

Определение уставок релейной защиты и автоматики, основанное на статистическом байесовском методе проверки гипотез

ШАРЫГИН М.В., КУЛИКОВ А.Л.

Развитие и интеллектуализация систем электроснабжения делает актуальным создание новых, более совершенных принципов принятия решений в релейной защите и автоматике в системах электроснабжения. Одним из перспективных принципов является статистический байесовский метод проверки гипотез. В статье предложен новый подход к определению уставок релейной защиты и автоматики в системах электроснабжения, реализованных на байесовском методе, и даны рекомендации по их расчету. На основе примера расчета уставок многопараметрической защиты, основанной на статистических принципах, показано, что традиционные принципы релейной защиты являются частным случаем более общего статистического байесовского принципа. При отсутствии информации о потерях из-за неправильных действий релейной защиты и автоматики и априорных вероятностях таких событий статистический байесовский метод проверки гипотез вырождается в известный принцип выбора уставок релейной защиты – отстройки от нагрузочного режима для минимизации ошибок принятия решения. Разработанный подход может быть использован как элемент интеллектуальной релейной защиты и автоматики в системах электроснабжения, поддерживающий стандарт МЭК 61850.

К л ю ч е в ы е с л о в а: электроснабжение, автоматика, статистика, критерий отношения правдоподобия, уставка

Алгоритмы релейной защиты и автоматики (РЗА) в системах электроснабжения до 35 кВ, обеспечивающие распознавание режимов сетей электроснабжения, почти не изменились за прошедшие 100 лет: даже микропроцессорные устройства РЗА сетей 6–35 кВ во многом лишь воспроизводят алгоритмы электромеханических или статических панелей РЗА. Даже сейчас традиционные принципы распознавания режимов в РЗА в системах электроснабжения зачастую не могут обеспечить выдвигаемые к ним требования (например, по чувствительности релейных защит).

Перспективные системы электроснабжения [1] будут содержать сложные многоконтурные электрические сети с большим числом генераторов малой мощности (распределенной генерацией). Современные РЗА систем электроснабжения будут не способны обеспечить работу таких сетей и их режимов из-за недостаточного быстродействия и чувствительности. Применение сложных защит сетей высокого напряжения вызовет недопустимое удорожание сетей электроснабжения. Необходимо вести поиск новых, более совершенных принципов [1]. Одним из таких новых принципов является статистический подход, основанный на методе проверки гипотез по критерию Байеса [2–5].

Основная идея статистического метода проверки гипотез по критерию Байеса применительно к

системе релейной защиты (РЗ) заключается в следующем. Пусть интеллектуальное электронное устройство защиты (IED или ИЭУ), соответствующее стандарту МЭК61850, «наблюдает» с заданной частотой за параметрами режима – током, напряжением и т.д. Используя полученные значения наблюдений и заданное правило решения, IED классифицирует наблюдаемый режим как допустимый или как аварийный (рис. 1).

С точки зрения основной задачи РЗ сети в любой произвольный момент наблюдения t существует лишь две основные гипотезы оценки этого режима: гипотеза H_1 – событие принадлежности режима к режиму коротких замыканий (КЗ), а значит присоединение необходимо отключить, гипотеза H_0 – событие принадлежности режима к допустимым режимам, а значит присоединение не должно отключаться.

Правило решения представляет собой правило разбиения пространства наблюдений Z на две части: Z_0 и Z_1 (рис. 2). Если наблюдение R попадает в область Z_0 , то однозначно принимается гипотеза H_0 , если наблюдение R попадает в область Z_1 , то принимается гипотеза H_1 . Граница, разделяющая Z на две части Z_0 и Z_1 , или правило получения границы будет являться уставкой защиты.

Каждое наблюдение R в пространстве наблюдений Z обладает двумя параметрами: значением

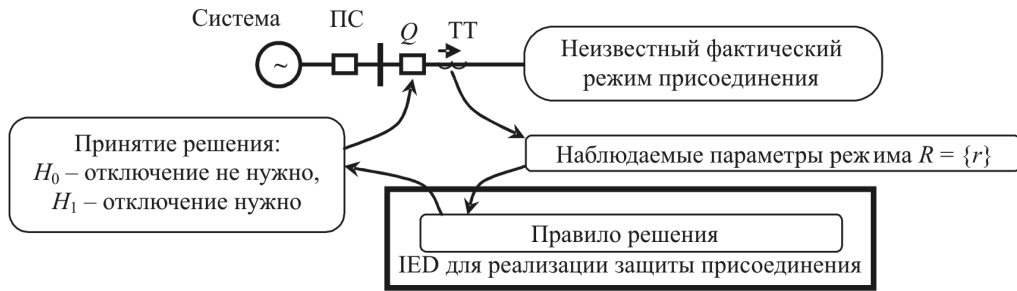


Рис. 1. Элементы задачи распознавания режима присоединения

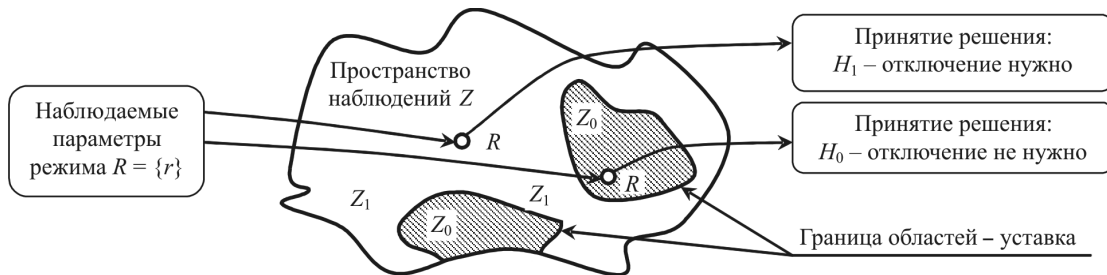


Рис. 2. Разбиение области решений – получение правила решения

плотности вероятности $p_{\text{наг}}(R)$ (наблюдение R соответствует гипотезе H_0) и значением плотности вероятности $p_{\text{кз}}(R)$ (наблюдение R соответствует гипотезе H_1), причем

$$\int_Z p_{\text{кз}}(R)dr=1 \text{ и } \int_Z p_{\text{наг}}(R)dr=1.$$

Предположим, что известны потери для всех возможных исходов нашего выбора:

C_{00} – потери при правильном выборе гипотезы H_0 (фидер не отключается, и его режим был допустимый);

C_{01} – потери при неправильном выборе гипотезы H_0 (фидер не отключается, и его режим был аварийным – (КЗ));

C_{10} – потери при неправильном выборе гипотезы H_1 (фидер отключается, и его режим был допустимый);

C_{11} – потери при правильном выборе гипотезы H_1 (фидер отключается, и его режим был аварийным – (КЗ)).

