



PS1 – S1-06



Статистические методы повышения эффективности средств релейной защиты

А.Л. КУЛИКОВ, А.Н. КЛЮКИН

**Филиал ОАО «ФСК ЕЭС» Нижегородское предприятие магистральных
электрических сетей**

Россия

kulikov@npmes.elektra.ru

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА

Релейная защита, эффективность функционирования, вероятность излишней работы релейной защиты, имитационное моделирование, стохастические модели, проверка гипотез, статистические алгоритмы.

1 ВВЕДЕНИЕ

Имитационное моделирование является наиболее мощным инструментом анализа и исследования электроэнергетических сетей и систем [1]. Оно позволяет проводить эксперименты с моделями, как с реальными объектами (системами) в условиях, когда этого сделать практически невозможно или нецелесообразно. В релейной защите и противоаварийной автоматике (РЗ и ПА) имитационное моделирование играет важную роль и входит, например, в состав основ информационной теории [2].

Известно употребление термина «имитационное моделирование» в более узком смысле, когда подразумеваются стохастические модели и эксперименты с ними с использованием метода статистических испытаний (метода Монте-Карло) [1,3]. В этом случае входы модели и/или функциональные состояния между различными ее компонентами могут содержать, а могут не содержать элемент случайности, подчиняющийся вероятностным законам. При соблюдении условий адекватности модели, а также необходимого числа экспериментов (репрезентативность выборки) [1,3] стохастические имитационные модели могут служить экспериментальной и прикладной методологии, имеющей целью:

- описание поведения электроэнергетических объектов и систем;
- построение гипотез и статистических алгоритмов, которые могут объяснить наблюдаемое поведение;
- использование гипотез и статистических алгоритмов для предсказания изменений в электроэнергетической системе или способах ее функционирования.

С этой стохастической стороны ресурс методов имитационного моделирования практически не рассматривался в интересах повышения эффективности релейной защиты и противоаварийной автоматики. Цель статьи – проиллюстрировать возможности статистического имитационного моделирования и алгоритмов релейной защиты, полученных по его результатам в устройствах РЗ и ПА.

2 ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

На примере токовых защит и участка сети 110кВ Нижегородской энергосистемы (рис.1) продемонстрируем применение статистического подхода для повышения чувствительности токовых защит дальнего резервирования.

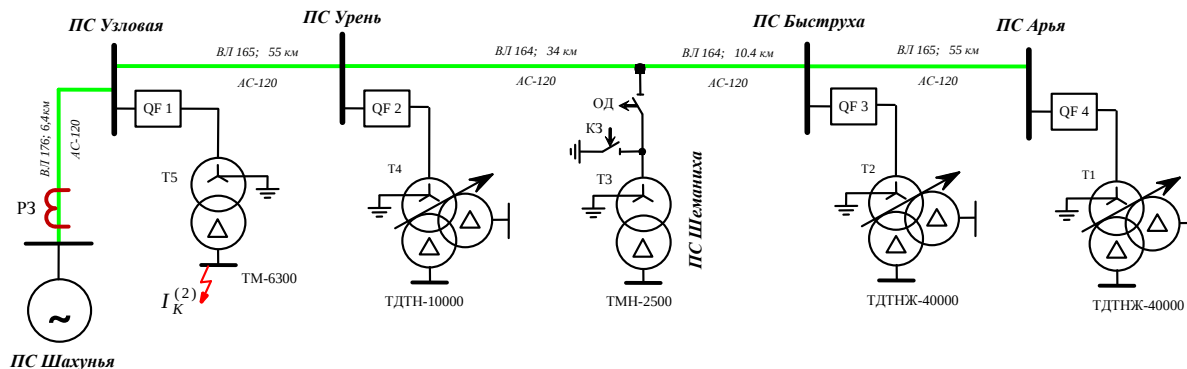


Рис. 1: Участок сети 110кВ Нижегородской энергосистемы

Стохастическая имитационная модель рассматриваемого участка сети 110кВ реализовывалась в программном комплексе MATLAB, а изменяемые параметры модели, а также диапазоны их изменений приведены в табл. 1.

