Транспортно-рабочая укладка регистратора (рис.4) имеет небольшие габариты и вес (385x280x125 мм, 4,6 кГ), что позволяют проводить испытания на различных удаленных стационарных объектах.

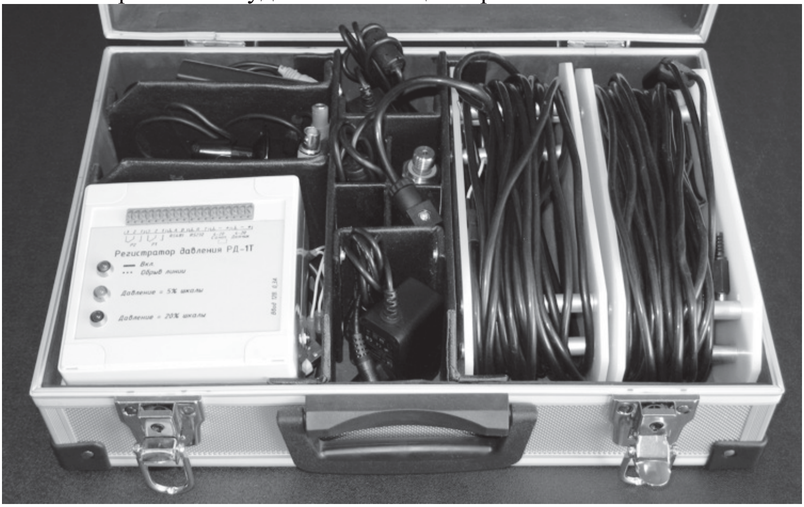

Рис.4. Транспортно-рабочая укладка регистратора

Поступила 7.10.2013р.

УДК 621.314:519.22

Т.Л. Щербак, г. Киев

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ ШТАТНОГО РЕЖИМА ПРОЦЕССА ЭЛЕКТРОПОТРЕБЛЕНИЯ ОРГАНИЗАЦИИ

Abstract. The statistical analysis of measurement data capacity of power consumption in normal mode organization at the annual observation interval and the main algorithms for calculating the statistical characteristics of the ratings process in the correlation theory.

Keywords. The process of power consumption, the dynamics of the process, the statistical estimate of the mean, the variance of the process, the uniformity of implementation.

Введение. Современные методы теории вероятности и математической статистики, например, [1,2,3] дают возможность более полно исследовать динамику и характеристики различных процессов, явлений стохастической природы. К таким объектам исследований относятся процессы электропотребления различного уровня. При их исследовании можно условно выделить четыре уровня электропотребления:

- организаций, предприятий;
- района, города;
- региона;
- страны в целом.

При этом целесообразно ввести следующие режимы динамики процесса электропотребления:

- штатный;
- нештатный.

На рис. 1 приведены графики мощности электропотребления на различных интервалах наблюдения, которые отображают характерные особенности динамики электропотребления различного уровня.

