

Статистические методы оценки параметров аварийного режима энергорайонов с объектами распределенной генерации

КУЛИКОВ А.Л., ИЛЮШИН П.В.

Проведен анализ вариантов цифровой обработки сигналов токов и напряжений, используемых при оценивании параметров режима электроэнергетических систем. Выявлены недостатки, ограничивающие возможность применения широко используемых цифровых методов измерения параметров режима в энергорайонах с объектами распределенной генерации. Показана эффективность применения статистических подходов к оцениванию параметров сигналов в условиях отклонения показателей качества электрической энергии и влияния различных искажающих факторов. Представлены структурные схемы измерителей, позволяющие формировать оценку максимального правдоподобия, с примерами оценки параметров аварийного режима. Предложен алгоритм функционирования многоканального устройства измерения с цифровой обработкой сигнала, обеспечивающий одновременную оценку нескольких параметров напряжения и обладающий высокой точностью в условиях изменения частоты и показателей качества электрической энергии. На основании результатов расчетов и имитационного моделирования доказана возможность существенного снижения погрешности измерений и повышения быстродействия оценивания параметров за счет использования метода максимального правдоподобия.

К л ю ч е в ы е с л о в а: энергосистема, распределенная генерация, аварийный режим, оценка параметров режима, статистические методы, устройство измерения

В большинстве существующих вариантов цифровой обработки сигналов токов и напряжений при анализе электрических режимов электроэнергетических систем используют вычислительные соотношения исходя из синусоидальной модели сигнала промышленной частоты. Для этого применяются дискретное преобразование Фурье (ДПФ), метод наименьших квадратов, фильтрация Калмана и ряд других алгоритмов [1–3].

Следует отметить, что в энергорайонах с объектами распределенной генерации (РГ) переходные процессы протекают значительно быстрее, особенно в островном режиме работы, что обусловлено малыми значениями механических постоянных инерции применяемых генерирующих установок. Кроме того, в рассматриваемых энергорайонах возможны значительные отклонения показателей качества электрической энергии от нормируемых значений, кратковременные колебания параметров режима в широком динамическом диапазоне, а также ряд других специфических особенностей, обусловленных характеристиками разнородной нагрузки [4], которые ограничивают применение существующих цифровых методов измерения параметров режима.

Во-первых, в таких условиях целесообразен синтез алгоритмов цифровой обработки сигналов, позволяющих реализовать одновременную оценку сразу нескольких требуемых параметров измеряемых величин параметров режима в энергорайоне.

Информацией об использовании указанных алгоритмов в электротехнической практике авторы статьи не располагают.

Во-вторых, оценка параметров режима проводится в условиях воздействия случайных мешающих факторов: нелинейной и изменяющейся нагрузки, использования электротехнических устройств с элементами силовой электроники (частотно-регулируемый привод; устройства плавного пуска; источники бесперебойного питания и т.п.), стохастической выработки электроэнергии генерирующими установками на базе возобновляемых источников энергии (ВИЭ) и др. В указанных условиях на фоне помех и шумов [5] целесообразно применение статистических методов оценки параметров сигналов, обеспечивающих получение точных результатов за счет применения специальных стохастических процедур.

В статье рассматриваются преимущества применения статистических методов в задаче оценивания параметров аварийного режима энергорайонов с объектами РГ.

Статистические подходы к оцениванию параметров сигналов. Определение режимов работы электроэнергетических систем осуществляется посредством измерения (оценивания) значений токов в ветвях и напряжений в узлах сети. Причем выбранный метод измерения токов и напряжений определяет, какой из параметров подлежит оцениванию: амплитуда, частота, фаза и др. Без предваритель-

ной оценки параметров сигналов промышленной частоты нельзя задать адекватный алгоритм управления электроэнергетическими объектами, определить устойчивость системы управления, адаптировать устройства релейной защиты, а также решить ряд других важных задач.

Для выбора оптимальных управляющих воздействий и их объемов в аварийном режиме необходимо обеспечить наивысшую точность оценивания параметров режима – токов и напряжений. Задача оценки параметров сигналов является в общем случае статистической, поскольку оцениванию подлежат неизвестные параметры в условиях значительных отклонений показателей качества электрической энергии от нормируемых значений при воздействии шумов и помех. Отметим, что отношение «сигнал/шум» часто используется для определения эффективности функционирования устройств релейной защиты в условиях искажающих факторов [6].

При статистическом подходе к оцениванию параметров сигналов токов и напряжений задача ставится следующим образом. Пусть в течение некоторого интервала времени наблюдается случайный процесс $y(t) = x(t) + n(t)$, представляющий собой «смесь» оцениваемого сигнала $x(t)$ и шума $n(t)$. Сигнал промышленной частоты (тока или напряжения) зависит от неизвестных параметров, значения которых не изменяются на интервале наблюдения.