Табл. 1: Изменяющиеся параметры имитационной модели

Объект	Параметр	Диапазон изменения
Источник питания	Напряжение на шинах питающей ПС, кВ	104,5 – 115,5
	Частота тока, Гц	49,8 – 50,2
	Угол передачи, град.	30 – 70
	Активное сопротивление, Ом	0,65 – 0,95
	Индуктивность, мГн	6 – 8
ВЛ	Удельное активное сопротивление, Ом/км	0,19 – 0,26
	Удельная индуктивность, мГн/км	1,2 – 1,4
	Удельная емкость, нФ/км	8,8 – 9,2
Тран-р	Активное сопротивление, Ом	14 – 16
	Индуктивность, Гн	0,35 – 0,39
	Активное сопротивление цепи намагничивания, МОм	1,1 – 1,4
	Индуктивность цепи намагничивания, Гн	720 – 760
Потребители	Нагрузка, МВА	20 – 30,5
	$\cos(\varphi)$	0,75 – 0,95

По результатам стохастического имитационного моделирования целесообразно построить распределения вероятностей рабочих токов ($p_{раб}(I)$) и токов короткого замыкания ($p_{к.з.}(I)$), а вероятности излишнего срабатывания $P_{изл}$ и отказа от срабатывания $P_{отк}$ могут быть определены из этих распределений.

При произвольном (нормальном) распределении $p_{раб}(I)$, $p_{к.з.}(I)$ вероятности $P_{изл}$ и $P_{отк}$ составляют площади под кривыми соответствующих распределений относительно уставочного (порогового) значения $I_{ср}$ (рис.2)

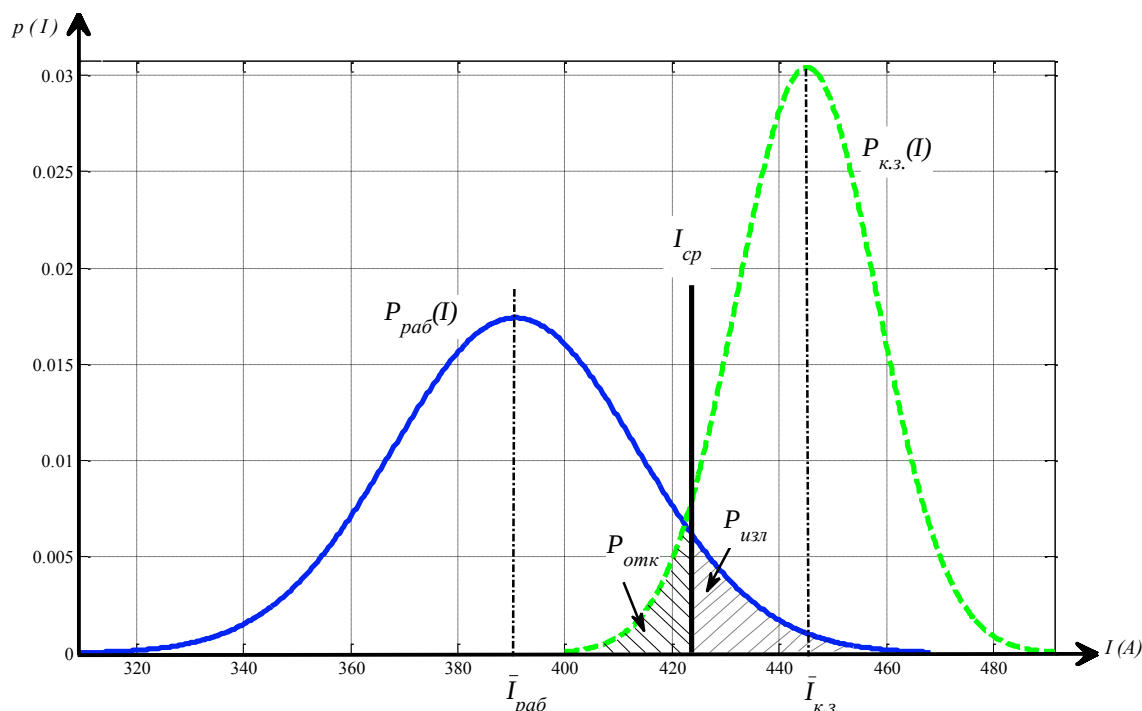


Рис. 2: Распределение амплитуды токов максимального рабочего (—) и аварийного (---) режимов ВЛ 176

При построении статистического распределения $p_{раб}(I)$ выбирается такой рабочий режим электрической сети (нагрузки, генерации, условия функционирования ЛЭП и др.), при котором обеспечивается максимальный рабочий ток $I_{раб.макс}$. Напротив, при построении статистического распределения $p_{к.з.}(I)$ выбирается такой рабочий режим электрической сети (нагрузки, генерации, условия функционирования ЛЭП и др.), а также условия возникновения короткого замыкания, при котором обеспечивается его минимальное значение $I_{к.з.мин}$. В таких условиях использование нормальных распределений $p_{раб}(I)$ и $p_{к.з.}(I)$ оправдано, поскольку для токовых защит эти распределения отражают «наиболее тяжелый нагрузочный режим» и «наименее распознаваемый режим короткого замыкания».