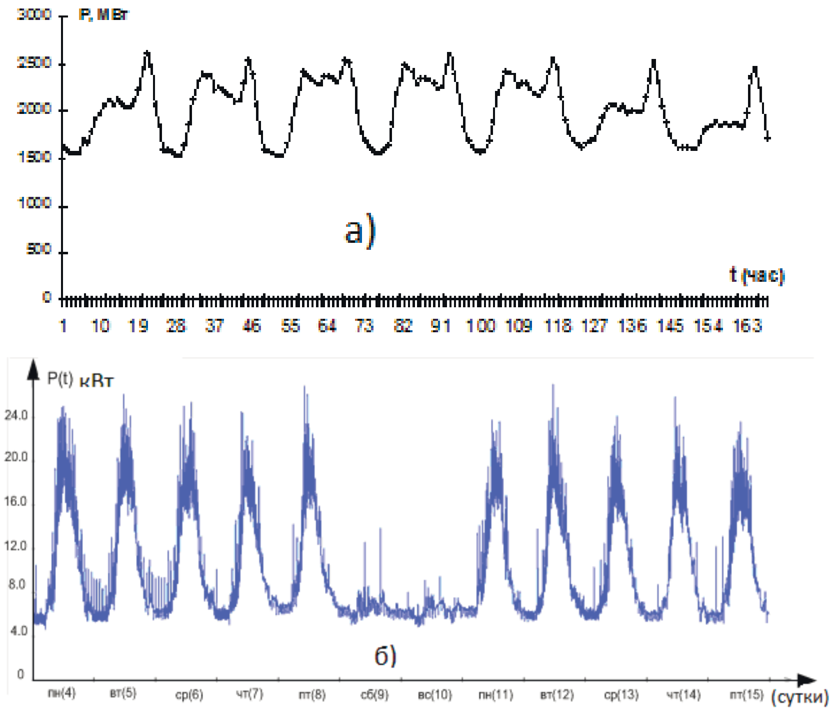

Рис. 1. Графики мощности электропотребления: а) «Киевэнерго» за 7 суток декабря 2002 года, начиная с понедельника; б) организации за 12 суток в июне 2007 года

В данной работе рассмотрены результаты статистического анализа динамики штатного режима процесса электропотребления организации на годовом интервале наблюдений.

Постановка задания. На основе математической модели штатного режима процесса электропотребления организации привести основные алгоритмы статистической обработки данных измерений на годовом интервале наблюдений в рамках корреляционной теории.

Основные результаты. Используя результаты исследования [41], приведем следующее определение.

Определение. *Математическая модель процесса электропотребления организации в штатном режиме на текущей временной оси наблюдения* $t \in [0, T_H]$ *(неделя, месяц, квартал, год) описывается кусочно-однородным периодическим случайным процессом вида*

$$\xi_{\text{шт}}(\omega,t) = \sum_{k=1}^{l} \zeta_k(\omega,t) I\left(\bigcup_{i=1}^{q_k}\left[\tau_{k(2i-1)}, \tau_{k(2i)}\right], t\right) = \\ = \sum_{k=1}^{l} \zeta_k(\omega,t) I\left(\Delta\tau_{\Sigma_k}, t\right), \omega \in \Omega, t \in [0, T_c], l, q_k \in N \quad , \tag{1}$$

где совокупность компонент $\left\{\zeta_k(\omega,t), k = \overline{1,l}\right\}$ *периодических с периодом* $T_0 = 24$ *часа случайных процессов формирует векторный периодический процесс вида*

$$\zeta_l(\omega,t) = \left(\zeta_1(\omega,t), .., \zeta_k(\omega,t), ..., \zeta_l(\omega,t)\right), \tag{2}$$

а k *-тая однородная компонента* $\zeta_k(\omega,t)$ *задана индикаторной функцией на временной области - объединении* q_k *непрерывных интервалов времени в виде*

$$I\left(\bigcup_{i=1}^{q_k}\left[\tau_{k(2i-1)}, \tau_{k(2i)}\right], t\right) = \begin{cases} 1, t \in \bigcup_{i=1}^{q_k}\left[\tau_{k(2i-1)}, \tau_{k(2i)}\right) \\ 0, \text{в других случаях} \end{cases} \tag{3}$$

для последовательности временных моментов изменения однородности статистических характеристик компонент (1) - изменения динамики процесса электропотребления

$$\left\{\tau_{ki}, k = \overline{1,l}, i = \overline{1,2q_k}\right\}. \tag{4}$$

Если процесс электропотребления (1) задан на дискретной временной решетке

$$\{0, \Delta t, 2\Delta t, ..., p\Delta t = T_c\}, p \in N, \tag{5}$$

то такой процесс является вложенным в (1) и учитывает дискретный характер измерений его значений.

Модель вида (1) имеет текущий характер на временном интервале наблюдения неделю, месяц, время года и описывает широкий круг процессов электропотребления в штатном режиме при различных характерных особенностей их работы. Поэтому статистические характеристики (1) определяются результатами статистической обработки данных измерений конкретного процесса электропотребления в штатном режиме в классе периодических случайных процессов. Модель (1) имеет конструктивный характер, потому что:

- в качестве основных компонентов модели (1) выбраны непосредственно случайные процессы электропотребления, что дает возможность использовать данные измерений их реализаций без дополнительных преобразований;
- области определения действия той или иной компоненты (1) определяются интервалами между последовательными временными моментами изменения однородности электропотребления, что дает возможность оценивать характер динамики электропотребления организации;
- модель (1) определяет последовательность определения ее характеристик по результатам статистической обработки данных измерений электропотребления конкретной организации.