Оптимальное правило оценивания определяется наилучшей решающей функцией Θ , которая оценивается методами теории статистических решений. Измеряемый параметр α может принимать непрерывное значение или дискретное множество значений. В результате наблюдения на отрезке $[0; T]$ реализации $y = \{y(t); 0 \leq t \leq T\}$ случайного процесса $y(t)$ принимается решение $\hat{\alpha} = \Theta(\alpha)$, которое используется в качестве значения параметра α . При реализации процесса измерения в дискретном времени ($y(t_i) = y_i; i = 1, \dots, N; N = T/t_d$, где t_d – интервал дискретизации) совокупность отсчетов y_i описывается N -мерной плотностью распределения вероятностей $p(\vec{y}/\alpha)$ ($\vec{y} = y_1, \dots, y_N$).

Для байесовской постановки задачи искажающий вектор помех случайных величин ($\vec{n} = n_1, \dots, n_N$) определяется отсчетами n_i , плотность распределения вероятностей которых известна. Таким образом, в общей постановке задача оценивания параметров токов и напряжений сводится к оцениванию параметров распределений.

Байесовские оценки. При байесовской постановке задачи принимается, что α – случайная величина с известным законом распределения. Введем функцию потерь (риска) $r(\hat{\alpha}, \alpha)$, характеризующую плату за принятие оценки $\hat{\alpha}$ при условии, что истинное значение параметра – α . Критерием качест-

ва оценки $\hat{\alpha}$ является средняя стоимость (средний риск) оценки измерения:

$$r = \int_{(\hat{\alpha}, \alpha)} r(\hat{\alpha}, \alpha) p(\hat{\alpha}, \alpha) d\hat{\alpha} d\alpha. \quad (1)$$

Оптимизация оценки сводится при этом к обеспечению минимума среднего риска. Для отыскания байесовской оценки необходимо конкретизировать функцию потерь. Как правило, применяют квадратичную функцию потерь:

$$r(\hat{\alpha}, \alpha) = (\hat{\alpha} - \alpha)^2, \quad (2)$$

при которой апостериорный риск соответствует значению [7]:

$$r_a(\vec{y}, \Theta) = M[(\alpha - \Theta(\vec{y}))^2 / \vec{y}]. \quad (3)$$

Считая, что условное математическое ожидание суммы равно сумме условных математических ожиданий и при

$$M[f(\vec{y})\alpha / \vec{y}] = f(\vec{y})M(\alpha / \vec{y}); \quad (4)$$

$$M[f(\vec{y}) / \vec{y}] = f(\vec{y}), \quad (5)$$

где $f(\cdot)$ – любая функция, имеем:

$$r_a(\vec{y}, \Theta) = M(\alpha^2 / \vec{y}) - 2\Theta(\vec{y})M(\alpha / \vec{y}) + \Theta^2(\vec{y}). \quad (6)$$

Дополняя это выражение до полного квадрата, получим:

$$r_a(\vec{y}, \Theta) = [\Theta(\vec{y}) - M(\alpha / \vec{y})]^2 + \{M(\alpha^2 / \vec{y}) - [M(\alpha / \vec{y})]^2\}. \quad (7)$$

Отметим, что выражение в фигурных скобках не зависит от оценки $\hat{\alpha}$. При оптимизации воспользуемся лишь первым членом, приравняв его к нулю

$$\hat{\alpha}_{\text{опт}} = \Theta_{\text{опт}}(\vec{y}) = M(\alpha / \vec{y}). \quad (8)$$

Таким образом, байесовская оценка $\hat{\alpha}_{\text{опт}}$ при квадратичной функции потерь является апостериорным математическим ожиданием оцениваемого параметра α .

При простой функции потерь

$$r(\hat{\alpha}, \alpha) = r_1 - \delta(\hat{\alpha} - \alpha), \quad (9)$$

где r_1 – константа (плата за риск), $r_1 > 0$; δ – дельта-функция.

Апостериорный риск определяется соотношением

$$\begin{aligned} & M\{[r_1 - \delta(\hat{\alpha} - \alpha)] / \vec{y}\} = \\ & = \int_{\hat{\alpha}} [r_1 - \delta(\hat{\alpha} - \alpha)] p(\alpha / \vec{y}) d\hat{\alpha} = r_1 - p(\alpha / \vec{y}). \end{aligned} \quad (10)$$

При постоянстве r_1 из последнего выражения видно, что $\hat{\alpha}_{\text{опт}}$ является оценкой, минимизирующей апостериорный риск и, следовательно, макси-

мизирующей апостериорную плотность вероятности $p(\alpha/\bar{y})$, т.е. байесовская оценка при простой функции потерь оптимальна по критерию максимума апостериорной плотности вероятности. Если максимум достигается во внутренней точке области изменения параметра α и апостериорная плотность $p(\alpha/\bar{y})$ дифференцируема по α , то максимальную апостериорную оценку можно найти, решив уравнение

$$\frac{dp(\alpha/\bar{y})}{d\alpha} = 0. \quad (11)$$

Как правило, решают уравнение

$$\frac{d \ln p(\alpha/\bar{y})}{d\alpha} = 0, \quad (12)$$

поскольку $\ln p(\alpha/\bar{y})$ достигает максимума при том же значении α , что и $p(\alpha/\bar{y})$.