Целевая функция минимизации риска принятия решения ведет к классическому байесовскому условию выбора гипотезы (срабатывания защиты), которое выглядит следующим образом:

гипотеза H_1 выбирается, если $\Lambda(R) > \eta$;

гипотеза H_0 выбирается, если $\Lambda(R) \leq \eta$, (1а)

где $\Lambda(R)$ – отношение правдоподобия:

$$\Lambda(R) = p_{\text{кз}}(R) / p_{\text{наг}}(R); \quad (1б)$$

η – порог (уставка) критерия отношения правдоподобия:

$$\eta = P_0(C_{10} - C_{00}) / (P_1(C_{01} - C_{11})) \quad (1в)$$

(при обязательном соблюдении условий $C_{10} > C_{00}$ и $C_{01} > C_{11}$); P_0 и P_1 – априорные вероятности правильности гипотез H_0 и H_1 соответственно, т.е. вероятность отсутствия или возникновения КЗ в зоне защиты в каждом единичном наблюдении R в момент времени t .

Для обучения защиты (расчета уставок) конкретного присоединения необходимо определить:

функции $p_{\text{кз}}(R)$ и $p_{\text{наг}}(R)$, т.е. накопить достаточную статистику по нормальным и аварийным режимам этого присоединения; накопление статистики может проводиться либо путем наблюдения за режимом реального присоединения, либо расчетно – на математической имитационной модели присоединения;

априорные вероятности P_0 и P_1 отсутствия или возникновения КЗ в зоне данной защиты;

потери для всех возможных исходов выбора по данному присоединению: $C_{00}, C_{01}, C_{10}, C_{11}$.

Если вся эта информация известна, то можно сформировать точное значение η и с его помощью – границы областей Z_0 и Z_1 , и решение об отключении будет приниматься после простой проверки – попадает ли наблюдение Z в момент наблюдения t в область Z_1 или нет. Если попадает, то отключение нужно, если не попадает, то – нет. Обученная многопараметрическая РЗ, основанная на статистических методах распознавания режимов, будет способна правильно распознавать аварийный режим данного присоединения с минимальным риском потерь.

Байесовский подход может быть использован для максимальной токовой защиты (МТЗ), дистанционной защиты, а также других видов РЗ, обладающих измерительными органами, реагирующими

на параметры режима. Он позволяет увеличить, например, чувствительность РЗ [2, 3]. С другой стороны, байесовский подход также может быть использован и при реализации сетевой автоматики, обладающей измерительными органами, реагирующими на параметры режима: автоматики ввода резерва, ограничения перегрузки оборудования, минимального напряжения, частотной разгрузки и т.д.

При реализации байесовского подхода в конкретных устройствах автоматического управления нужно лишь переопределить гипотезы (1) и накопить статистику для «обучения» алгоритмов.

Варианты реализации сравнений (1) в алгоритмах устройств автоматики (терминалах защит присоединений, IED) описаны в [2, 3], однако до сих пор в полной мере не были определены подходы и методы определения уставки η критерия отношения правдоподобия. Это обстоятельство не позволяло обоснованно выбирать зоны срабатывания защиты и рассчитывать ее эффективность. Как правило, ранее значения уставки η принимались интуитивно, исходя из вероятности допустимой ошибки распознавания 0; 5% и т.д.

В статье предлагается новый подход к выбору уставок многопараметрической РЗА сетей электроснабжения, основанных на прямом методе Байеса для проверки гипотез. Минимаксные критерии, критерии Неймана-Пирсона и Вальда не рассматриваются. Предложенный подход позволяет перейти к конкретным численным реализациям многопараметрической защиты, основанной на статистических методах распознавания.

Кроме того, в прежних работах авторов рассматривались алгоритмы защиты только при гауссовских законах распределения вероятностных параметров системы электроснабжения и их режимов. Предложенный в статье подход справедлив для произвольного закона распределения.

Отметим, что с точки зрения теории распознавания [5] вычисление значения уставки имеет

смысл только при пересечении областей ненулевых значений плотностей вероятности $p_{\text{наг}}(R)$ и $p_{\text{кз}}(R)$, т.е. когда отношение правдоподобия $\Lambda(R)$ принимает значение, отличное от «0» и ∞ (отрезок $[I_{\text{кз.min}}, I_{\text{наг.max}}$] на рис. 3,б). В противном случае, теоретическая уставка может находиться в любой точке отрезка $[I_{\text{наг.max}}, I_{\text{кз.min}}$] (рис. 3,а) и ее конкретное положение будет определяться только значением погрешностей измерительного тракта.

Предлагаемое решение для РЗА в системах электроснабжения. Рассмотрим общий подход к определению уставки η критерия отношения правдоподобия для РЗ в системах электроснабжения. Отметим, что приведенный набор из двух гипотез H_0 и H_1 соответствует определению основной *самой чувствительной и медленной ступени защиты*. Для определения уставки *дополнительной быстрой ступени защиты* набор гипотез будет иным: гипотеза H_1 – событие принадлежности возникшего режима КЗ к режиму КЗ в основной зоне (фидер должен отключаться мгновенно), гипотеза H_0 – событие принадлежности возникшего режима КЗ к режиму КЗ в резервных зонах (фидер должен отключаться с селективной выдержкой времени).

В соответствии с выбранными гипотезами для медленной ступени РЗ и байесовским методом (1) для точного определения зоны срабатывания медленной ступени защиты необходима информация:

о функциях $p_{\text{наг}}(R)$, $p_{\text{кз}}(R)$; численные значения данных функций могут быть получены путем проведения статистических экспериментов на математической модели фидера; для этого требуется *тот же объем информации* о параметрах электросети и режимах ее работы, *что и для расчета традиционных релейных защит*, а также информация о законах распределения этих параметров;

априорных вероятностях P_0 и P_1 гипотез и потерях C ; эта информация используется для определения по (1в) значения η – уставки критерия отношения правдоподобия; *эта информация является новой и ранее никогда не использовалась для расчета*