Для статистического анализа динамики штатного режима процесса электропотребления организации задается следующая матрица суточных данных измерений реализаций мощности электропотребления в виде

$$\mathbf{P}_{m\,n}(\mathbf{t}) = \begin{Vmatrix} P_1(t_1) \;\dots\; P_1(t_n) \\ P_2(t_{n+1}) \dots P_2(t_{2n}) \\ \vdots \\ P_m\left(t_{(m-1)n+1}\right) \dots P_m(t_{m\,n}) \end{Vmatrix} = \begin{Vmatrix} P_1(t_1) \;\dots\; P_1(t_n) \\ P_2(T_0 + t_1) \;\dots\; P_2(T_0 + t_n) \\ \vdots \\ P_m(T_0(m-1)+t_1) \dots P_m(T_0(m-1)+t_n) \end{Vmatrix} = \tag{6}$$

$$= \begin{Vmatrix} P_1(t_1) \;\dots\; P_1(t_n) \\ P_2(t_1) \;\dots\; P_2(t_n) \\ \vdots \\ P_m(t_1) \dots P_m(t_n) \end{Vmatrix}$$

на временном интервале наблюдений $t \in [0, T_H]$. В данном случае рассматривается интервал наблюдения - неделю, месяц, квартал, год с целью учета вариации действия всех факторов формирования процесса электропотребления. Процесс электропотребления является процессом с непрерывным временем, но данные измерений всегда задаются на дискретной временной решетке

$$\left\{[(k-1)n + j]\Delta t,\, k = \overline{1,m},\; j = \overline{1,n}\right\} \tag{7}$$

с равномерным шагом Δt, при этом значение $T_0 / \Delta t$ выбирается при условии $T_0 / \Delta t \in N$, где $N -$ множество натуральных чисел. Выбор значения Δt зависит от постановки задач исследований, используемого вида электросчетчиков, применяемых для измерений, и, в большинстве случаев, выбирается из множества $\Delta t \in \{$1мин, 5мин, 10мин, 15мин, 30мин, 60мин$\}$.

Перейдем к статистическому анализу матрицы данных измерений (6).

Первый этап. Определение числа компонентов модели (1).

1.1. На первом шаге выбираются первые две последовательные реализации матрицы (6) данных измерений электропотребления и вычисляется последовательность значений их разности

$$\Delta_{i,(i+1)}(t_j) = P_i(t_j) - P_{(i+1)}(t_j), i = \overline{1, m-1}, \ j = \overline{1, n} . \quad (8)$$

1.2. Находится среднее значение полученной разности

$$\overline{\Delta}_{i,(i+1)} = \frac{\sum_{j=1}^{n} \Delta_{i,(i+1)}(t_j)}{n} . \quad (9)$$

1.3. Находится статистическая оценка дисперсии (8)

$$s_{i,(i+1)}^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n} \left[\Delta_{i,(i+1)}(t_j) - \overline{\Delta}_{i,(i+1)}\right]^2}{n-1} . \quad (10)$$

1.4. Рассчитывается t-статистика

$$t_{i,(i+1)} = \frac{\overline{\Delta}_{i,(i+1)}\left(\sqrt{n-1}\right)}{s_{i,(i+1)}} . \quad (11)$$

1.5. Задавшись уровнем значимости, в большинстве практических случаев $\alpha = 0{,}05$ формулируем для закона распределения Стьюдента две статистических гипотезы об однородности реализаций $P_i(t_j)$ и $P_{(i+1)}(t_j)$.

1.6. На основе проведения операций 1.4 и 1.5 проверяем статистические гипотезы об однородности всех возможных комбинаций парных реализаций матрицы (6), т.е. проверка статистических гипотез об однородности всех пар реализаций $P_k(t_j)$ и $P_l(t_j)$ при $k, l = \overline{1, m}, k \neq l$.

1.7. Таким образом, путем проверки статистических гипотез об однородности реализаций матрицы (6) данных измерений мощности электропотребления на текущем временном интервале наблюдения определяем число компонент модели (1).