Оценки максимального правдоподобия. Если оцениваемый параметр α является неслучайной величиной, то для отыскания $\hat{\alpha}$ используют небайесовские методы оценивания. Широкое распространение среди них получил метод максимального правдоподобия (ММП).

В этом случае плотность распределения вероятностей $p(\bar{y}/\alpha)$ рассматривается как функция неслучайного параметра α и называется функцией правдоподобия:

$$L(\alpha) = p(\bar{y}/\alpha). \quad (13)$$

Функция правдоподобия зависит как от параметра α , так и от реализации \bar{y} наблюдаемого процесса. Оценкой максимального правдоподобия является точечная оценка $\alpha = \Theta(\bar{y}) \equiv \alpha_M$, для которой

$$L(\hat{\alpha}_M) = \max_{\alpha} L(\alpha). \quad (14)$$

При максимуме, достигаемом во внутренней точке множества значений α , и дифференцируемости по α функции правдоподобия оценка $\hat{\alpha}_M$ является корнем уравнения $dL(\alpha)/d\alpha = 0$ или $d \ln L(\alpha)/d\alpha = 0$, называемого уравнением максимального правдоподобия.

В отличие от байесовской оценки, полученной минимизацией среднего квадрата ошибки, оценка максимального правдоподобия введена эвристически. О качестве такой оценки для анализа режимов электроэнергетических систем нельзя судить, не рассмотрев ряд важных свойств точечных оценок.

Для оценки $\hat{\alpha} = \Theta(\bar{y})$ неслучайного параметра α математическое ожидание может быть смещено:

$$M\Theta(\bar{y}) = \int_Y \Theta(\bar{y}) p(\bar{y}/\alpha) d\bar{y} = \alpha + \Delta(\alpha), \quad (15)$$

где $\Delta(\alpha)$ – смещение оценки.

Если $\Delta(\alpha) = 0$, т.е. $M\Theta(\bar{y}) = \alpha$, оценка $\Theta(\bar{y})$ называется несмещенной.

Из последнего равенства можно получить

$$\int_Y [\Theta(\bar{y}) - \alpha - \Delta(\alpha)] p(\bar{y}/\alpha) d\bar{y} = 0. \quad (16)$$

Выполнив дифференцирование по α , имеем:

$$\begin{aligned} \int_Y [\Theta(\bar{y}) - \alpha - \Delta(\alpha)] \frac{dp(\bar{y}/\alpha)}{d\alpha} d\bar{y} = \\ = \int_Y (1 + \Delta'(\alpha)) p(\bar{y}/\alpha) d\bar{y} = 1 + \Delta'(\alpha), \end{aligned} \quad (17)$$

где $\Delta'(\alpha) = d\Delta(\alpha)/d\alpha$ и предполагается, что функция $p(\bar{y}/\alpha)$ регулярна.

Преобразуем последнее равенство с учетом выражения

$$dp(\bar{y}/\alpha)/d\alpha = p(\bar{y}/\alpha) d \ln(p/\alpha) d\alpha \quad (18)$$

к виду [8]:

$$\begin{aligned} \int_Y [\Theta(\bar{y}) - \alpha - \Delta(\alpha)]^2 p(\bar{y}/\alpha) d\bar{y} \times \\ \times \int_Y \left[\frac{d \ln p(\bar{y}/\alpha)}{d\alpha} \right]^2 p(\bar{y}/\alpha) d\bar{y} \geq [1 + \Delta'(\alpha)]^2. \end{aligned} \quad (19)$$

В этом выражении первый интеграл равен дисперсии оценки $\Theta(\bar{y})$:

$$M[\Theta(\bar{y}) - \alpha - \Delta(\alpha)]^2 = M[\Theta(\bar{y}) - M\Theta(\bar{y})]^2 = D\Theta(\bar{y}). \quad (20)$$

Таким образом, справедливо неравенство

$$D\Theta(\bar{y}) \geq \frac{[1 + \Delta'(\alpha)]^2}{M[d \ln p(\bar{y}/\alpha)/d\alpha]^2}, \quad (21)$$

соответствующее неравенству Рао–Крамера [7]. Для несмещенной оценки неравенство Рао–Крамера выглядит следующим образом:

$$D\Theta(\bar{y}) \geq \frac{1}{M[d \ln p(\bar{y}/\alpha)/d\alpha]^2}. \quad (22)$$

Неравенства (21) и (22) определяют минимально возможные (нижние границы) дисперсий как смещенных, так и несмещенных оценок. Их значения зависят от объема выборки \bar{y} и плотности вероятности $p(\bar{y}/\alpha)$.

Поскольку дисперсия оценки есть мера рассеяния относительно среднего значения, то при изменениях желательно реализовать оценки с минимальными дисперсией и смещением. Очевидно, что наилучшей будет оценка, дисперсия которой равна границе неравенства Рао–Крамера, которую называют наиболее эффективной.