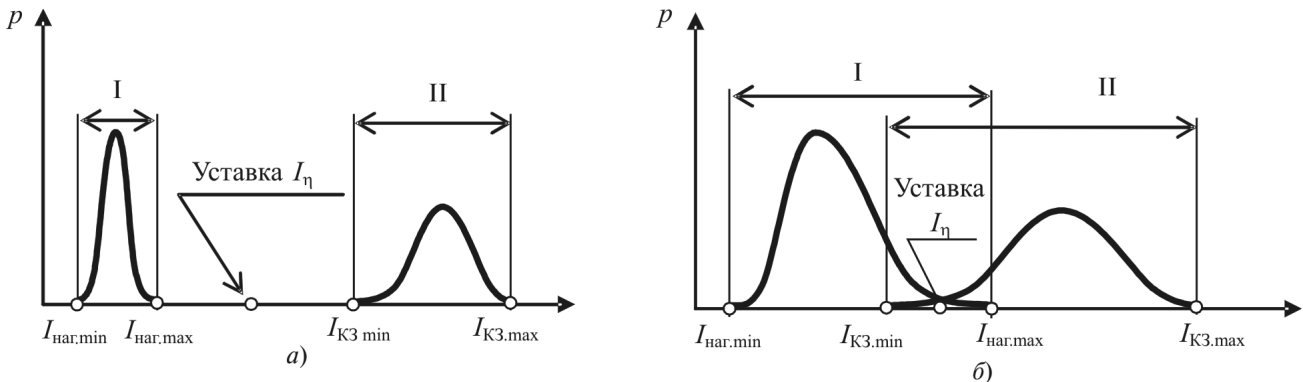


Рис. 3. Варианты сочетания законов распределения нормального нагрузочного режима и режима КЗ при одном контролируемом параметре (токе фидера, А): I – зона допустимого режима; II – зона режима КЗ

защит; получение этой информации затруднено, однако без нее распознавание режима КЗ не может быть выполнено.

Рассмотрим варианты расчета уставки η в зависимости от наличия необходимой информации для ее определения.

Первый вариант — полное отсутствие информации о предшествовавших режимах фидера и стоимости потерь C . Для системы РЗ значения априорных вероятностей P_0 и P_1 событий H_0 и H_1 в формуле (1в) можно определить исходя из усредненных значений длительности режимов КЗ в рассматриваемых сетях. Например, если средняя частота ω устойчивых КЗ в ЛЭП 6–10 кВ составляет 0,76 ед./км/год [6], длина ЛЭП $l = 5$ км, а среднее время отключения КЗ $t_{\text{откл.ср}} = 0,5$ с/единицу, то априорная вероятность обнаружить на каждом шаге дискретизации устройства РЗ допустимый режим будет равна:

$$P_0 = (8760 \text{ ч/год } 3600 \text{ с/ч} - \omega l t_{\text{откл.ср}}) / 8760 \text{ ч/год } 3600 \text{ с/час} \approx 0,999 \text{ отн.ед.}; \quad (2a)$$

вероятность обнаружить режим КЗ в основной зоне будет равна:

$$P_1 = \omega l t_{\text{откл.ср}} / 8760 \text{ ч/год } 3600 \text{ с/час} \approx 0,6 \cdot 10^{-7} \text{ отн.ед.} \quad (2b)$$

Значения стоимости потерь C можно оценить с помощью средних или предельных значений. Например, произвольно примем значения потерь C следующим образом:

при правильном выборе гипотезы H_0 (фидер не отключается, и его режим был допустимый) $C_{00} = 0$;

при неправильном выборе гипотезы H_0 (фидер не отключается, и его режим был КЗ) $C_{01} = 1$ отн.ед.;

при неправильном выборе гипотезы H_1 (фидер отключается, и его режим был допустимый) $C_{10} = 0,5$ отн.ед.;

при правильном выборе гипотезы H_1 (фидер отключается, и его режим был КЗ) $C_{11} = 0,5$ отн.ед.

Тогда значение уставки будет определяться как

$$\eta = P_0(C_{10} - C_{00}) / (P_1(C_{01} - C_{11})) = 1,63 \cdot 10^7 \text{ отн.ед.} \quad (3)$$

Из (3) следует, что большие значения уставки η ($\eta \rightarrow \infty$) будут получаться для медленных ступеней защиты практически любой сети из-за очевидной редкости режимов КЗ — крайне больших априорных вероятностей допустимого режима P_0 и крайне малых априорных вероятностей режима КЗ P_1 . Такое соотношение априорных вероятностей позво-

ляет утверждать, что потери C имеют малое значение при расчете медленных ступеней защиты.

Значение уставки $\eta \rightarrow \infty$ означает лишь то, что уставочная граница зоны срабатывания медленной ступени защиты должна быть полностью отстроена от всех возможных нагрузочных режимов — всех точек в пространстве наблюдений Z , где $p_{\text{наг}}(R) > 0$, согласно условиям (1a) (этот вариант отстройки показан далее в примерах).

Отметим, что уставка η задает лишь порог отношения правдоподобия (1) и нужна только для определения уставочных границ, которые и будут определять конкретный вид самих зон срабатывания защиты Z . *Одинаковое значение уставки η в разных защитах с разными функциями $p_{\text{наг}}(R)$ и $p_{\text{кз}}(R)$ будет приводить к разным уставочным границам и разным зонам срабатывания этих защит.* Следовательно, при отсутствии исходной информации о предшествующих режимах КЗ необходимо выбирать единое значение уставки η , близкое к бесконечности.

Таким образом, значение $\eta \rightarrow \infty$ имеет объективный практический смысл и означает, что защита не будет запускаться и срабатывать ни при одном возможном нагрузочном режиме (в т.ч. с учетом погрешностей измерений). Если же параметры режима выйдут из области допустимого нагрузочного режима Z_0 (где $p_{\text{наг}}(R) = 0$), то запустится медленная чувствительная ступень защиты. *Такой вариант настройки защиты полностью соответствует традиционным принципам РЗ.*

Исходя из этого можно сделать вывод, что традиционные принципы РЗ являются частным случаем более общего статистического байесовского метода. При отсутствии информации о потерях из-за неправильных действий автоматики и априорных вероятностях таких событий статистический байесовский метод проверки гипотез вырождается в известный принцип выбора уставки РЗ — отстройки от нагрузочного режима для минимизации ошибок принятия решения.

Действительно, в электрических сетях XX века отсутствовали технические возможности для получения, передачи и обработки необходимого объема информации, и поэтому принципы РЗА в системах электроснабжения базировались на простейших моделях. В настоящее время развитие техники и технологий, широкое внедрение микропроцессорных устройств РЗА предоставляют все больше возможностей для решения проблемы эффективности РЗА — более точно, вариативно и адаптивно учитывать последствия регулирования, потери и различия потребителей с помощью большего количества информации и более совершенных методов.

Различные виды автоматики в системах электроснабжения распознают значительно больший спектр режимов, чем РЗ, поэтому формирование рекомендаций по расчету уставки η для автоматики при отсутствии требуемой информации затруднительно. Тем не менее, здесь также существует возможность грубого вычисления значения уставки по усредненным справочным величинам аналогично варианту с РЗ.

Пример расчета. Рассмотрим принципы распознавания режима сети по критерию Байеса на примере расчета уставки для простейшей защиты (рис. 4,а) при отсутствии информации о потерях C . Токовые защиты 2 и 3 имеют токи срабатывания 86 и 103 А соответственно.

