП всех электростанций выполнить только один расчет стационарного режима электрической сети (для вычисления коэффициентов A_{ij}). Недостатком способа является относительно низкая точность ввиду приближенности формул (2).

Точные значения ОПП можно рассматривать состоящими из двух слагаемых

$$\delta_i = \delta_i' - \delta_i'' \quad (i = 1, \dots, m), \quad (9)$$

где δ_i' вычисляются формулами (2), а δ_i'' учитывают производные напряжений и реактивных мощностей по активным мощностям электростанций. Слагающие δ_i'' могут быть определены как разности их точных и приближенных значений

$$\delta_i'' = \delta_i^{\text{точн}} - \delta_i^{\text{прибл}} \quad (i = 1, \dots, m), \quad (10)$$

где $\delta_i^{\text{точн}}$ могут быть вычислены, например, методом вариаций [1], а $\delta_i^{\text{прибл}}$ — по формулам (2).

Учитывая, что значения δ_i'' сравнительно мало зависят от режима сети [2], можем их принять постоянными и внести в состав коэффициентов D_{i0} :

$$D_{i0} = D_{i0}' + \delta_i'' \quad (i = 1, \dots, m), \quad (11)$$

где D_{i0}' — значения свободных членов, определенные из выражений (8).

При такой корректировке свободных членов следует для каждой формулы ОПП выполнить дополнительно один расчет стационарного режима (для вычисления $\delta_i^{\text{точн}}$ методом вариаций).

Наиболее точным, но и значительно трудоемким является численный метод аппроксимации функций (4), сводящийся к классической задаче аппроксимации многомерных функций [3] по точным значениям ОПП, вычисленным при различных значе-

ниях представительных параметров. Исключенные параметры устанавливаются при этом на их условных математических ожиданиях относительно представительных параметров. Более целесообразным представляется применять равномерную аппроксимацию [3].

Аппроксимируя функции (4) любым изложенным способом для ряда моментов времени рассматриваемого периода и интерполируя значения коэффициентов D_{ij} для промежуточных моментов времени, получим окончательно формулы (7) (либо дискретным, либо непрерывным временем).

К практическому применению предлагаемой методики

Для практического использования предлагаемой методики рассматриваем изменение вектора параметров X в течение суток, как одну реализацию случайного процесса (3) (т.е. в качестве периода T берем одни сутки).

Для учета недельных и сезонных колебаний режима можно рассматривать отдельно различные характерные сутки недели и года (рабочие, праздничные, пред- и после-праздничные и т.п. дни различных сезонов года) и определять для каждого из них формулы (7). Чем больше количество характерных суток, тем меньшими являются размахи параметров и, следовательно, количества представительных параметров. Однако тем большим будет объем вычислений коэффициентов D_{ij} .

Множества представительных параметров достаточно определить только для момента времени, когда влияние совместных отклонений параметров от их математических ожиданий на значения O_{III} наибольшее.

В качестве вероятностных характеристик случайного процесса (3) используем их статистические оценки. Определение последних существенно упрощается при допущении, что процесс (3) является гауссовским. Тогда размахи па-

раметров могут быть вычислены по оценкам соответствующих дисперсий на основе т.н. "правила трех сигм". Оценки условных математических ожиданий и дисперсий параметров выражаются сравнительно просто через соответствующие оценки безусловных математических ожиданий и дисперсий и коэффициенты корреляции [4]. Последние получаются непосредственно путем обработки статистической информации о прошлых режимах.

Следует отметить, что целью определения статистических характеристик должно быть решение не только изложенной узкой задачи упрощения формул расчета ОПШ, а комплексный вероятностный анализ режимов энергосистем.

Л и т е р а т у р а

1. В.С. Шаханов. Метод и алгоритм вычисления частных производных электрических потерь в сложных сетях энергосистем на ЦВМ. "Электричество", 1960, № 12.

2. С.В. Усов, Г.М. Павлов, В.В. Кантаан. Теоретические предпосылки оптимизации режима энергосистемы на аналоговых машинах. Изв. АН СССР. "Энергетика и транспорт", 1963, № 4.

3. В.Л. Гончаров. Теория интерполирования и приближения функций. Гостехиздат, М. 1954.

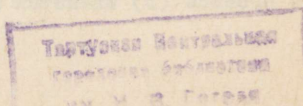
4. Т. Андерсон. Введение в многомерный статистический анализ. Физматгиз, М. 1963.