Потенциальная точность измерения (оценки) параметров. Если принято считать $\hat{\alpha} = \Theta(\bar{y})$ оценкой искомого параметра α , то ошибка измерения определяется разностью

$$\Delta\alpha = \Theta(\bar{y}) - \alpha. \quad (23)$$

Как ранее упоминалось, наиболее удобной и часто используемой мерой оценивания является среднее значение квадрата ошибки:

$$M(\Delta\alpha)^2 = M[\Theta(\bar{y}) - \alpha]^2. \quad (24)$$

Однако математическое ожидание в этом выражении для байесовских и небайесовских оценок вычисляется по-разному.

Байесовский подход предполагает, что α – случайная величина, поэтому усреднение реализуется по \bar{y} и α :

$$M[\Theta(\bar{y}) - \alpha]^2 = \int \int [\Theta(\bar{y}) - \alpha]^2 p(\bar{y} / \alpha) p(\alpha) d\bar{y} d\alpha, \quad (25)$$

где $p(\alpha)$ – априорная вероятность параметра α .

Можно перейти от ранее рассмотренной меры к величине

$$\sqrt{M\Delta(\alpha)^2} = \sqrt{M[\Theta(\bar{y}) - \alpha]^2}, \quad (26)$$

имеющей размерность оцениваемого параметра. При несмещенности $\Theta(\bar{y})$ неслучайного параметра α эта мера имеет смысл среднеквадратической ошибки оценивания. При $\Delta(\alpha) \neq 0$ оценка является смещенной, а если смещение известно, то переход к несмещенной оценке реализуется вычитанием $\Theta(\bar{y}) - \Delta$.

Для оптимальной оценки $\Theta(\bar{y})$ величина $\sqrt{M\Delta(\alpha)^2}$ определяет потенциальную точность измерения параметра, т.е. наилучший достижимый результат. Так как оптимальность оценки может быть получена по разным критериям, то и потенциальная точность будет разной. Наибольшей потенциальной точностью при байесовском подходе обладает байесовская среднеквадратическая оценка. Среди небайесовских оценок наивысшей потенциальной точностью будет обладать оценка максимального правдоподобия, если существует наиболее эффективная оценка [5, 7].

На практике при выборе метода оценивания режима электроэнергетических систем целесообразно применять следующую стратегию. Если неизвестный параметр аварийного режима можно представить в виде случайной величины с известным распределением вероятностей, то целесообразно использовать байесовские оценки, в частности байесовскую среднеквадратическую оценку, обладающую наибольшей точностью.

Если неизвестный параметр режима представляется действительной неслучайной величиной, то целесообразно использовать небайесовские оценки, в частности оценку максимального правдоподобия.

В асимптотике (т.е. при увеличении объема выборки $N \rightarrow \infty$) несущественно, какую из рассмотренных оценок применять, так как байесовская и оценка максимального правдоподобия асимптотически эквивалентны. Их совпадение соблюдается условием, когда количество априорной информации об оцениваемом параметре равно нулю.

Под потенциальной точностью измерения неслучайного параметра будем понимать наименьшее значение среднеквадратической ошибки δ_α , которое определяется границей неравенства Рао–Крамера:

$$\delta_\alpha^2 = \frac{1}{M[d \ln p(\bar{y} / \alpha) / d\alpha]^2}; \quad (27)$$

$$\delta_\alpha = \frac{1}{\sqrt{M[d \ln p(\bar{y} / \alpha) / d\alpha]^2}}. \quad (28)$$

Следует отметить, что практическая оценка точности измерения реализуется путем перехода к выражениям [7]:

$$\delta_\alpha^2 = - \frac{1}{M \frac{d^2}{d\alpha^2} \ln \Lambda(\bar{y} / \alpha) \Big|_{\alpha=\alpha_0}}; \quad (29)$$

$$\delta_\alpha = \frac{1}{\sqrt{-M \frac{d^2}{d\alpha^2} \ln \Lambda(\bar{y} / \alpha) \Big|_{\alpha=\alpha_0}}}, \quad (30)$$

где α_0 – истинное значение условного параметра; $\Lambda(\bar{y} / \alpha)$ – условное отношение правдоподобия, характеризующее, в том числе, отношение сигнал/шум.

Структурные схемы измерителей параметров аварийного режима. Принципы построения структурных схем оптимальных измерителей, вычисляющих оценку максимального правдоподобия $\hat{\alpha}_M$, можно реализовать на основе выражения

$$L(\hat{\alpha}_M) = \max_{\alpha} L(\alpha). \quad (31)$$

Сигналы тока или напряжения \bar{y} (рис. 1), характеризующие аварийный режим, содержащий составляющие помех, поступают на блок формирования функции правдоподобия $L(\alpha)$. Второй блок обеспечивает отыскание максимума $L(\alpha)$ по всей области измерения параметра $\alpha_{\min}, \dots, \alpha_{\max}$. При этом на входе схемы обработки имеем значение параметра, при котором функция правдоподобия максимальна.