Следует отметить, что вероятности $P_{изл}$ и $P_{отк}$ связаны с другими основными и часто используемыми показателями эффективности РЗ такими, как чувствительность и селективность. Проиллюстрируем эту связь на примере (рис.2). Так, если уставочное значение $I_{ср}$ переместить вправо по оси тока (I), то уменьшится вероятность $P_{изл}$ излишнего срабатывания, а следовательно повысится селективность (поскольку станет меньше ситуаций, когда защита работает излишне). Но при этом за счет увеличения уставки $I_{ср}$ увеличится вероятность $P_{отк}$ отказа от срабатывания токовой защиты, а следовательно, возрастает число ситуаций когда защите необходимо было срабатывать, а она была нечувствительна к токам короткого замыкания (уменьшится чувствительность).

Для разработки алгоритма функционирования цифровой токовой релейной защиты с использованием стохастической информации имитационного моделирования воспользуемся теорией проверки статистических гипотез [3,4]. Рассматривается гипотеза короткого замыкания на фоне альтернативной гипотезы рабочего режима, принимаемая по результатам измерения амплитуды тока. Применительно к широко используемому в различных технических решениях Байесовскому подходу, задача построения нового способа токовой защиты сводится к критерию отношения правдоподобия, сводящего к сравнению с пороговым значением (уставкой) отношения плотностей вероятностей

$$\Lambda(I) = \frac{p_{к.з.}(I)}{p_{раб}(I)} \geq \Lambda_0, \quad (1)$$

где Λ_0 - пороговое (уставочное) значение.

При нормальном законе распределения вероятности в рабочем и аварийном режиме получим

$$p_{раб}(I) = (2\pi\sigma_{раб}^2)^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{(I - \bar{I}_{раб})^2}{2\sigma_{раб}^2}\right\} \quad (2)$$

$$p_{к.з.}(I) = (2\pi\sigma_{к.з.}^2)^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{(I - \bar{I}_{к.з.})^2}{2\sigma_{к.з.}^2}\right\} \quad (3)$$

где $\bar{I}_{раб}, \sigma_{раб}^2$ и $\bar{I}_{к.з.}, \sigma_{к.з.}^2$ - соответственно математические ожидания и дисперсии токов в рабочем и аварийном режимах.

Отношение правдоподобия будет выглядеть следующим образом

$$\Lambda(I) = \frac{\sigma_{к.з.}}{\sigma_{раб.}} \exp\left\{\frac{(I - \bar{I}_{раб})^2}{2\sigma_{раб}^2} - \frac{(I - \bar{I}_{к.з.})^2}{2\sigma_{к.з.}^2}\right\} = \frac{\sigma_{раб.}}{\sigma_{к.з.}} \cdot \exp\left\{\frac{I^2(\sigma_{к.з.}^2 - \sigma_{раб.}^2) + 2I(\bar{I}_{к.з.} \cdot \sigma_{раб.}^2 - \bar{I}_{раб} \cdot \sigma_{к.з.}^2) - \bar{I}_{к.з.}^2 \cdot \sigma_{раб.}^2 + \bar{I}_{раб}^2 \cdot \sigma_{к.з.}^2}{2\sigma_{раб.}^2 \cdot \sigma_{к.з.}^2}\right\} \quad (4)$$

Так как экспоненциальная функция является монотонной, то решение может основываться не на отношении правдоподобий, а на логарифме этой функции. После логарифмирования и группировки получаем новый самостоятельный критерий токовой защиты, заключающийся в сравнении значений величины

$$l(I) = I^2 \frac{\sigma_{к.з.}^2 - \sigma_{раб.}^2}{2\sigma_{раб.}^2 \sigma_{к.з.}^2} + I \frac{(\bar{I}_{к.з.} \cdot \sigma_{раб.}^2 + \bar{I}_{раб} \cdot \sigma_{к.з.}^2)}{\sigma_{раб.}^2 \sigma_{к.з.}^2} \quad (5)$$