P. Raesaar

Simplification of Incremental Loss Formulas

Summary

The article presents a method of reducing the number of variables in incremental transmission loss formulas by using statistical information on power system operating conditions.



С о д е р ж а н и е

Стр.

1. Э.А. Т и й г и м я г и. Учет вероятностного характера нагрузок при расчете электрических сетей методом узловых напряжений	3
2. М.Х. В а л д м а. Об учете случайных факторов в характеристиках электростанций.	7
3. Х.Э. Л е л у м э е с. Решение одной задачи стохастического распределения нагрузок в энергетической системе на аналоговой вычислительной машине.	15
4. Т.А. В и й р а. Об одной возможности воспроизведения функций двух переменных.	23
5. М.В. М е л ь д о р ф. Применение метода статистических испытаний к исследованию устойчивости энергетических систем.	31
6. М.В. М е л ь д о р ф. Аппроксимация границы области устойчивости сложной энергосистемы.	39
7. К.Ю. М ё л л е р. О влиянии уставок на основные требования к релейной защите	47
8. К.Ю. М ё л л е р. Экспериментальное исследование распределения времени срабатывания реле типа ЭВ-100, ЭВ-200	51
9. К.Ю. М ё л л е р. Формула сложения расчетных погрешностей реле времени	55
10. Р.Р. М е р е с м а а, М.Х. Ц о о м. Оптимизация параметров силовых трансформаторов с испарительным охлаждением на ЦВМ	63
11. Т.Л. М е т у с а л а. Зависимость пробивного напряжения фреона П13 от температуры.	71

12. О.И. Гроссман, Т.Л. Метусала, О.О. Тапуierre. Начальное напряжение частич- ных разрядов в фреоне II3	79
13. П.Х. Раэсаар. Об упрощении формул расчета относительных приростов потерь.	85

ЭНЕРГЕТИЧЕСКИЕ СИСТЕМЫ
СБОРНИК СТАТЕЙ
III

Таллинский политехнический институт

Редактор К. Мёллер
Технический редактор Л. Лоопер

Сдано в печать 29/УШ 1968. Подписано к печати 3/II 1969.
Бумага 60x90/16. Печ. л. 6,0+0,5. Уч.-изд. л. 5,1. Тираж 500.
МВ - 00966. Зак. №70. Ротапринт ТПИ, Таллин, Пикк ялг, 14.
Цена 50 коп.

Э Н Е Р Г Е Т И Ч Е С К И Е С И С Т Е М Ы

СБОРНИК СТАТЕЙ

Ш

УДК 621.31:519.21

Э.А. Т и й г и м я г и. Учет вероятностного характера нагрузок при расчете электрических сетей методом узловых напряжений стр. 3

Рассматривается расчет потокораспределения и потерь мощности в электрических сетях при вероятностно заданных нагрузках.

Библ. 3.

УДК 621.311.1

М.Х. В а л д м а. Об учете случайных факторов в характеристиках электростанций стр. 7

Показана возможность учета случайного характера характеристик котлов, внутростанционных факторов (тепловых нагрузок турбин и др.), отклонений фактической нагрузки от планированной в характеристиках тепловых электростанций и случайного характера напора и отклонений фактической нагрузки от планированной - в характеристиках гидроэлектростанций.

Библ. 1.

УДК 621.311.1

Х.Э. Делумзес. Решение одной задачи стохастического распределения нагрузок в энергетической системе на аналоговой вычислительной машине стр.15

В статье рассматриваются возможности решения задачи планирования при случайном характере нагрузки на аналоговой вычислительной машине. Выведены формулы вычисления длительности решения задачи и постоянных времени интеграторов.

Фигур 4, библи. 5.

УДК 621.311.1:681.142.68

Т.А. В и й р а. Об одной возможности воспроизведения функций двух переменных стр.23

В статье излагается принцип функционального преобразователя двух переменных, работающего по методу интерполяционного полинома Лагранжа. Преобразователь является комбинированным (аналого-цифровым) вычислительным устройством. Между интерполяционными точками производится линейная интерполяция. По одной оси интерполяционные точки расположены равными интервалами. Расстояния между интерполяционными точками по другой оси произвольные. Такое свойство преобразователя позволяет оптимально воспроизводить характеристику относительных приростов ГЭС.