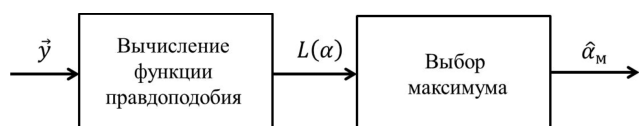


Рис. 1. Структурная схема измерителя

Для упрощения процесса обработки в технических решениях измерителей [7] применяют переход от функции правдоподобия к логарифму условного отношения правдоподобия, поскольку уравнение

$$\frac{d \ln \Lambda(\bar{y} / \alpha)}{d\alpha} = 0 \quad (32)$$

эквивалентно уравнению максимального правдоподобия.

Соответствующий измеритель принимает измененный вид, представленный на рис. 2.

Технические решения для измерителей, как правило, реализуются следующим образом. Пусть область значений параметра α представляет собой отрезок прямой с граничными точками α_{\min} и α_{\max} . Проводится разбиение исходного отрезка на несколько меньших отрезков с точками α_i :

$$\alpha_{\min} = \alpha_1 < \dots < \alpha_m = \alpha_{\max}. \quad (33)$$

Аппроксимируем условное отношение правдоподобия $\Lambda(\bar{y} / \alpha)$ функции непрерывного параметра α совокупностью условных отношений правдоподобия $\{\Lambda(\bar{y} / \alpha), i=1, \dots, m\}$. Таким образом, переходим к многоканальному измерителю, показанному на рис. 3.

В каналах измерения рис. 3 проводится расчет условного отношения правдоподобия для фиксированного значения параметра (α_i). Выбор максимума соответствует номеру канала с максимальным выходным эффектом, который и формирует оценку максимального правдоподобия. Вместо условного отношения правдоподобия можно вычислять в каналах измерений логарифм отношения правдоподобия.

При непрерывном значении параметра α схема, представленная на рис. 3, является квазиоптимальной и приближается к оптимальной при аппроксимации условного отношения правдоподобия $\Lambda(\bar{y} / \alpha)$ совокупностью $\{\Lambda(\bar{y} / \alpha), i=1, \dots, m\}$. При увеличении m точность возрастает и стремится к точности оценки непрерывного параметра.

В многоканальном измерителе число каналов задают с потенциальной точностью и требованиями к ошибкам при последующей обработке инфор-

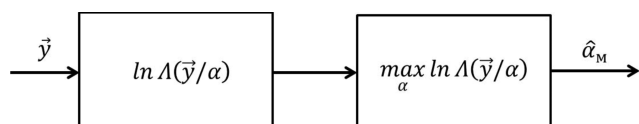


Рис. 2. Измененная структурная схема измерителя

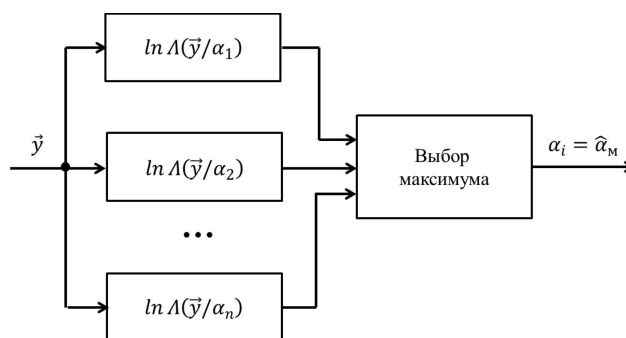


Рис. 3. Структурная схема многоканального измерителя

мации. Например, при заданной ошибке $\Delta\alpha$ число каналов может быть определено как

$$m = \frac{\alpha_{\max} - \alpha_{\min}}{\Delta\alpha}. \quad (34)$$

На практике число каналов целесообразно выбирать относительно большим для обеспечения высокой точности за счет взаимного перекрытия их характеристик.

Пример оценки параметров аварийного режима на основе метода максимального правдоподобия. Отметим, что точные измерения составляющих комплексного напряжения, частоты и скорости их изменения являются основой для определения видов и объемов управляющих воздействий устройств противоаварийной автоматики (отключение генераторов; отключение нагрузки; управление установками продольной и поперечной компенсации; деление системы на несинхронно работающие части; ввод резерва и др.), реализации устройств релейной защиты и устройств контроля качества электрической энергии, оценки параметров аварийного режима энергорайонов с объектами РГ и других задач. Поэтому реализация алгоритмов, позволяющих реализовать одновременное измерение амплитуды и частоты напряжения в условиях быстро изменяющегося аварийного режима, является актуальной.

В указанных условиях и в соответствии с принципом максимального правдоподобия потребуются организация многоканального по частоте измерителя, в котором наибольшее значение оцениваемой амплитуды напряжения будет соответствовать текущей частоте обрабатываемого сигнала.

Структурная схема устройства оценки параметров может быть выполнена по варианту, представленному на рис. 4. На вход устройства поступают дискретные значения напряжения, а выходной эффект заключается в одновременном формировании оценок амплитуды напряжения и его частоты. В схеме рис. 4 представлена параллельная реализация девяти фильтров, настроенных на частоту в диапазоне от 40 до 60 Гц с шагом 2,5 Гц.