Для повышения достоверности формирования ансамблей однородных реализаций, полученных с использованием t- статистик можно использовать дополнительную проверку сформированных ансамблей с использованием статистического F - критерия Фишера, при этом последовательность операций проверки на однородность аналогичная последовательности операций при проверке t- статистик.

Такую последовательность операций можно сделать скользящей на дальнейшее интервал наблюдения (неделя, месяц, квартал, год).

Второй этап. Формирование ансамблей однородных реализаций компонент составного нестационарного процесса электропотребления.

2.1. В общем случае однородность реализаций ансамблей матрицы (6) периодического гауссовского процесса можно на основе статистических гипотез проверить двумя вариантами:

1) подтверждением статистической гипотезы об однородности двух реализаций электропотребления на основе использования t- статистики;

2) подтверждением статистической гипотезы об однородности трех реализаций электропотребления на основе поэтапного использования: а) t-статистики б) F- статистики.

Заметим, что принятие решения о применении одного из вариантов определения однородности реализаций зависит от постановки задач исследования. Естественно, что второй вариант исследования дает большую вероятность определения однородности реализаций, но требует выполнения дополнительных операций.

2.2. Таким образом, на основе подтверждения статистических гипотез пунктов 1.5 и 2.1 дает возможность определить:

• число компонент модели (1) процесса электропотребления в штатном режиме, то есть

$$l \in N\,; \tag{12}$$

• разбиение заданной матрицы (6) на последовательность l матриц (ансамблей) однородных реализаций при этом число строк удовлетворяет условию

$$\sum_{d=1}^{l} m_d = m_1 + m_2 + \ldots + m_l = m, \tag{13}$$

т.е.

$$\left\| \begin{matrix} P_1(t_1)\ldots . P_1(t_n) \\ \vdots \\ P_{m_1}(t_1)\ldots . P_{m_1}(t_n) \end{matrix} \right\| \cdots \left\| \begin{matrix} P_{m_e}(t_1)\ldots . P_{m_e}(t_n) \\ \vdots \\ P_{m_e}(t_1)\ldots . P_{m_e}(t_n) \end{matrix} \right\|, t_j \in [0, T_0],\ j = \overline{1, n}\,, \tag{14}$$

где для последовательности матриц (14) выполняется условие (13), при этом нумерация реализаций $\{P_i(t_j)\}$ и $\{P_q(t_j)\}$ сохраняется при условии $i, q = \overline{1, m}, i \neq g$.

Третий этап. Проверка статистических гипотез о законе распределения исследуемых статистик.

3.1. Для формирования ансамбля однородных суточных реализаций матрицы (14) на заданной временной решетке значений реализаций задается последовательность фиксированных моментов времени, например, на суточном интервале времени $t \in \{6, 9, 12, 15, 18, 21\ \text{часа}\}$.

3.2. Строится гистограмма для каждого фиксированного момента времени t.

3.3. Формулируется две гипотезы о законе распределения значений суточных реализаций мощности электропотребления конкретной организации.

3.4. Задавшись уровнем значимости, как правило $\alpha = 0{,}05$, проверяем подтверждение гипотезы о законе распределения исследуемых статистик.

3.5. В большинстве практических случаев проведен статистический анализ реальных данных измерений процесса электропотребления конкретной организации подтверждает нормальный закон распределения значений суточных реализаций для фиксированных моментов времени $t \in \{6, 9, 12, 15, 18, 21\,\text{часа}\}$.

Четвертый этап. Вычисление статистических оценок характеристик периодического случайного процесса на основе использования статистического метода усреднения по ансамблю однородных реализаций.

4.1. Статистических оценок последовательности математических ожиданий процесса (1) в вид

$$_k\tilde{m}(t_j) = \frac{\sum_{j=1}^{n} P_k(t_j)}{n}, t_j \in [0, \mathrm{T}_0], j = \overline{1, n} \tag{15}$$

и определения последовательности как вектора статистических оценок математических ожиданий.

$$\tilde{\mathbf{m}}_l(\mathbf{t}) = \left({}_1\tilde{m}(t_j), {}_2\hat{m}(t_j), \ldots, {}_l\hat{m}(t_j)\right), t_j \in [0, T_0], j = \overline{1, n}\,; \tag{16}$$