Пусть рассчитываемая защита РЗ1 контролирует один параметр режима – действующее значение гармоники 50 Гц фазного тока присоединения I. В случае классической максимальной токовой защиты (МТЗ) защита РЗ1 должна отставиваться от пусковых режимов (156 А) и от предыдущих защит РЗ2 и РЗ3, ток срабатывания ее составит 186 А. Быстрая ступень, токовая отсечка (ТО), будет иметь ток срабатывания, отстроенный от максимально возможного значения тока КЗ на шинах нагрузки (690 А), равный 827 А.

Для расчета защиты с применением байесовского метода проверки гипотез (БМПГ) на математической модели определены графики плотности вероятности аварийного и допустимого режимов $p_{кз}(R)$ и $p_{нар}(R)$ с учетом погрешностей измерительных трансформаторов и переходного сопротивления в месте КЗ (рис. 4,б).

В случае отсутствия информации о предшествовавших режимах фидера и стоимости потерь C согласно (3) $\eta \rightarrow \infty$. В этом случае согласно (16) граница областей Z_0 и Z_1 и значение уставки I_η будут отстраиваться от всех нагрузочных режимов (от отрезка, где $p_{нар}(R) > 0$). Такому соотношению соответствует граница (уставка) $I_\eta \approx 186$ А.

Если наблюдаемый фазный ток будет находиться правее этой границы, то РЗ выберет гипотезу H_1 и отключит выключатель защиты (рис. 4,б), если наблюдаемый фазный ток будет находиться левее этой границы, то РЗ выберет гипотезу H_0 и продолжит наблюдение за режимом фидера.

Аналогично традиционным защитам отключение выключателя при превышении током уставки $I_\eta \approx 186$ А необходимо проводить с выдержкой времени, равной ступени селективности Δt для согласования работы рассчитываемой защиты с защитами нагрузок.

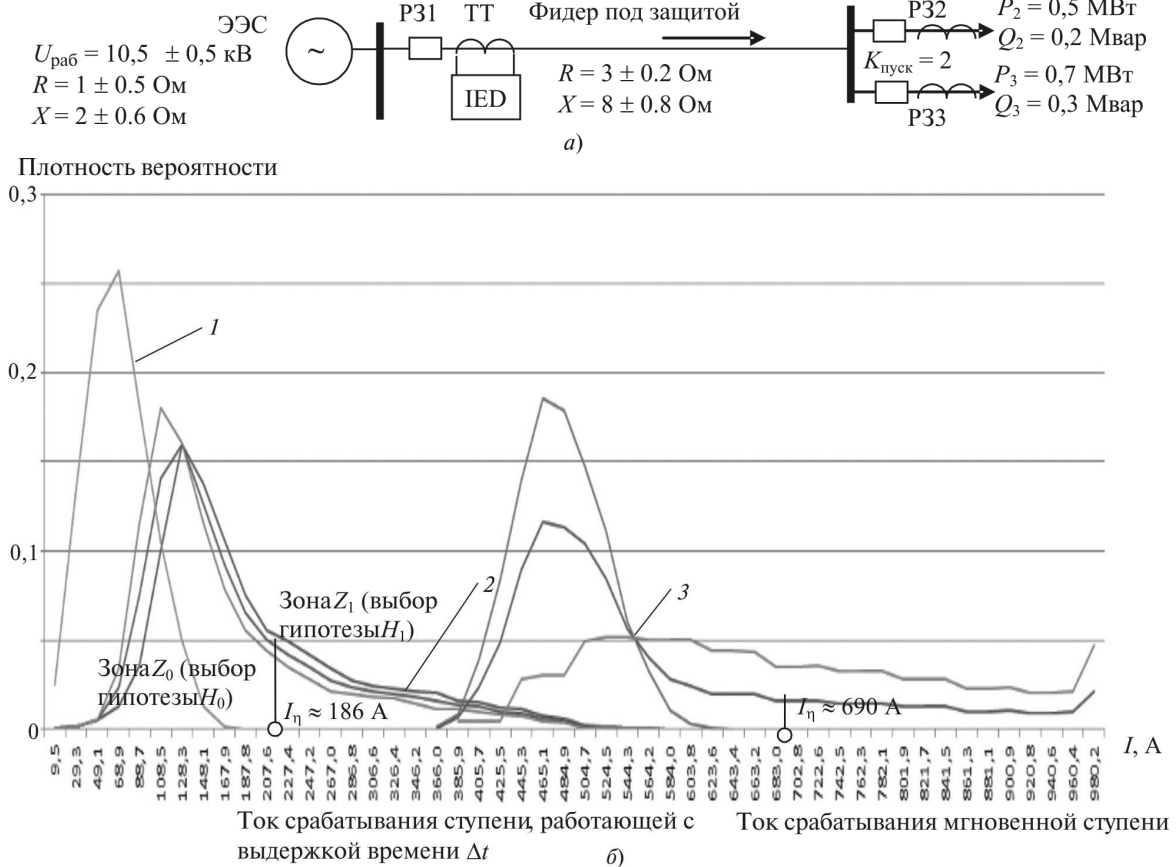


Рис. 4. Схема присоединения под защитой (а) и одномерное пространство наблюдений Z (10000 наблюдений) и зоны выбора гипотез (б): 1 – допустимый режим $p_{нар}(R)$; 2 – аварийный режим в резервных зонах $p_{кз}(R)$; 3 – то же в основной зоне $p_{кз}(R)$ (пример расчета уставки для одномерной защиты, выполненной на статистическом байесовском подходе)

При $\eta \rightarrow \infty$ согласно (3) мгновенная ступень защиты будет отстраиваться от действующего значения всех вероятных токов КЗ во всех резервных зонах защиты и поэтому будет иметь ток срабатывания 690 А (рис. 4,б) чуть меньше, чем традиционная ТО (которая учитывает также и апериодическую составляющую тока).

Таким образом, при отсутствии дополнительной информации о защищаемом фидере одномерная защита БМПГ становится полностью тождественна традиционной МТЗ и ТО.

По графику плотности вероятности путем его интегрирования в соответствующих зонах Z , можно определить показатели эффективности (совершенство) данной защиты (см. таблицу).