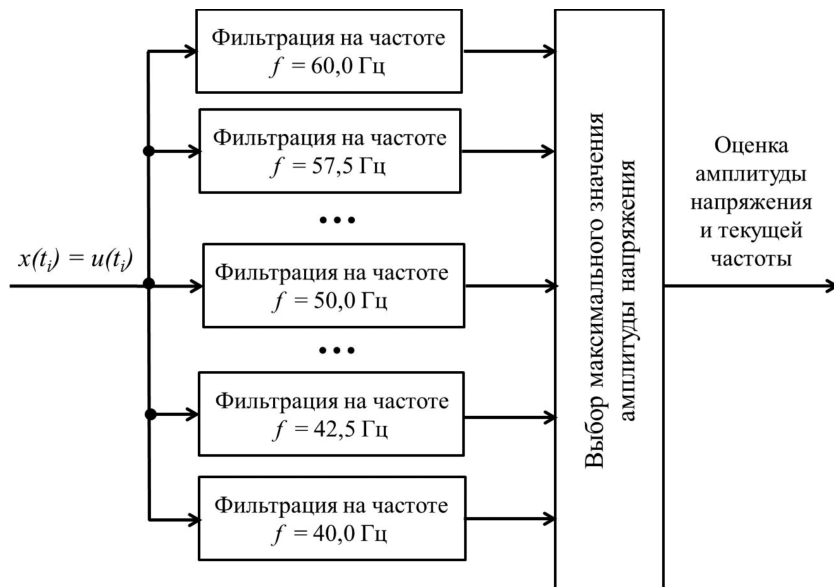


Рис. 4. Структурная схема устройства оценки параметров по методу максимального правдоподобия

Малое число фильтров выбрано исключительно для иллюстративного примера; очевидно, что для более точного определения частоты потребуется большее число каналов цифровой обработки сигнала напряжения. Максимальное значение результатов фильтрации (амплитуда напряжения) будет указывать на фильтр, частота которого наиболее близка к текущему значению (максимально правдоподобна). Фильтрация в каждом из каналов измерения может быть реализована по любому известному алгоритму, например, с помощью ДПФ.

Для исследования применимости статистических методов оценки параметров аварийного режима имитировался изменяющийся синусоидальный сигнал напряжения с амплитудой 100 единиц. Частота варьировалась в пределах от 40 до 60 Гц с шагом один Гц. Производились оценки амплитуды напряжения в условиях изменения частоты. Результаты расчетов приведены в таблице.

Анализ результатов таблицы показывает, что погрешность оценки амплитуды напряжения по методу максимального правдоподобия составляет менее одного процента при любом отклонении частоты. Такая высокая точность свойственна даже при малом числе каналов фильтрации.

Важно отметить, что параллельная структура измерителя обеспечивает высокую точность оценки амплитуды напряжения даже в условиях быстропротекающих переходных процессов, что актуально для энергорайонов с объектами РГ. Это существенно отличает применение рассматриваемого подхода от известных методов адаптации к изменениям частоты [9], в которых требуются дополнительные затраты времени на реализацию специальных алгоритмов адаптации.

Дополнительно в каждом из каналов измерения для оцениваемых частот (см. таблицу) целесообразно учесть небольшую смещенность оценок амплитуды напряжения для повышения точности реализации метода максимального правдоподобия, а также полностью исключить систематическую погрешность.

Возможны альтернативные варианты реализации фильтрации дискретных значений напряжения. Одна из них основана на применении быстрого преобразования Фурье [10] и позволяет существенно сократить вычислительную сложность алгоритма оценки параметров аварийного режима.

Дополнительно ММП исследовался для определения параметров синусоидального сигнала напряжения, искаженного высшими гармониками, при отклонении от номинального значения основной частоты. Такой сигнал напряжения характерен для энергорайонов с объектами РГ при переходных режимах и в условиях значительных отклонений показателей качества электрической энергии от нормируемых значений. Параметры имитируемого сигнала напряжения:

Амплитуда дискретного сигнала напряжения	100
Частота основной гармоники	56
Амплитуда 2-й гармоники	10,66
3-й гармоники	3,07
4-й гармоники	1,57
5-й гармоники	0,88

Расчеты амплитуды напряжения выполнялись с использованием ДПФ размерностью $N=80$ и $N=8$ отсчетов на период промышленной частоты. При реализации метода максимального правдоподобия применялась схема рис. 4 с фильтрацией на основе ДПФ в каждом канале. Результаты оценки амплитуды имитируемого сигнала напряжения:

Метод	Амплитуда	Погрешность, %
ДПФ $N=80$	93,36	6,64
ДПФ $N=8$	91,51	8,49
ММП $N=80$	98,52	1,48

Анализ приведенных данных показывает, что применение метода максимального правдоподобия позволяет обеспечить высокую точность оценки амплитуды напряжения и частоты напряжения в условиях быстроизменяющегося аварийного режима при существенных отклонениях показателей качества электрической энергии от нормируемых значений.