с пороговым значением

$$l_0 = (\ln \Lambda_0 - \ln \sigma_{раб} + \ln \sigma_{к.з.}) - \frac{\bar{I}_{раб}^2}{2\sigma_{раб.}^2} + \frac{\bar{I}_{к.з.}^2}{2\sigma_{к.з.}^2} \quad (6)$$

После умножения $l(I)$ и l_0 на $2\sigma_{раб.}^2 \sigma_{к.з.}^2$ переходим к модифицированному алгоритму, обладающего большей простотой технической реализации

$$l'(I) = I^2(\sigma_{к.з.}^2 - \sigma_{раб.}^2) + 2I(\bar{I}_{к.з.} \cdot \sigma_{раб.}^2 + \bar{I}_{раб} \cdot \sigma_{к.з.}^2) \quad (7)$$

Следует заметить, что пороговое (уставочное) значение l'_0 не зависит от текущих значений тока и может быть рассчитано единожды по результатам моделирования.

Для технической реализации токовой защиты целесообразно выбрать наиболее простые расчетные выражения, связанные с вычислением величины $l'(I)$ и l'_0 . При этом вариант структурной схемы устройства цифровой токовой релейной защиты на основе обработки статистической информации может быть выполнен в виде (рис.3).

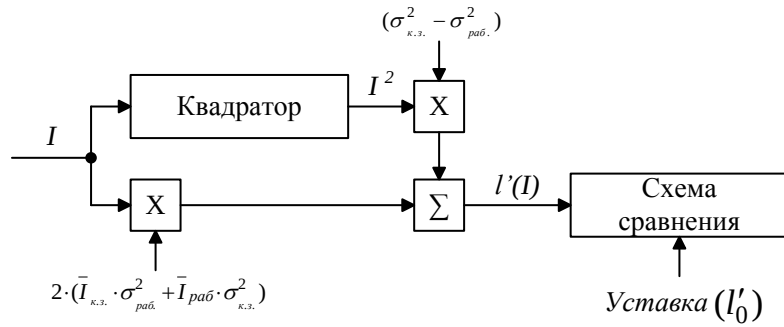


Рис. 3: Устройство цифровой токовой защиты

Предполагается, что на вход устройства (рис.3) поступают цифровые значения модуля тока (мгновенной амплитуды). Таким образом, перед подачей на вход устройства над током производились [4] аналоговая фильтрация низких частот, аналого-цифровое преобразование, цифровая фильтрация отсчетов тока (например, по алгоритму дискретного преобразования Фурье), цифровое детектирование (вычисление абсолютного значения).

Для обеспечения функционирования устройства (рис.3) предварительно по полученным в результате статистического моделирования значениям $\bar{I}_{раб}$, $\sigma_{раб}^2$, $\bar{I}_{к.з.}$, $\sigma_{к.з.}^2$ производится расчет постоянных коэффициентов

$$a = 2 \cdot (\bar{I}_{к.з.} \cdot \sigma_{раб}^2 + \bar{I}_{раб} \cdot \sigma_{к.з.}^2) \quad (8)$$

$$b = (\sigma_{к.з.}^2 - \sigma_{раб}^2) \quad (9)$$

а также выбор уставочного значения

$$l'_0 = 2 \cdot \sigma_{раб}^2 \cdot \sigma_{к.з.}^2 \cdot (\ln \Lambda_0 - \ln \sigma_{раб} + \ln \sigma_{к.з.}) - \bar{I}_{раб}^2 \cdot \sigma_{к.з.}^2 + \bar{I}_{к.з.}^2 \cdot \sigma_{раб}^2 \quad (10)$$

Возможен и более простой (не расчетный) путь выбора уставочного (порогового) значения, базирующийся, например, на применении критерия Неймана–Пирсона. При этом задают некоторое значение одного из показателей эффективности функционирования релейной защиты. Например, обеспечение нулевого значения вероятности излишнего срабатывания $P_{изл}$ или согласно ПУЭ – минимальному коэффициенту чувствительности не менее 1,5 (для резервной зоны – 1,2), исходя из статистических распределений (рис.2), с определением значения тока $I_{ср}$.