Такой преобразователь может быть использован в универсальных аналоговых вычислительных машинах, а также в энергетических специализированных вычислительных устройствах для решения задачи оптимального распределения нагрузки в электрических системах.

Фигур 3, библи. 4.

УДК 621.311.1.016.35.

М.В. М е л ь д о р ф. Применение метода статистических испытаний к исследованию устойчивости энергетических систем стр.31

Рассматривается задача определения вероятностей нарушения устойчивости энергетической системы и математического ожидания экономического ущерба, возникающего от нарушений устойчивости. Делается вывод, что поставленная задача может быть решена применением метода статистических испытаний.

Библ. 8.

УДК 621.311,1.016.35

М.В. М е л ь д о р ф. Аппроксимация границы области устойчивости сложной энергосистемы стр. 39

Предложен способ аппроксимации многомерных функций показательными многочленами применительно к решению задач, возникающих при вероятностном анализе устойчивости энергетических систем.

Библ. 1.

УДК 621.316,925

К.Л. М ё л л е р. О влиянии уставок на основные требования к релейной защите стр. 47

Методами теории вероятностей доказывается, что из четырех классических технических требований, предъявляемых к релейной защите, определяющим с точки зрения определения уставок, является надежность. Селективность и чувствительность рассматриваются как надежность несрабатывания и срабатывания защиты по параметру. Быстродействие защиты опре-

деляется ее селективностью. Увеличение селективности заданной защиты возможно только за счет уменьшения ее быстродействия или чувствительности.

Библ. 2.

УДК 621.316.925

К.Ю. М ё л л е р. Экспериментальное исследование распределения времени срабатывания реле типа ЭВ-100, ЭВ-200 стр.51

Испытаниям подвергались 3 реле типа ЭВ-113, ЭВ-224 и ЭВ-134, бывших 4 года в эксплуатации. На каждой отметке шкалы всех реле время срабатывания измерялось 100 раз, на конечных отметках - 200 раз. Произведено всего 3200 измерений. Оценены математические ожидания и дисперсии времен с определением достоверности. Гипотеза о нормальности распределения времени срабатывания испытанных реле проверена по критерию . Она не противоречит экспериментальным данным.

Табл. I, библ. 3.

УДК 621.316.925

К.Ю. М ё л л е р. Формула сложения расчетных погрешностей реле времени стр. 55

На основании вероятностно-статистического анализа разброса времени срабатывания девяти реле времени типа ЭВ-100, ЭВ-200 получена новая формула сложения их расчетных погрешностей. Согласно этой формуле при определении степени выдержки времени защиты расчетные погрешности складываются геометрически взамен используемого в настоящее время алгебраического сложения. Это позволяет заметно уменьшить степень выдержки времени защиты и увеличить соответственно быстродействие защиты без существенного снижения селективности.

Табл. I, Библ. 9.

УДК 621.314.213.001.24

Р.Р. Мересмаа, М.Х. Поом

Оптимизация параметров силовых трансформаторов с испарительным охлаждением на ЦВМ стр. 63

Рассматриваются особенности расчета трансформаторов с испарительным охлаждением. Приводится блок-схема расчета параметров трансформаторов по оптимальному весу активных материалов. Изложен анализ результатов расчета серии трансформаторов мощностью до 100 кВа с различными комбинациями номинальных напряжений.

Фигур 3, библи. 3.

УДК 621.315.615

Т.Л. Метусала. Зависимость пробивного напряжения фреона II3 от температуры стр.71

Рассматривается процесс пробоя в кипящей жидкости и определяются параметры статистического распределения пробивного напряжения фреона II3.

Фигур 3. Библи. 2.

УДК 537.52

О.И. Гроссман, Т.Л. Метусала, О.О. Таупере. Начальное напряжение частичных разрядов в фреоне II3 стр. 79

Определяется зависимость начального напряжения частичных разрядов (ЧР) от чистоты жидкости и от времени воздействия ЧР.

Фигур 4, библи. 4.

УДК 621.3.016.31

П.Х. Р а э с а а р. Об упрощении формул расчета
относительных приростов потерь
стр. 85

Излагается метод сокращения числа переменных в формулах расчета относительных приростов потерь активной мощности на основе статистической информации о прошлых режимах энергосистемы.

Фигур I, библиограф. 4.

Цена 50 коп.

T
2

TÜ RAAMATUKOGU



1 0300 00993638 8