Частота измеряемого сигнала напряжения, Гц	Частота настройки фильтра в схеме измерителя (рис. 4), Гц								
	40	42,5	45	47,5	50	52,5	55	57,5	60
40	100	99,68	98,3	95,42	90,79	84,35	76,25	66,82	56,57
41	99,8	100,11	99,46	97,3	93,3	87,33	79,5	70,12	59,68
42	99,25	100,14	100,2	98,79	95,48	90,07	82,62	73,4	62,89
43	98,39	99,77	100,52	99,88	97,31	92,54	85,57	76,63	66,18
44	97,26	99,06	100,45	100,57	98,77	94,72	88,32	79,77	69,51
45	95,94	98,03	100	100,86	99,87	96,58	90,85	82,8	72,83
46	94,47	96,75	99,21	100,78	100,6	98,12	93,11	85,66	76,1
47	92,93	95,26	98,12	100,34	100,96	99,32	95,11	88,33	79,29
48	91,39	93,62	96,77	99,58	100,97	100,17	96,81	90,79	82,36
49	89,92	91,91	95,22	98,53	100,64	100,7	98,2	93	85,27
50	88,58	90,18	93,52	97,22	100	100,89	99,28	94,95	87,99
51	87,42	88,49	91,72	95,71	99,08	100,75	100,04	96,61	90,49
52	86,48	86,92	89,89	94,03	97,91	100,32	100,49	97,98	92,75
53	85,79	85,5	88,08	92,25	96,52	99,61	100,62	99,04	94,73
54	85,34	84,28	86,35	90,41	94,97	98,64	100,45	99,79	96,42
55	85,14	83,27	84,74	88,57	93,28	97,46	100	100,23	97,81
56	85,13	82,49	83,29	86,76	91,52	96,08	99,28	100,36	98,88
57	85,28	81,93	82,02	85,05	89,71	94,55	98,33	100,19	99,64
58	85,52	81,56	80,96	83,45	87,92	92,91	97,17	99,74	100,07
59	85,8	81,34	80,08	82,01	86,17	91,21	95,83	99,03	100,19
60	86,03	81,22	79,39	80,73	84,51	89,47	94,34	98,09	100

Выводы. 1. При анализе параметров аварийного режима энергорайонов с объектами распределенной генерации целесообразно применение статистических методов для их оценки, позволяющих реализовать измерения высокой точности в условиях случайных изменений параметров и воздействия искажающих факторов.

2. Использование метода максимального правдоподобия при оценке параметров аварийного режима энергорайонов с объектами распределенной генерации предполагает отсутствие точной информации относительно измеряемых величин и требует применения многоканальных устройств измерения для повышения быстродействия по сравнению с методами адаптации.

3. Предложенный алгоритм функционирования многоканального устройства измерения с цифровой обработкой сигнала обеспечивает одновременную оценку нескольких параметров напряжения, обладает высокой точностью в условиях изменения частоты и показателей качества электрической энергии. Результаты расчетов и имитационного моделирования свидетельствуют о существенном (более чем в 3 раза) снижении погрешности измерений по сравнению с применяемыми алгоритмами на основе ДПФ.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Rebizant W., Szafran J., Wiszniewski A.** Digital signal processing in power system protection and control. London: Springer, 2011, 316 p.
2. **Антонов В.И.** Адаптивный структурный анализ электрических сигналов: теория и ее приложения в интеллектуальной электроэнергетике. Чебоксары: Изд-во. Чуваш. ун-та, 2018, 334 с.
3. **Куликов А.Л., Мисриханов М.Ш.** Введение в методы цифровой релейной защиты высоковольтных ЛЭП: Учебное пос. М.: Энергоатомиздат, 2007, 198 с.
4. **Илюшин П.В.** Анализ влияния распределенной генерации на алгоритмы работы и параметры настройки устройств автоматики энергосистем. – Энергетик, 2018, № 7, с. 21–26.
5. **Сейдж Э., Мелс Дж.** Теория оценивания и ее применение в связи и управлении/Пер. с англ. под ред. Б.Р. Левина. М.: Связь, 1976, 496 с.
6. **Шнеерсон Э.М.** Цифровая релейная защита. М.: Энергоатомиздат, 2007, 549 с.
7. **Радиоэлектронные системы: Основы построения и теория:** Справочник. Изд.2-е, перераб. и доп./Под ред. Я.Д. Ширмана. М.: Радиотехника. 2007, 512 с.
8. **Сосулин Ю.Г.** Теоретические основы радиолокации и радионавигации: Учебное пос. для вузов. М.: Радио и связь, 1992, 304 с.
9. **Subudhi B., Ray P.K., Panda A.M., Mohanty S.R.** A Comparative Study on different Power System Frequency Estimation Techniques. –Int. Journal of Automation and Control, 2009, vol. 3, No. 2/3, pp. 202–215.
10. **Нуссбаумер Г.** Быстрое преобразование Фурье и алгоритмы вычисления сверток/Пер. с англ. М.: Радио и связь, 1985, 248 с.

