

**Коченгин А.Е., Шихин В.А., Мишучков В.И., Павлюк Г.П.**

**Повышение энергобезопасности функционирования предприятия за счет выявления и идентификации критических событий по профилю нагрузки**

**Аннотация:** В статье рассматривается подход к обеспечению энергобезопасности промышленного предприятия посредством извлечения важной информации о наличии значимых событий на основе анализа профиля нагрузки электропотребления. Решается проблема выявления отклонений при ведении учета потребляемой электроэнергии на границе балансовой принадлежности электросетевой компании и потребителя от установленных договорными отношениями значений. Предложенный подход позволяет осуществлять выявление наличия и идентификацию значимых событий, не нарушающих процесс распределения энергии, но имеющих существенное значение для функционирования системы распределения и потребления электроэнергии. Эта информация имеет важное значение и может быть использована для прогнозирования нарушений, что, в том числе, приводит к быстрому принятию управляющих решений и повышению энергобезопасности предприятия в целом.

**Ключевые слова:** энергобезопасность, непараметрический критерий, статистические методы, профиль нагрузки

**Введение**

Принятая в электроэнергетике практически всех стран мира регистрация электрических нагрузочных профилей может являться не только источником ясного графического и числового отображения технологического процесса распределения электроэнергии, но и средством получения важной информации об особенностях соответствующих производственных процессов, для обеспечения их технологического контроля и для разработки мероприятий по их совершенствованию [1]. Отдельные события в процессе электропотребления могут свидетельствовать о появлении отрицательных факторов, влияющих на энергобезопасность предприятия. Профили электрической нагрузки, фиксируемые в различных временных разрезах, являются обязательными для всех

субъектов рынка электроэнергии и могут служить в качестве источника информации для выявления важных технологических событий. Задача выявления критических событий в технологическом процессе электроснабжения в ряде случаев может быть сведена к разработке соответствующих алгоритмов, содержащих, в том числе процедуры проверки однородности для связанных выборок [4, 5].

### **Традиционный критерий знаковых рангов Вилкоксона**

Для сравнения двух выборок широко используются ранговые критерии парных сравнений [2,4,5]. Ранговые критерии применимы не только при отсутствии информации о виде распределения, но и особенно, когда наблюдения могут быть упорядочены. К этому случаю относятся наблюдения по потребляемой электроэнергии. Наиболее мощным тестом на функциях распределения логистического типа ранее считался ранговый критерий парных сравнений Вилкоксона. Среди основных достоинств приведенного критерия отметим, что критерий Вилкоксона опирается на стандартизованную нормальную статистику, оптимален на классе функций распределения логистического типа [2].

Произведем тестирование двух суточных выборок, соответствующих текущему профилю нагрузки  $Y_2$  и выборки  $Y_1$ , представляющей собой реплику генеральной совокупности. Гипотеза, требующая проверки, состоит в том, что обе выборки принадлежат одной и той же генеральной совокупности  $Y_0$ :

$$H: Y_1 \in Y_0 \ \& \ Y_2 \in Y_0 \quad (1)$$

В общепринятой терминологии ранговых критериев парных сравнений [2,4,5] сформулируем задачу (1) как проверку нулевой гипотезы  $H_0$  против альтернативной гипотезы  $H_1$  относительно функций распределения  $P(y_{1i} < y_{2i})$  и  $P(y_{1i} \geq y_{2i})$ :

$$\begin{aligned} H_0: P(y_{1i} < y_{2i}) = P(y_{1i} \geq y_{2i}) = 1/2 \\ H_1: P \neq 1/2 \end{aligned} \quad (2)$$

При этом полагаем, что мы имеем возможность сформировать  $N$  пар взаимосвязанных данных  $(y_{11}, y_{21}), (y_{12}, y_{22}), \dots, (y_{1N}, y_{2N})$ , а по ним определять разности наблюдений  $\delta_i = y_{1i} - y_{2i}$ ,  $i = 1, N$ . Из (2) следует [4], что справедливость гипотезы однородности выборок (1) соответствует нулевой медиане на выборке из  $\delta_i$ .