Вероятность	Наблюдаемые параметры защиты, отн. ед. (вариант РЗ)		
	№1 I (МТЗ+ТО)	№2 I, U	№3 P, Q
Вероятность нераспознавания КЗ: в основной зоне	0	0	0
в нагрузке 2	0,745	0,678	0,063
в нагрузке 3	0,633	0,539	0,050
в резервных зонах	0,689	0,608	0,056
Вероятность замедленного на ступень селективности отключения КЗ на шинах	0,999	0,942	0,888
Вероятность замедленного отключения КЗ: в линии	0,403	0,194	0,205
в основной зоне	0,735	0,568	0,544

П р и м е ч а н и е: Значения вероятностей получены путем интегрирования функции плотности вероятности события КЗ $p_{\text{КЗ}}(R)$ по области интегрирования, ограниченной уставками и соответствующей зоне Z_0 или Z_1 — несрабатывания или срабатывания ступеней защиты для каждого из трех вариантов защиты (рис. 4,б, 5, 6). Функции $p_{\text{КЗ}}(R)$ были получены путем имитационного статистического эксперимента на математической модели присоединения сети. Число реализаций КЗ на линии, шинах, нагрузках было принято одинаковым, равным 10000.

Увеличение количества наблюдаемых параметров повысит совершенство защиты. Например, если проводить наблюдения за действующим значением тока I и действующим значением напряжения U в месте установки РЗ1, то распознаваемость режимов защитой увеличится (см. таблицу). А если выбрать в качестве параметров наблюдения значения активной P и реактивной мощности Q , то это еще больше увеличит распознаваемость. Гистограммы областей распознавания для данных вариантов защит приведены на рис. 5.

Второй вариант — наличие информации о предшествовавших режимах. В этом случае, зная фактическую частоту событий и длительность отказов, возникающих на данном

присоединении, можно найти фактические значения априорных частот / вероятностей P_0 и P_1 по формуле (2а). Оценка стоимостей потерь C принимается аналогично предыдущему варианту. Значение уставки η для РЗА будет уточнено.

Третий вариант — наличие информации о стоимостях потерь C . В классических задачах, решаемых методом проверки гипотез по критерию Байеса [5], оценка стоимости потерь C была невозможна и условие выбора гипотезы в виде (1а) не применялось, несмотря на свое фундаментальное значение для теории распознавания. В задачах электроэнергетики стоимость потерь C поддается исчислению и сравнение (1а) может быть применено в своем каноническом виде.

В общем случае для наиболее точного определения уставки η потери C должны быть приведены в сопоставимый вид — исчисляться в экономических показателях ущерба в абсолютных значениях. Например, можно оценить значения потерь C с помощью экономических показателей, придерживаясь рамок одной из методик [7–8].

На практике рекомендуется определять потери C в виде технических показателей [9–10]: число остановленных агрегатов, длительности останова, число энергоносителей и т.д. Во-первых, при расчете уставки η по формуле (1а) размерность потерь C сокращается и не имеет значения. Во-вторых, определение потерь C в денежном эквиваленте не имеет устоявшейся общепринятой методики. В-третьих, точность определения экономических показателей крайне низка из-за высокой неопределенности составляющих ущерба (например, для нефтепереработки отношение максимального и минимального удельных ущербов достигает пятикратного значения [7]).

Весьма перспективным методом определения потерь C в виде технических показателей является метод агрегативного моделирования производственных систем [9–10]. Универсальность и простота инструментария данного метода позволяет решать широкий спектр электроэнергетических задач [9] за счет построения легко анализируемых и адекватных математических моделей практически любых производственных систем.

При агрегативном преобразовании всё разнообразие технологического оборудования отражается тремя элементами: «агрегатом» (участки производства), «накопителем» (склады, емкости) и «связью» (электрические, технологические и прочие), учитывающей взаимовлияние первых двух элементов. Опыт обследования большого числа предприятий различных отраслей промышленности с разной структурой технологической схемы показал [9], что

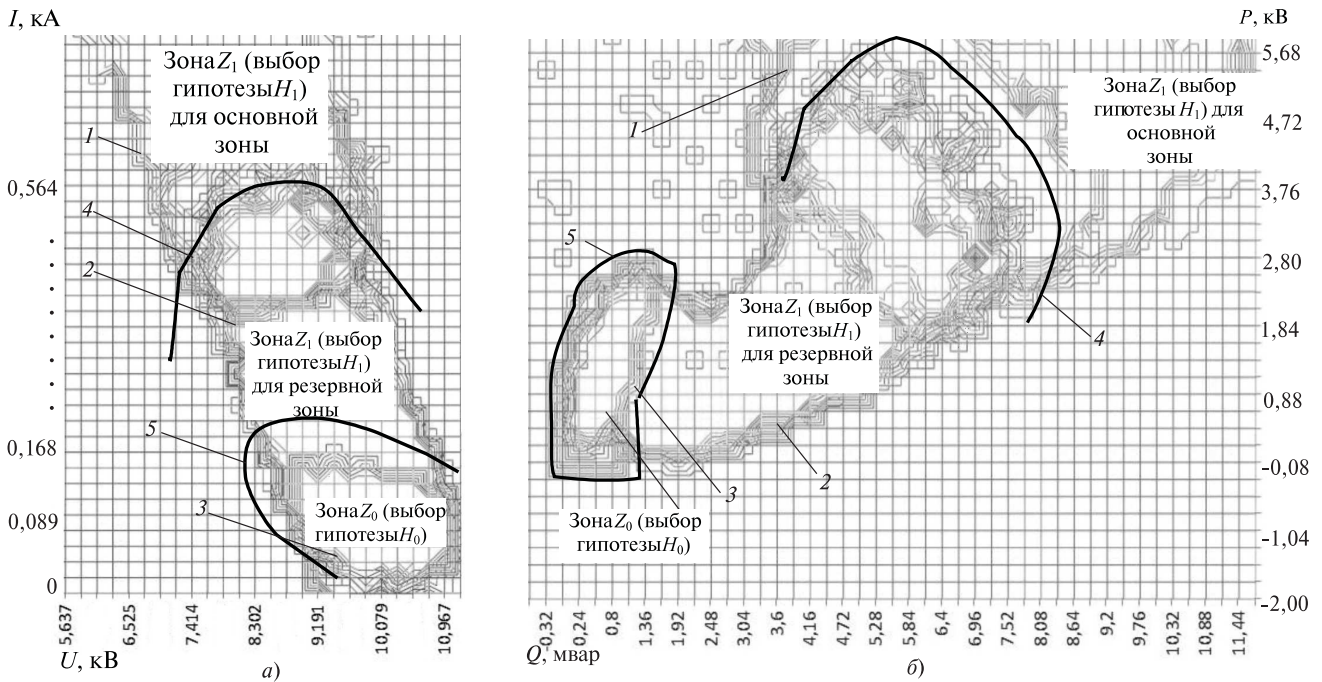


Рис. 5. Гистограммы областей распознавания для вариантов двумерной защиты, контролирующей: *а* – ток и напряжение фидера; *б* – активную и реактивную мощность фидера: *1* – график плотности вероятности аварийного режима в основной зоне $p_{кз}(R)$; *2* – то же в резервных зонах; *3* – график плотности вероятности допустимого режима $p_{наг}(R) = 0$; *4* – уставка мгновенной ступени защиты; *5* – то же медленной ступени защиты

поведение производства в условиях отключения питания хорошо передается именно агрегативной моделью.