4.2. Статистических оценок последовательности дисперсии процесса (1) на основе алгоритма вычислений

$$\tilde{\sigma}_k^2(t_j) = \frac{\sum_{j=1}^{n} \left[P_k(t_j) - \tilde{a}(t_j)\right]^2}{n-1}, t_j \in [0, \mathrm{T}_0], j = \overline{1, n} \tag{17}$$

и определения последовательности как вектора статистических оценок дисперсий

$$\hat{\boldsymbol{\sigma}}_{\sum}(t) = \left(\hat{\sigma}_1^2(t_j), \hat{\sigma}_2^2(t_j), \ldots, \hat{\sigma}_l^2(t_j)\right), t_j \in [0, T_0], j = \overline{1, n} \tag{18}$$

4.3.Последовательности гистограммы по каждому ансамбля однородных реализаций при фиксированных $t_j \in [0, T_0), j = \overline{1, n}$, т.е. для каждого ансамбля строится в соответствии гистограмм, и дальнейшего использования метода проверки статистических гипотез для определения теоретического закона плотности распределения вероятностей, а в совокупности последовательности одномерных плотностей (или функции) распределения вероятностей вида

$$\hat{\mathbf{F}}_l(x, \mathbf{t}) = \left(\hat{F}_1(x, t_j), \hat{F}_2(x, t_j), \ldots, \hat{F}_l(x, t_j), x \in R, t_j \in [0, T_0], j = \overline{1, n}\right). \tag{19}$$

Отметим, что приведенная методология статистического анализа измерений мощности процесса электропотребления имеет место для нормального закона распределения, что практически всегда имеет место.

Выводы. На основе используемой математической модели штатного режима процесса электропотребления организации в виде кусочно-однородного периодического с периодом T_0 =24 часа случайного процесса и заданной матрицы суточных данных измерений мощности электропотребления на годовом интервале наблюдения приведены основные алгоритмы статистической обработки при условии нормального закона распределения значений электропотребления. Определена последовательность операций формирования:

- числа компонентов модели;
- ансамблей однородных реализаций компонент составного нестационарного процесса электропотребления;
- проверки статистических гипотез о законе распределения исследуемых статистик;
- вычислений статистических оценок характеристик периодического случайного процесса.

1. *Айвазян С.А.* Прикладная статистика: Основы моделирования и первичная обработка данных / С.А. Айвазян, И.С. Енюков, Л.Д. Мешалкин. – М.: Финансы и статистика, 1983. – 472 с.
2. *Андерсон Т.* Статистический анализ временных рядов / Т. Андерсон; пер. с англ. И.Г. Журбенко, В.П. Носко. – М.: Мир, 1967. – 759 с.
3. *Марченко Б.Г.* Лінійні періодичні процеси / Б.Г. Марченко // Праці Ін-ту електродинаміки НАНУ. – К.: ІЕД НАНУ, 1999. – с.172-185; 1999. – с. 172-185.
4. *Щербак Т.Л.* Інформаційна технологія діагностики динаміки процесів електроспоживання організацій у штатному і нештатному режимах: Автореферат дисертації на здобуття к.т.н. – К.: НАУ, 2010. – 20 с.

Поступила 16.10.2013р.

УДК 004.942

В. М. Теслюк, д.т.н., професор кафедри САП, НУ "Львівська політехніка",
В.В. Береговський, викладач коледжу електронних приладів Івано-Франківського Національного технічного університету нафти і газу,
Т.В. Теслюк, студент кафедри САП, НУ "Львівська політехніка",
А.Р. Сидор, асистент кафедри іноземних мов, НУ "Львівська політехніка",
А. Я. Лозинський, студент кафедри САП НУ "Львівська політехніка".

МЕТОД АВТОМАТИЗОВАНОГО СИНТЕЗУ МОДЕЛЕЙ СИСТЕМНОГО РІВНЯ НА ОСНОВІ ТЕОРІЇ МЕРЕЖ ПЕТРІ

В статті розроблено метод автоматизованого синтезу моделей на основі мереж Петрі для системного рівня проектування. Побудований метод використовує структуру системи, яка описується набором елементів та зв'язками між ними. На основі чого будується орієнтований граф та, відповідно,