Алгоритм дискриминации по критерию Вилкоксона в традиционной версии можно представить как последовательность

шагов. Шаг 1: Выдвижение гипотезы. Шаг 2: Вычисляются разности  $\delta_i, i = \overline{1, N}$  из  $N$  пар наблюдений  $(y_{11}, y_{21}), (y_{12}, y_{22}), \dots, (y_{1N}, y_{2N})$ :  $\delta_i = y_{1i} - y_{2i}, i = \overline{1, N}$ . Шаг 3: Вычисленные разности  $\delta_i, i = \overline{1, N}$  упорядочиваются по абсолютной величине в виде вариационного ряда  $\delta(1), \delta(2), \dots, \delta(N)$  и каждой разности в порядке возрастания присваивается соответствующий ранг  $R_i$  - целое положительное число:  $R_i = \overline{1, N}, i = \overline{1, N}$ . Шаг 4: Каждому рангу  $R_i = \overline{1, N}$  приписывается знак соответствующей разности пары наблюдений  $(y_{1i} - y_{2i}), i = \overline{1, N}$  и вычисляется сумма положительных рангов  $T_{N+}$ .

Шаг 5: Вычисленное значение  $T_{N+}$  сравнивается с критическим значением критерия  $A[\alpha, N]$ , которое определяется из статистических таблиц [3] в соответствии с заданным уровнем значимости  $\alpha$  и числом сравниваемых пар  $N$ . Гипотеза (1) отвергается, если:

$$T_{N+} > A[\alpha, N] \quad (3)$$

Предлагаемый модернизированный критерий Вилкоксона

В практике применения критерия знаковых рангов Вилкоксона для выявления критических событий возникает ряд трудностей, связанных с особенностями, проявляющимися при попарном сравнении элементов выборок, так называемые альтернативы «масштаба» и «смещения по вертикали». Неучет данных обстоятельств может приводить к качественно неверному результату. Обойти указанные трудности предлагается за счет учета дополнительной априорной информации об известных (обычно) требованиях к точностным характеристикам измерительных данных. При учете электроэнергии точностные характеристики данных непосредственно зависят от классов точности применяемых электросчетчиков, а также от утвержденной в установленном порядке «Методики выполнения измерений».

Допустим, что в соответствии с требованиями к точностным характеристикам на оцениваемую выборку  $Y_2$  наложены ограничения:

$$\begin{aligned} |y_{1i} - y_{2i}| &\leq \sigma_0; \text{ for } \forall i, i - \text{int eger} \\ y_{1i}, y_{2i} &\geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

В выражении (4) положительная константа  $\sigma_0$  задается как мера точности полученных измерительных данных.

Полагаем, что на основе априорной информации практически всегда может быть выбрана среди архива профилей нагрузки выборка  $Y_1$  с гарантированным отсутствием критических событий и которая заведомо удовлетворяет точностным требованиям к отражению технологического процесса  $\sigma_i \leq \sigma_0$ , где  $\sigma_i$  - медиана абсолютного отклонения данных по  $Y_1$ .

Пусть  $\delta_{1i}$  и  $\delta_{2i}$  представляют собой отклонения наблюдений  $y_{1i}$  и  $y_{2i}$  от гипотетических (без ошибок измерений) истинных значений  $y_{0i}$ :

$$\begin{aligned} \delta_{1i} &= |y_{1i} - y_{0i}| \rightarrow \sigma_1 = Ex[\delta_1] \\ \delta_{2i} &= |y_{2i} - y_{0i}| \rightarrow \sigma_2 = Ex[\delta_2] \\ \delta_i &= |y_{1i} - y_{2i}| \rightarrow \sigma = Ex[\delta] \\ \sigma_2 &\geq \sigma_1 \ \& \ \sigma_1 \leq \sigma_0 \end{aligned} \quad (5)$$

Анализируя приведенную выше процедуру метода Вилкоксона, можно сделать вывод, что для самой неблагоприятной ситуации взаимного расположения численных значений наблюдений по сравниваемым  $Y_1$  и  $Y_2$  будем иметь:

$$\sigma \leq (\sigma_1 + \sigma_2) \Rightarrow \sigma = \sigma_1 + \sigma_2 \quad (6)$$

Для отмеченных выше особых ситуаций предлагается процедуру критерия Вилкоксона (Рисунок 1) применить не к первичным разностям наблюдений  $\delta_i$ , т.е. равенство медианы нулю [4], а проверять гипотезу об одностороннем расположении матожидания  $\sigma = Ex[\delta]$  относительно заданной константы  $\sigma_0$ . Другими словами, матожидание от ошибок измерения должно быть меньше или равно наложенным на точностные характеристики ограничениям, что можно сформулировать в виде проверки нуль-гипотезы  $H_{01}$  против альтернативы  $H_{11}$ :

$$H_{01}: Ex[\delta] < \sigma_0; \ H_{11}: Ex[\delta] \geq \sigma_0 \quad (7)$$

При этом встает вопрос, как скажется замена тестируемой гипотезы  $H_0$  на  $H_{01}$  при вынесении окончательного решения о возможном наличии критического события. Для ответа на этот вопрос докажем следующую теорему.