Базовые принципы агрегативного моделирования проиллюстрированы на рис. 6 – приведены фазовые траектории простейшей агрегативной модели, состоящей из двух агрегатов и одного накопителя, и схемы электроснабжения на рис. 4,а. В целях упрощения принято, что производительность агрегатов одинакова и изменяется скачкообразно от 0 до 100%. Проценты заполненности накопителя приняты условно.

Начало моделирования происходит в момент отключения t_0 фидера, питающего агрегат *1*. После отключения агрегата *1* он переходит в состояние $x^{(3)}$ (останов) – производительность его связей падает до 0 и он перестает выдавать полуфабрикат в накопитель *1*. Уровень заполнения накопителя начинает снижаться, поскольку агрегат *2* продолжает работу. Через некоторое время уровень заполнения накопителя становится равен 0, он полностью опустошается (состояние $y^{(3)}$ в момент времени $t_1 = 49$ мин), и агрегат *2* переходит из рабочего в остановленное состояние $x^{(3)}$, в котором производительность его связей 0. Производственный процесс полностью разрушается. В момент времени $t_3 = 300$ мин электроснабжение агрегата *1* восстанавливается. После технологической подготовки производства (состояние $x^{(4)}$ в момент времени

$t_3 = 330$ мин) происходит пуск агрегата *1*, восстановление производительности его связей до 100% (состояние $x^{(1)}$), вследствие чего накопитель *1* начинает заполняться (возвращается в состояние $y^{(1)}$). Затем начинается технологическая подготовка и пуск агрегата *2* (момент времени $t_4 = 385$ мин). После этого восстанавливается нормальная работа производственного процесса и дальнейшее моделирование не требуется. В данном случае недовыпуск конечной продукции можно найти по формуле $(t_4 - t_1) \text{Пр}_2 = ((385 \text{ [мин]} - 49 \text{ [мин]}) / 60 \text{ [мин/ч]}) \cdot 1 \text{ [отн.ед./ч]} = 5,6 \text{ отн.ед.}$, где Пр_2 – производительность агрегата *2* по выпуску конечной продукции.

Если какой-либо агрегат, накопитель, связь имеет индивидуальные особенности и параметры, то они могут быть симитированы, что увеличит адекватность модели. Более подробно принципы разработки и анализа агрегативных моделей изложены в [9, 10].

По результатам моделирования – суммированием по совокупности агрегатов и накопителей, определяются общие потери *C* в виде отдельных наиболее важных технических показателей или в виде интегрального показателя:

$$C = \Pi_{\text{инт}} = \alpha_1 \Pi_1 + \alpha_2 \Pi_2 + \dots + \alpha_i \Pi_i, \text{ отн.ед.}, \quad (4)$$

где α – весовые коэффициенты важности соответствующего технического показателя Π .

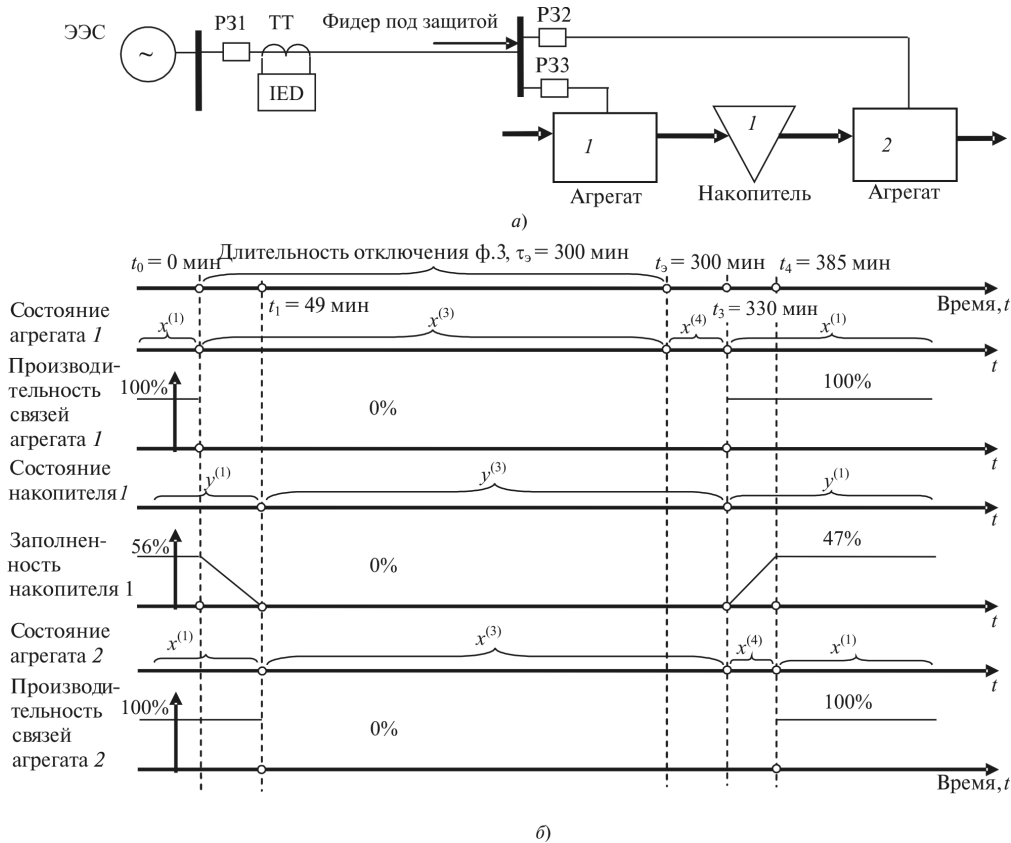


Рис. 6. Пример фазовых траекторий при отключении агрегата 1: а – агрегативная модель; б – фазовые траектории элементов модели; — — — электрическая связь; → — технологическая

Задача определения значений весовых коэффициентов α на сегодня не имеет простого универсального решения из-за разнообразия производственных систем, наличия целого спектра возможных показателей Π и их важности. В настоящее время практическое решение этой задачи может быть основано на экспертной оценке весовых коэффициентов показателей в пределах каждого конкретного промышленного предприятия. В дальнейшем, по мере накопления опыта оценки последствий отключений (управления нагрузкой) целесообразна разработка иного метода определения стоимости потерь C .