После подстановки $I_{ср}$ в выражение для $l'(I)$ с учетом $l'(I_{ср}) = l'_0$ имеем

$$l'_0 = l'(I_{ср}) = I_{ср}^2 \cdot (\sigma_{к.з.}^2 - \sigma_{раб}^2) + 2 \cdot I_{ср} \cdot (\bar{I}_{к.з.} \cdot \sigma_{раб}^2 + \bar{I}_{раб} \cdot \sigma_{к.з.}^2) \quad (11)$$

Таким образом, на основе статистических распределений получено упрощенное правило вычисления уставочного значения.

После расчета требуемых для функционирования величин a , b и l'_0 устройство цифровой токовой защиты (рис.3) готово к работе. При поступлении на вход дискретных значений модуля тока I реализуется взвешенное суммирование для формирования

$$l'(I) = a \cdot I + b \cdot I^2 \quad (12)$$

В последующем значение $l'(I)$ сравнивается с уставкой (порогом) l'_0 для принятия решения о наличии короткого замыкания на объекте.

При $l'(I) \geq l'_0$ защита срабатывает, в противном случае $l'(I) < l'_0$ срабатывание защиты не происходит.

Для оценки эффективности применения статистических алгоритмов в цифровой токовой защите дальнего резервирования производилось имитационное моделирование участка электрической сети (рис.1). Результаты моделирования при изменении параметров сети

согласно табл.1 приведены в табл.2 и свидетельствуют о существенном повышении чувствительности. По отдельным видам коротких замыканий чувствительность токовых защит дальнего резервирования возрастает до десяти и более раз без ухудшения других показателей эффективности. Такое явление обусловлено более полным использованием информации, характеризующей защищаемый участок сети и его режимы, в статистических распределениях токов рабочего и аварийного режимов и процедурах (алгоритмах) принятия решений (срабатывания) релейной защиты.

Табл. 2: Численные значения результатов моделирования

Зона резервирования	Объект резервирования	Чувствительность РЗ		$\Delta K_{\text{ч}} = \frac{K_{\text{ч-стат.}}}{K_{\text{ч-детер.}}}$
		Детерминированный метод	Статистический метод	
1	T5	—	+	9,66
2	T4	—	+	8,25
3	T3	—	+	14,2
	T2	—	+	7,9
4	T1	—	+	8,3

Распространение статистического принципа на случай векторного замера (многомерной релейной защиты [2]) и гаусовских (нормальных) распределений приводит к алгоритму, когда с уставкой (порогом) сравнивается скалярная величина вида

$$\ln l = \frac{1}{2} (\bar{y}^T \cdot (\varphi_p^{-1} - \varphi_{ав}^{-1}) \cdot \bar{y} + \bar{y}^T \cdot (\varphi_{ав}^{-1} \cdot \bar{x}_{ав} - \varphi_p^{-1} \cdot \bar{x}_p) + (\bar{x}_{ав}^T \cdot \varphi_{ав}^{-1} - \bar{x}_p^T \cdot \varphi_p^{-1}) \cdot \bar{y} + (\bar{x}_p^T \cdot \varphi_p^{-1} \cdot \bar{x}_p - \bar{x}_{ав}^T \cdot \varphi_{ав}^{-1} \cdot \bar{x}_{ав})) + \ln \left(\sqrt{|\varphi_p| / |\varphi_{ав}|} \right) \quad (13)$$

где $\bar{y}$ – вектор-столбец измеряемых параметров; φ_p и $\varphi_{ав}$ – корреляционные матрицы параметров рабочего и аварийного режимов; $\bar{x}_p$ и $\bar{x}_{ав}$ – вектор-столбцы математических ожиданий параметров рабочего и аварийного режимов.

Следует отметить, что выбор уставочных значений целесообразно реализовать по ранее рассмотренному критерию Неймана-Пирсона. Основу такого выбора будет составлять распределение статистики $\ln l$ для рабочего и аварийного режимов, полученные по результатам имитационного моделирования.

Перспективность применения статистических алгоритмов обработки при реализации цифровой релейной защиты иллюстрируют рис.4-6. Рассматривается токовая защита, условия работы которой характеризуются распределениями параметров тока: амплитудой I (рис. 4) и фазой φ (рис.5) для граничных условий рабочего (максимального) и аварийного (минимального) режимов. Анализ рис. 4 и рис. 5 показывает, что области возможных значений амплитуды и фазы тока в этих режимах (рис.6) накладываются друг на друга. Это обстоятельство не позволяет распознать возможный факт короткого замыкания. Однако распределение статистики $\ln l$ (по выражению 13) в этих режимах свидетельствует об однозначном разделении режимов и возможности построения токовой защиты путем сравнения $\ln l$ с уставкой. В качестве уставочного значения для этого случая может быть выбрано значение $\ln l = 0$, а процедура сравнения сводиться к определению знака статистики $\ln l$.

