УДК [519.2+518.5] : 622.692.4

О.В.ВАНТЕЕВА, канд. техн. наук, Н.Н.НОВИЦКИЙ, д-р техн. наук
Институт систем энергетики им. Л.А.Мелентьева СО РАН, г.Иркутск (Российская Федерация)

ВЕРОЯТНОСТНЫЕ МОДЕЛИ И МЕТОДЫ АНАЛИЗА ГИДРАВЛИЧЕСКИХ РЕЖИМОВ СИСТЕМ ВОДОСНАБЖЕНИЯ

Излагаются основные положения вероятностного подхода к математическому моделированию гидравлических режимов работы трубопроводных систем. Приводится методика построения вероятностных моделей потокораспределения для различных типов задания граничных условий и методы вероятностного расчета режимов.

Викладаються основні положення імовірнісного підходу до математичного моделювання гідравлічних режимів роботи трубопровідних систем. Наводиться методика побудови стохастичних моделей потокорозподілу для різних типів завдання граничних умов і методи імовірнісного розрахунку режимів.

The article presents the basic elements of a probabilistic approach to mathematical modelling modes of pipeline systems. Methods of the flux-distribution probabilistic model building for various types of the boundary condition defining as well as methods of probabilistic calculation of the hydraulic regimes are presented.

Ключевые слова: трубопроводные сети, вероятностный анализ функционирования ТПС, вероятностный расчет динамики.

Задачи потокораспределения традиционно являются базовыми задачами анализа и обоснования режимов работы трубопроводных систем (ТПС) различного типа и назначения при их проектировании, эксплуатации и диспетчерском управлении. Вместе с тем, применяемые при этом детерминированные математические модели и методы не позволяют оценить качество и эффективность работы ТПС во всех режимах, формируемых под воздействием множества случайных факторов. Этим определяется актуальность разработки и применения вероятностных методов анализа, потенциально обеспечивающих получение исчерпывающих характеристик функционирования ТПС на всем множестве возможных режимов с учетом стохастики потребления целевого продукта (ЦП), динамики протекающих процессов, различных правил управления режимами.

Постановка задачи вероятностного расчета потокораспределения**.** Вероятностное описание отдельно взятого режима исчерпывается функцией плотности распределения вероятностей $p(R,\varphi_R)$, где R – значение случайного вектора параметров режима (давлений, расходов и др.); φ_R – параметры распределения. В большинстве практических случаев может быть принята гипотеза о нормальном распределении R. Тогда $\varphi_R = \{\overline{R}, C_R\}$ и вероятностное описание режима сводится к указанию для R значений математического ожидания (МО) $\overline{R}$ и ковариационной матрицы (КМ) C_R.

Параметры режима R должны удовлетворять уравнениям модели потокораспределения $U(R)=0$ (где U – нелинейная векторная функция). Эти детерминированные уравнения вытекают из общих физических законов сохранения. Другими словами, не любое сочетание компонент R допустимо по физическим соображениям. Традиционная детерминированная модель установившегося потокораспределения в ТПС как гидравлической цепи (ГЦ) с сосредоточенными параметрами может быть представлена как

$$U(R)=U(X,Y)=U(x,Q,P,\alpha)=\begin{pmatrix} Ax-Q \\ \overline{A}^T\overline{P}-f(x,\alpha) \end{pmatrix}=0\,. \qquad (1)$$

Здесь: первая подсистема уравнений представляет собой условия материального баланса в узлах ГЦ (первый закон Кирхгофа); вторая – уравнения второго закона Кирхгофа в узловой форме записи; X – граничные условия (ГУ); Y – неизвестные параметры режима; A – матрица инциденций, размера $(m-1)\times n$; x – n-мерный вектор расходов на ветвях; Q, P – (m-1)-мерные вектора узловых расходов и давлений; $f(x,\alpha)$ – n-мерная вектор-функция с элементами $f_i(x_i,\alpha_i)$, состоящая из аналитических выражений для гидравлических характеристик ветвей; α – n_α-мерный вектор параметров этих характеристик. Например, если $f_i(x_i,\alpha_i)=s_i x_i|x_i|-H_i$, то $\alpha_i=\{s_i,H_i\}$, где x_i – расход на i-й ветви; s_i – гидравлическое сопротивление ветви; $H_i>0$ – приращение давления в случае активной ветви (например, моделирующей насосную станцию); $H_i=0$ в случае пассивной ветви (например, моделирующей трубопроводный участок). Если в (1) все параметры s_i, H_i, $i=\overline{1,n}$, заданы детерминировано, то $R=(x^T,Q^T,R^T)^T$.

Таким образом, вероятностная модель установившегося потокораспределения может быть представлена как $U(R)=0$, $R\sim N_r(\overline{R},C_R)$, где N_r – r-мерное нормальное распределение вероятностей; r – размерность вектора R. В случае нормального распределения X, пренебрегая нелинейным искажением распределения $p[Y(X),\varphi_{Y(X)}]$ (где $Y(X)$ – неявная функция, задаваемая уравнениями потокораспределения), задача сводится к следующей постановке: дано $\varphi_X = \{\overline{X}, C_X\}$ и условие $U(R) = U(X,Y) = 0$; требуется определить $\varphi_R = \{\overline{R}, C_R\}$.