**Теорема 1.** Положительное решение по гипотезе  $H_{01}$  об одностороннем расположении матожидания разностей  $\delta_i$  относительно заданного уровня точности  $\sigma_0$ :  $H_{01}: Ex[\delta] < \sigma_0$  вместо проверки исходной гипотезы о принадлежности двух выборок  $Y_1$  и  $Y_2$  одной генеральной совокупности  $H_0$ :  $P(y_{1i} < y_{2i}) = P(y_{1i} \geq y_{2i}) = 1/2$  является достаточным условием однородности выборок  $Y_2$  и  $Y_1$ .

*Доказательство.* Для доказательства Теоремы 1 необходимо проверить следующие два положения, соответствующие ситуациям годности и непригодности для выполнения исследований второй из двух конкурирующих моделей:

- а). Верно ли, что если  $Ex[\delta] < \sigma_0$ , то  $\sigma_2 < \sigma_0$ ? (8)  
 б). Следует ли из того, что  $Ex[\delta] > \sigma_0$ ,  $\Rightarrow \sigma_2 > \sigma_0$ ?

Будем исходить из самой неблагоприятной ситуации (6) относительно взаимного расположения наблюдений. Анализируя (а) с учетом (5), (6) с достаточной очевидностью получаем

$$Ex[\delta] = (\sigma_1 + \sigma_2) < \sigma_0 \Rightarrow \sigma_2 < (\sigma_0 - \sigma_1) \quad (9)$$

Поскольку известно, что  $\sigma_1 < \sigma_0$ , следовательно  $\sigma_2 < \sigma_0$ , что и требовалось доказать. Анализируя (б) с учетом (6), (7) имеем

$$Ex[\delta] = (\sigma_1 + \sigma_2) > \sigma_0 \Rightarrow \sigma_2 > (\sigma_0 - \sigma_1) \quad (10)$$

Поскольку известно, что  $\sigma_1 < \sigma_0$ , следовательно  $\sigma_2$  не обязательно больше  $\sigma_0$ . Каждая из  $\sigma_1$  и  $\sigma_2$  может быть меньше  $\sigma_0$ , однако при этом их сумма может быть больше  $\sigma_0$ . Следовательно, положение (б) выполняется не всегда. Таким образом, достаточные условия Теоремы 1 можно считать доказанными. Для частного случая из Теоремы 1 можно вывести очевидное следствие.

**Следствие 1.** Если предположить, что одна из выборок, например,  $Y_1$  является эталонной в моделируемой системе, т.е.  $\sigma_1 \equiv 0$ , то положения (а) и (б) выполняются автоматически:

$$Ex[\delta] = \sigma_2, \& Ex[\delta] < \sigma_0 \Rightarrow \sigma_2 < \sigma_0 \quad (11)$$

$$Ex[\delta] = \sigma_2, \& Ex[\delta] > \sigma_0 \Rightarrow \sigma_2 > \sigma_0 \quad (12)$$

и полученные условия являются необходимыми и достаточными для принятия гипотезы (8).

Отличие алгоритм модифицированного критерия Вилкоксона от стандартного алгоритма проявляется с третьего шага, где вычисляются разности  $\delta_i - \sigma_0, i = \overline{1, N}$ . Дальнейшие вычисления проводятся относительно разности  $\delta_i - \sigma_0, i = \overline{1, N}$ , а не  $\delta_i$ .

### **Заключение**

Предложена процедура модифицированного критерия Вилкоксона, позволяющая за счет учета дополнительной априорной информации повысить его работоспособность в ситуациях с особенностями в данных типа «смещение по вертикали», «масштаб».

### **Литература:**

1. *Spiering T.* Energy efficiency benchmarking for injection moulding processes // *Robotics and Computer-Integrated Manufacturing*. – 2015. – №36. – P.45 – 59.
2. *Гаек Я., Шidak З.* Теория ранговых критериев / М.: Наука, 1971. – 376 с.
3. *Owen D.* Handbook of statistical tables // *Adisson-wesley publishing company* – 1962. – P. 580.
4. *Орлов А.И.* Методы проверки однородности связанных выборок // *Заводская лаборатория. Диагностика материалов*. – 2004. – Т.70. – №7. – С.57-61.
5. *Кузнецов Л.А., Журавлева М.Г.* Построение карт контроля качества с помощью непараметрического критерия Вилкоксона-Манна-Уитни // *Заводская лаборатория. Диагностика материалов*. – 2009. – Т.75. – № 1. – С.70-76.