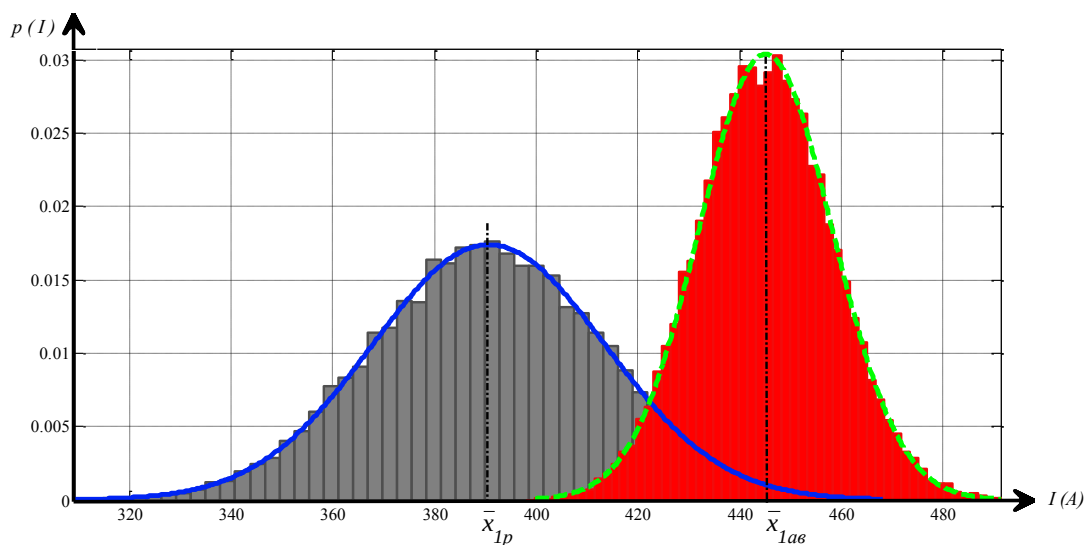


Рис. 4: Распределение амплитуды рабочих (—) и аварийных (--) токов

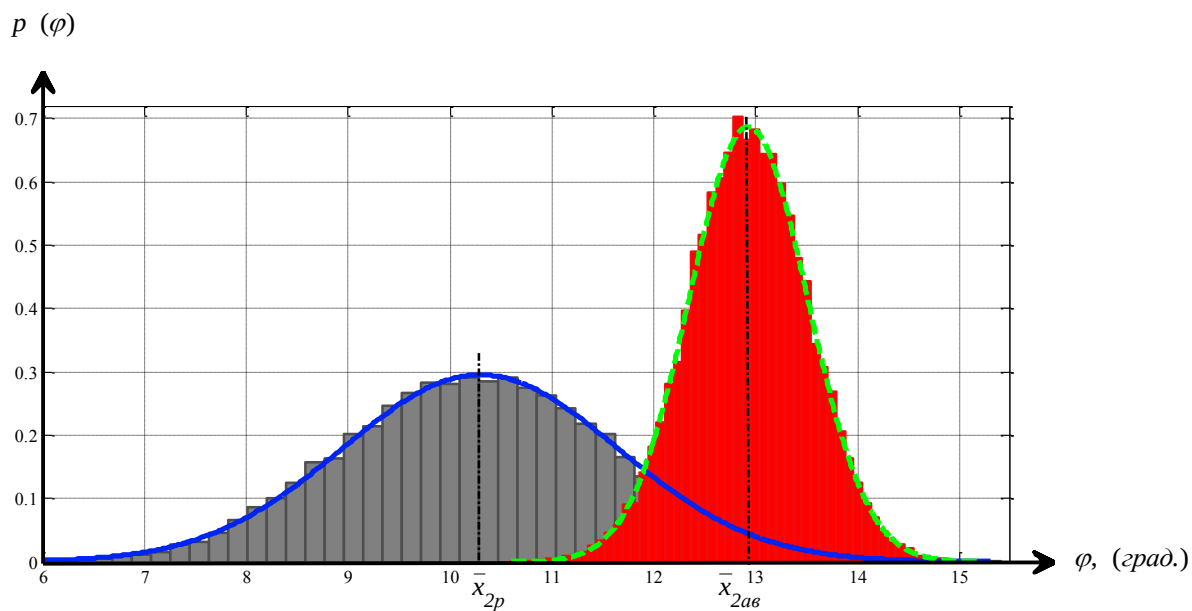


Рис. 5: Распределение фазы рабочих (—) и аварийных (--) токов

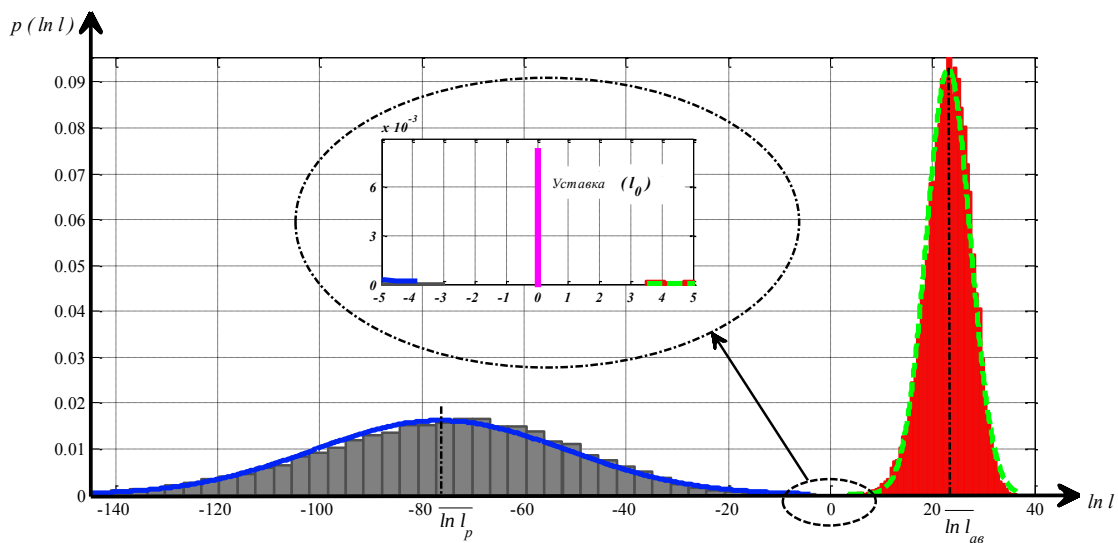


Рис. 6: Распределение статистики $\ln l$ для рабочих (—) и аварийных (--) режимов

В предположении одинаковости коэффициента корреляции ρ параметров тока рабочего и аварийного режимов, входящих в состав векторов $\bar{x}$ и $\bar{y}$ (выражение 14), структурная схема устройства цифровой РЗ приведена на рис.7, а вычислительный алгоритм основывается на расчете статистики

$$\gamma = \frac{1}{1-\rho^2} \cdot \left\{ y_1^2 \cdot \left(\frac{1}{\sigma_{1p}^2} - \frac{1}{\sigma_{1av}^2} \right) + y_2^2 \cdot \left(\frac{1}{\sigma_{2p}^2} - \frac{1}{\sigma_{2av}^2} \right) - 2 \cdot y_1 \cdot y_2 \cdot \left(\frac{1}{\sigma_{1p} \cdot \sigma_{2p}} + \frac{1}{\sigma_{1av} \cdot \sigma_{2av}} \right) \right\} +$$