Наиболее типичные технические показатели Π для оценки потерь:

- объем невыпуска конечной продукции;
- число остановленных агрегатов (оптимален дифференцированный учет числа агрегатов, например, по группе агрегатов с повышенным риском аварийных последствий при внеплановом останове, браке продукции, длительном пуске и т.п.);

длительность нарушения нормального производственного процесса;

количество израсходованных энергоносителей и брака продукции при остановах и пусках агрегатов.

При вероятностно заданных параметрах производственной схемы, например, если уровни заполнения накопителей случайны, для увеличения аде-

кватности модели необходимо применять метод статистических испытаний на описанной агрегативной модели производственной системы [9–11]. В этом случае искомые потери C будут описываться законом распределения, а в формулу (1в) необходимо будет подставить математические ожидания значений потерь C .

Например, распознавание нормальных и аварийных режимов сети в алгоритме защиты 1 будет проводиться на основе следующих расчетных стоимостей C (рис. 6,а):

$C_{00} = 0$ – потери при правильном выборе гипотезы H_0 (фидер не отключается, и его режим был допустимый);

C_{01} – потери при неправильном выборе гипотезы H_0 (фидер не отключается, и его режим – КЗ) будут складываться из математического ожидания невыпуска продукции в этом случае и ремонта сети в результате неотключения КЗ:

$$C_{01} = \Delta t_{01} \text{Pr}_2 + C_{\text{рем}} = 4,1 \text{ [ч]} \cdot 1 \text{ [отн.ед./ч]} + C_{\text{рем}} \geq 4,1 \text{ отн.ед.,}$$

где Δt_{01} – математическое ожидание простоя агрегата 2 при таком исходе;

C_{10} – потери при неправильном выборе гипотезы H_1 (фидер отключается, и его режим был допустимый) будут определяться значением математиче-

ского ожидания невыпуска продукции в этом случае:

$$C_{10} = \Delta t_{10} \text{Пр}_2 = 1,2 \text{ [ч]} \cdot 1 \text{ [отн.ед./ч]} = 1,2 \text{ отн.ед.},$$

где Δt_{10} – математическое ожидание простоя агрегата 2 при таком исходе;

C_{11} – потери при правильном выборе гипотезы H_1 (фидер отключается, и его режим был КЗ) будут складываться из математического ожидания невыпуска продукции в этом случае и ремонта сети в результате неотключения КЗ:

$$C_{11} = \Delta t_{11} \text{Пр}_2 + C_{\text{рем}} = 3,3 \text{ [ч]} \cdot 1 \text{ [отн.ед./ч]} + C_{\text{рем}} \geq 3,3 \text{ отн.ед.},$$

где Δt_{11} – математическое ожидание простоя агрегата 2 при таком исходе.

Тогда значение уставки η для медленной ступени защиты 1 будет определяться как

$$\eta = P_0(C_{10} - C_{00}) / (P_1(C_{01} - C_{11})) = 0,999 \text{ отн.ед.} \cdot 1,2 \text{ отн.ед.} / ((4,1 \text{ отн.ед.} - 3,3 \text{ отн.ед.}) \cdot 0,6 \cdot 10^{-7} \text{ отн.ед.}) = 2,5 \cdot 10^7 \text{ отн.ед.},$$

что повлечет за собой некоторое изменение зон Z_0 и Z_1 на рис. 4,а и 5 и сдвиг уставочной границы между ними (при этом область пусковых режимов не должна быть сужена).

Аналогичным образом может быть пересчитана уставка для мгновенной ступени защиты 1 (рис. 4,б и 5) с учетом того, что в этом случае должны рассматриваться другие гипотезы: H_0 – произошло КЗ в резервной зоне защиты, H_1 – то же в основной зоне защиты.

Накопление и хранение информации для определения показателей в (3) оптимально выполнять в форме эквивалентов потребителей электроэнергии по последствиям отказов электроснабжения [12] – в виде числовых зависимостей значения показателя от параметров отказа.

Необходимо отметить, что предложенный подход определения стоимости потерь C открывает широкие возможности по адаптации действий РЗА сетей электроснабжения.

Выводы. 1. Одним из перспективных новых принципов распознавания режимов электрической сети является статистический подход, основанный на методе проверки гипотез по критерию Байеса. Представленный новый подход к определению уставок η критерия отношения правдоподобия для применения в алгоритмах работы РЗА в системах электроснабжения может применяться и в случае полного отсутствия информации о предшествовавших режимах фидера и стоимости потерь от принятия решения и в случае наличия такой информации. Подход может быть использован как элемент

интеллектуальной РЗА в системах электроснабжения, поддерживающей стандарт МЭК 61850.

2. Традиционный принцип определения уставок РЗ является частным случаем более общего статистического байесовского метода. При отсутствии информации о потерях и априорных вероятностях событий статистический байесовский метод проверки гипотез вырождается в известный принцип выбора уставки РЗ – отстройки от нагрузочного режима. Приведенный пример многопараметрической защиты, основанной на статистических методах распознавания режима, подтверждает данный вывод.

3. В качестве перспективного метода определения потерь от неправильного принятия решения РЗА возможно использование метода агрегативного моделирования производственных систем. Потери предложено определять в виде технических показателей – единичных или интегральных.

Таким образом, при изменении режима работы технологической системы потребителей становится возможным вычисление изменения потерь C при срабатывании и несрабатывании автоматики. И затем в соответствии с байесовским критерием становится возможна корректировка уставок и областей срабатывания автоматики. Тем самым будет проводиться автоматическая адаптация уставок автоматики к динамически изменяющимся параметрам, схемам, режимам работы электрической сети и производственных систем.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Бердников Р.Н., Бушуев В.В., Васильев С.Н., Веселов Ф.В., Воропай Н.И., Волкова И.О. и др. Концепция интеллектуальной электроэнергетической системы России с активно-адаптивной сетью/Под ред. В.Е. Фортова, А.А. Макарова. – М.: Изд-во ОАО «ФСК ЕЭС», 2012, 235 с.
- Куликов А.Л., Клюкин А.Н. Стохастические алгоритмы защит дальнего резервирования распределительных установок потребителей. – Промышленная энергетика, 2012, № 5, с. 32–38.
- Куликов А.Л., Клюкин А.Н. Повышение эффективности релейной защиты в сетях 110–750 кВ статистическими методами. – Вестник Чувашского университета, 2013, № 3, с. 197–204.
- Rebizant W., Szafran J., Wiszniewski A. Digital Signal Processing in Power System Protection and Control. – Springer – Verlag London Ltd, 2011, 325 p.
- Ван Трис. Г. Теория обнаружения, оценок и модуляции, Т.1. Теория обнаружения, оценок и линейной модуляции/Пер. с англ. под ред. В.И. Тихонова. – М.: Советское радио, 1972, 744 с.
- Воропай Н.И. Надежность систем электроснабжения. – Новосибирск: Наука, 2006, 205 с.
- Непомнящий В.А. Экономические потери от нарушений электроснабжения потребителей. – М.: Издат. дом МЭИ, 2010, 187 с.
- Едельман В.И. Надёжность технических систем: экономическая оценка. – М.: Экономика, 1988, 151 с.
- Куликов А.Л., Папков Б.В., Шарыгин М.В. Анализ и оценка последствий отключения потребителей электроэнергии: коллективная монография. – М.: НТФ «Энергопрогресс», 2014, 84 с.
- Шарыгин М.В. Разработка универсальной модели оценки последствий отказов электроснабжения потребителей. – Электричество, 2015, № 3, с. 4–12.