А в т о р ы: Куликов Александр Леонидович окончил Военную инженерную радиотехническую академию ПВО им. Л.А. Говорова в 1992 г. В 2007 г. в Ивановском государственном энергетическом университете им. В.И. Ленина защитил докторскую диссертацию «Дистанционное определение мест поврежденных высоковольтных линий электропередачи средствами цифровой обработки сигналов». Профессор кафедры «Электроэнергетика, электроснабжение и силовая электроника» Нижегородского государственного технического университета им. Р.Е. Алексеева.

Илюшин Павел Владимирович окончил факультет энергетики Новосибирского государственного технического университета в 1997 г. В 2011 г. защитил в ОАО «НТЦ электроэнергетики» кандидатскую диссертацию «Разработка и развитие принципов противоаварийного управления распределительными сетями мегаполиса». Проректор по научной работе Петербургского энергетического института повышения квалификации.

Elektrichestvo, 2019, No. 5, pp. 4–11

DOI:10.24160/0013-5380-2019-5-4-11

The Statistical Methods to Estimation of Emergency Operation Mode Parameters of Energydistricts with the Objects of Up-Diffused Generation

KULIKOV Aleksander L. (N. Novgorod State Technical University named R. Ye. Alekseyeva, N. Novgorod, Russia) — Professor, Dr. Sci. (Eng.)

ILYUSHIN Pavel V. (St. Petersburg Power Institute of In-Plant Training, St. Petersburg, Russia) — Pro-Rector on the Advanced Study, Cand. Sci. (Eng.)

Different techniques for digital processing of the current and voltage signals used in estimating the operating parameters of electric power systems are analyzed. The drawbacks limiting the possibility of applying widely used digital methods for measuring the operating parameters in power districts containing distributed generation facilities are revealed. The effectiveness of applying statistical approaches to estimating the parameters of signals under the conditions in which the electric power quality performance indicators deviate from their normal values and various distortion factors have their effect is shown. The structural diagrams of measuring devices using which it is possible to produce the most plausible estimate with examples of estimating the emergency operation mode parameters are presented. An algorithm for operation of a multichannel measurement device with digital signal processing is proposed, which is able to simultaneously estimate several voltage parameters and featuring high accuracy under the conditions of the variable frequency and electric power quality indicators. Based on the computation and simulation results, the possibility to essentially reduce the measurement errors and increase the parameter estimation speed by using the maximal plausibility method is shown.

К е у w o r d s: power system, distributed generation, emergency operation mode, estimation of operating parameters, statistical methods, measurement device

REFERENCES

1. **Rebizant W., Szafran J., Wiszniewski A.** Digital signal processing in power system protection and control. London: Springer, 2011, 316 p.
2. **Antonov V.I.** *Adaptivnyi strukturnyi analiz elektricheskikh signalov: teoriya i eye prilozheniya v intellektual'noy elektroenergetike* (Adaptive structural analysis of electrical signals: The theory and its applications in intellectual electric power engineering). Cheboksary, Publ. of Chuvash. University, 2018, 334 p.
3. **Kulikov A.L., Misrikhanov M.Sh.** *Vvedeniye v metody tsifrovoy releyroy zashchity vysokovol'tnykh LEP* (An introduction to the digital relay protection methods for high-voltage overhead power lines). Moscow, Energoatomizdat, 2007, 198 p.
4. **Ilyushin P.V.** *Energetik — in Russ. (Power Engineering Specialist)*, 2018, No. 7, pp. 21–26.
5. **Seydzh E., Mels Dzh.** *Teoriya otsenivaniya i eye primeneniye v svyazi i upravlenii* (The estimation theory and its application in communication and control)/Edit by B.R. Levin. Moscow, Svyaz' 1976, 496 p.
6. **Shneyerson E.M.** *Tsifrovaya releynaya zashchita* (Digital relay protection). Moscow, Energoatomizdat, 2007, 549 p.
7. **Radioelektronnye sistemy: Osnovy postroeniya i teoriya: Spravochnik. Izd. 2-ye, pererab. i dop.** (Radioelectronic systems: Design principles and theory. A handbook, the 2nd revised and extended edition)/Edit. by Ya.D. Shirman. Moscow, Radiotekhnika, 2007, 512 p.
8. **Sosulin Yu.G.** *Teoreticheskiye osnovy radiolokatsii i radionavigatsii* (Theoretical principles of radiolocation and radio navigation). Moscow, Radio i svyaz', 1992, 304 p.
9. **Subudhi B., Ray P.K., Panda A.M., Mohanty S.R.** A Comparative Study on different Power System Frequency Estimation Techniques. — Int. Journal of Automation and Control, 2009, vol. 3, No. 2/3, pp. 202–215.
10. **Nussbaumer G.** *Bystroe preobrazovaniye Fur'ye i algoritmy vychisleniya svertok/Per. s angl.* (Fast Fourier transform and convolution computation algorithms/Transl. from English). Moscow, Radio i svyaz', 1985, 248 p.

[19.12.2018]