$$+ \left\{ \left(\frac{y_1 \cdot x_{1av}}{\sigma_{1av}^2} - \frac{y_1 \cdot x_{1p}}{\sigma_{1p}^2} + \frac{y_2 \cdot x_{2av}}{\sigma_{2av}^2} - \frac{y_2 \cdot x_{2p}}{\sigma_{2p}^2} + \rho \cdot \left(\frac{y_1 \cdot x_{2p}}{\sigma_{1p} \cdot \sigma_{2p}} + \frac{y_2 \cdot x_{1p}}{\sigma_{1p} \cdot \sigma_{2p}} - \frac{y_1 \cdot x_{2av}}{\sigma_{1av} \cdot \sigma_{2av}} - \frac{y_2 \cdot x_{1av}}{\sigma_{1av} \cdot \sigma_{2av}} \right) \right) \right\} \quad (14)$$

где y_1, y_2 – измеряемые параметры тока (амплитуда и фаза); $\sigma_{1p}, \sigma_{1av}, \sigma_{2p}, \sigma_{2av}$ – дисперсии параметров тока в рабочем и аварийном режимах; $x_{1p}, x_{1av}, x_{2p}, x_{2av}$ – математические ожидания параметров тока (амплитуды и фазы) в рабочем и аварийном режимах (например, рис.4–6).