11. Бусленко Н.П., Шрейдер Ю.А. Метод статистических испытаний (Монте-Карло) и его реализация на цифровых вычислительных машинах. — М.: Изд-во физ.-мат. лит-ры, 1961, 228 с.

12. Папков Б.В., Шарыгин М.В. Эквиваленты потребителей электроэнергии по последствиям отказов электроснабжения. — Изв. вузов. Проблемы энергетики, 2013, № 7–8, с. 27–35.

[27.02.2017]

А в т о р ы: Шарыгин Михаил Валерьевич окончил факультет автоматики Нижегородского государственного технического университета им. З.У. Алексеева (НГТУ) в 2002 г. В 2005 г. защитил кандидатскую

диссертацию «Разработка и совершенствование методов управления нагрузкой для ликвидации аварийных ситуаций в электроэнергетической системе». Доцент кафедры «Электроэнергетика, электроснабжение и силовая электроника (ЭЭС и СЭ) НГТУ.

Куликов Александр Леонидович окончил в 1992 г. Военную инженерную радиотехническую академию ПВО. В 2009 г. защитил докторскую диссертацию «Дистанционное определение мест повреждения высоковольтных линий электропередачи средствами цифровой обработки сигналов». Профессор кафедры ЭЭ и СЭ НГТУ.

Elektrichestvo (Electricity), 2017, No. 7, pp. 20–29

DOI:10.24160/0013-5380-2017-7-20-29

Defining of Relay Protection and Automation Settings in Power Supply Systems Based on Bayesian Hypothesis Testing

SHARYGIN Mickhail V. (Department of the Nizhny Novgorod State Technical University (NSTU), Nizhny Novgorod, Russia) — Associate Professor, Cand. Sci. (Eng.)

KULIKOV Alexandr L. (Department of the NSTU, Nizhny Novgorod, Russia) — Professor, Dr. Sci. (Eng.)

The creation of new advanced decision-making principles in relay protection and automation of power supply systems is becoming increasingly important because of the development and intellectualization of power supply systems. One of the promising principles is Bayesian hypothesis testing. In the article, a new approach of relay protection and automation settings defining in power supply systems is proposed. The approach is based on Bayesian hypothesis testing. In addition, recommendations on calculation of relay protection and automation settings are given. Following the example of calculation of multiparameter protection settings based on statistical principles, it was shown that the traditional principles of relay protection are a special case of a more general statistical Bayesian principle. In the absence of information about losses due to incorrect actions of relay protection and automation and the lack of the data about a priori probabilities of such events, Bayesian hypothesis testing degenerates into the well-known principle of selecting relay protection settings — relay offsetting from the load mode in order to minimize the errors of decision making. The developed approach can be used as an element of intellectual relay protection and automation in power supply systems, which maintain standard IEC 61850.

К е у в о р д s: electric power supply, automatic control system, statistics, likelihood ratio test, setting

REFERENCES

1. Berdnikov R.N., Bushuyev V.V., Vasil'yev S.N., Veselov F.V., Voropai N.I., Volkova I.O. et. al. *Kontseptsiya intellektual'noi elektroenergeticheskoi sistemy Rossii s aktivno-adaptivnoi set'yu/Pod redaktsiyey V.Ye. Fortova, A.A. Makarova* (The concept of an intelligent electric power system in Russia with an active and adaptive network/Edit. by V.Ye. Fortov and A.A. Makarov). Moscow, Publ. PC «Federal Grid Company of Unified Energy System», 2112, 235 p.

2. Kulikov A.L., Klyukin A.N. *Promyshlennaya energetika — in Russ. (Industrial energy)*, 2012, No. 5, pp. 32–38.

3. Kulikov A.L., Klyukin A.N. *Vestnik Chuvashskogo universiteta — in Russ. (Bulletin of the Chuvash University)*, 2013, No. 3, pp. 197–204.

4. Rebizant W., Szafran J., Wiszniewski A. *Digital Signal Processing in Power System Protection and Control*. — Springer - Verlag London Ltd, 2011, 325 p.

5. Van Tris G. *Teoriya obnaruzheniya, otsenok i lineinoy modulyatsii/Per. s angl. pod red. V.I. Tikhonova* (Theory of detection, estimation and linear modulation/ Trans. from Engl. Edit. by V.I. Tikhonov). Moscow, Publ. «Sovetskoye radio», 1072, 744 p.

6. Voropai N.I. *Nadezhnost' sistem elektroobrazzheniya* (Reliability of power supply systems). Novosibirsk, Publ. «Nauka», 2006, 205 p.

7. Nepomnyashchii V.A. *Ekonomicheskiye poteri ot narushenii elektroobrazzheniya potrebiteli* (Economic losses from violations of electricity supply to consumers). Moscow, Publ. House MPEI, 2010, 187 p.

8. Edel'man V.I. *Nadezhnost' tekhnicheskikh sistem: ekonomicheskaya otsenka* (Reliability of technical systems: economic evaluation). Moscow, Publ. «Ekonomika», 1988, 151 p.

9. Kulikov A.L., Papkov B.V., Sharygin M.V. *Analiz i otsenka posledstviy otklyucheniya potrebiteli elektroenergii: kollektivnaya monografiya* (Analysis and assessment of the consequences of power outages: Collective monograph). Moscow, Publ. NTF «Energoprogress», 2014, 84 p.

10. Sharygin M.V. *Elektrichestvo — in Russ. (Electricity)*, 2015, No. 3, 4–12 pp.

11. Buslenko N.P., Shreyder Yu.A. *Metod statisticheskikh ispytaniy (Monte-Karlo) i ego realizatsiya na tsifrovyykh vychislitel'nykh mashinakh* (The method of statistical tests (Monte-Carlo) and its implementation on digital computers). Moscow, Publ. House of physical and mathematical literature, 1961, 228 p.

12. Papkov B.V., Sharygin M.V. *Isvestiya vuzov. Problemy energetiki — in Russ.* (News of Higher Education Institutions. Energy problems), 2013, No. 7–8, pp. 27–35.

[27.02.2017]