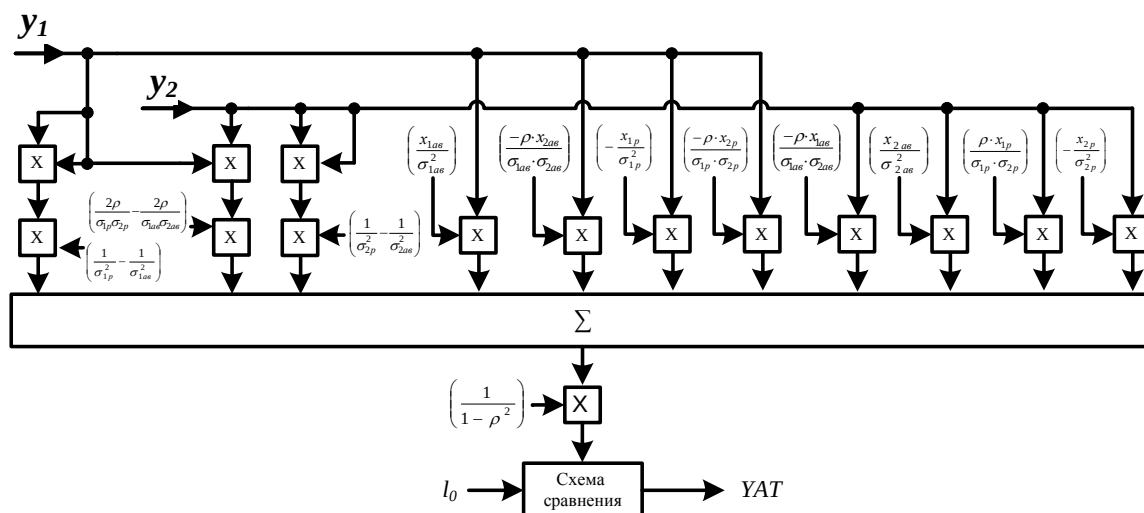


Рис. 7: Структурная схема устройства цифровой РЗ для двух контролируемых величин

Важно, что, не смотря на усложненное алгоритмическое и аппаратное исполнение (рис.7) предлагаемая цифровая токовая защита реализует физически обоснованные и понятные операции обработки:

- накопление информации, заключенной в параметрах тока, посредством суммирования нормированных значений различий этих параметров в аварийном и рабочем режимах;
- межэлементное нормирование параметров по уровню в соответствии с дисперсиями (среднеквадратическими отклонениями); с меньшим весом учитывается элемент выборки, обладающий большей дисперсией, а соответственно параметр, имеющий меньшую точность оценки;
- компенсацию коррелированных частей оцениваемых параметров тока (исключение избыточной информации), что в совокупности с нормировкой обеспечивает составление параметров разной интенсивности.

3 ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Использование статистической информации в сочетании со стохастическими алгоритмами принятия решений обеспечивают высокую чувствительность релейной защиты в условиях изменяющихся параметров электрической сети и динамических режимах. Разработанный алгоритм цифровой релейной защиты может быть внедрен в существующие терминалы микропроцессорных защит и не требует их существенных конструктивных

изменений и дополнительных финансовых затрат. Предложенный принцип использования имитационного моделирования и статистической информации может быть распространен на различные виды защит с целью повышения их эффективности.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] Шеннон Р. Имитационное моделирование систем – искусство и наука. – М.: Мир, 1978.
- [2] Лямец Ю. Я., Ефимов Е. Б., Нудельман Г. С., Законьшек Я. Принципы информационного совершенства релейной защиты // Электротехника, №2, 2001.
- [3] Крамер Г. Математические модели статистики. – М.: Мир, 1975.
- [4] Леман Э. Проверка статистических гипотез. – М.: Наука. Главная редакция физико-математической литературы, 1979.
- [5] Шнеерсон Э. М. Цифровая релейная защита. – М.: Энергоатомиздат, 2007.