Суть методического подхода. Пусть $\xi_X = (X - \overline{X})$ – случайное отклонение возможной реализации ГУ от своего МО $\overline{X}$. Линеаризуя функцию $Y(X)$ в окрестности $\overline{X}$, получим $Y \approx Y(\overline{X}) + (\partial Y / \partial X)\xi_X$, где $\partial Y / \partial X$ – матрица производных в точке $\overline{X}$, ξ_X – отклонения ГУ, откуда следует, что $E(Y) = \overline{Y} = Y(\overline{X})$, так как $E(\xi_X) = 0$, где E – операция МО. Таким образом, МО неизвестных параметров режима ($\overline{Y}$) является функцией уравнений потокораспределения при ГУ $\overline{X}$. Соответственно

$$\overline{R} = \begin{pmatrix} \overline{X} \\ \overline{Y} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \overline{X} \\ Y(\overline{X}) \end{pmatrix}, \quad C_R = E\left[\begin{pmatrix} \xi_X \\ \xi_Y \end{pmatrix}\begin{pmatrix} \xi_X \\ \xi_Y \end{pmatrix}^{\mathrm{T}}\right] = \left[\begin{array}{c:c} C_X & C_{XY} \\ \hdashline C_{YX} & C_Y \end{array}\right]. \tag{2}$$

Здесь

$$C_Y = E\left[\xi_Y \xi_Y^{\mathrm{T}}\right] \approx E\left[\frac{\partial Y}{\partial X}\xi_X \xi_X^{\mathrm{T}}\left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)^{\mathrm{T}}\right] = \frac{\partial Y}{\partial X}E(\xi_X \xi_X^{\mathrm{T}})\left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)^{\mathrm{T}} = \frac{\partial Y}{\partial X}C_X\left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)^{\mathrm{T}},$$

$$C_{XY} = C_{YX}^{\mathrm{T}} = E(\xi_X \xi_Y^{\mathrm{T}}) = E\left(\xi_X \xi_X^{\mathrm{T}}\left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)^{\mathrm{T}}\right) = C_X\left(\frac{\partial Y}{\partial X}\right)^{\mathrm{T}},$$

где ξ_Y – отклонения $\overline{Y}$, C_X, C_Y, C_{YX} – КМ $\overline{X}, \overline{Y}$, корреляции.

Таким образом, *общая схема решения задачи вероятностного расчета режима* сводится к следующему: 1) получить вектор $\overline{Y}$ традиционными методами расчета потокораспределения при заданном $\overline{X}$; 2) определить матрицу C_R, отдельные блоки которой определяются по известной матрице C_X и матрице производных $\partial Y / \partial X$ в точке $\overline{X}$.

При этом возникают два основных вопроса: 1) из каких соображений задаются параметры распределения ГУ ($\varphi_X = \{\overline{X}, C_X\}$); 2) каков конечный вид соотношений для результирующих КМ при различных вариантах разбиения R на X и Y, поскольку в традиционных методах расчета потокораспределения производные $\partial Y / \partial X$ в явном виде не вычисляются, что составляет самостоятельную задачу.

Вероятностный расчет нагрузок потребителей. Основными стохастическими возмущениями регулярного характера в водоснабжающих системах являются нагрузки потребителей. Подход базируется на привлечении методов теории массового обслуживания и результатах исследований [1, 2] и др., получивших свое отражение в нормативной документации [3]. В соответствии с этими результатами вероятность использования водоразборных приборов (p_{hr}^{h}) может быть описана «формулами Эрланга», которые дают предельный дискретный закон распределения числа занятых каналов в зависимости от характеристик потока заявок и производительности системы обслуживания.

Предлагаемая методика расчета МО расходов потребителей ($q_{\text{ср,ч}}$) и их дисперсий (σ_q^2) состоит в следующем: 1) зная общее количество приборов у потребителя N и вероятность их использования p_{hr}^{h}, можно вычислить $m = m_{\text{ср,ч}}$, при котором вероятность $p_m = \left(\dfrac{\left(N\, p_{hr}^{h}\right)^m}{m!} \right) \Bigg/ \left(\sum\limits_{m=0}^{N} \dfrac{\left(N\, p_{hr}^{h}\right)^m}{m!} \right)$ принимает максимальное значение $p_m = p_{\max}$, где $m = 0,1,\ldots,N$ – число одновременно используемых водоразборных приборов; Np_{hr}^{h} – интенсивность использования водоразборных приборов; N – общее число водоразборных приборов; 2) определить среднечасовой расход $q_{\text{ср,ч}} = m_{\text{ср,ч}} q_0$, где q_0 – секундный расход воды прибором, л/с; $q_{\text{ср,ч}}$ – можно интерпретировать как МО расхода ЦП; 3) аппроксимируя дискретное распределение Эрланга непрерывным нормальным распределением, вычислить эквивалентную дисперсию по формуле $\sigma_{m,\text{ср}}^2 = 1/2\pi p_{\max}^2$; 4) дисперсия среднечасового расхода определится как $\sigma_{q,\text{ср}}^2 = q_0^2 \sigma_{m,\text{ср}}^2$.

Общая схема получения КМ состоит из трех этапов: 1) линеаризуется (1) в точке МО ГУ, получаем $\dfrac{\partial U}{\partial R}\xi_R = 0$; 2) получаем приведенные соотношения между случайными отклонениями параметров режима $\xi_Y = \dfrac{\partial Y}{\partial X}\xi_X$; 3) применив операцию МО к случайным отклонениям параметров режима, получим – КМ полного вектора неизвестных параметров режима $C_R = \mathrm{E}[\xi_R \xi_R^T]$. Для случая, когда $X = Q$,

$Y=(x^T,P^T)^T$, $P_m=\text{const}$, $\alpha=\text{const}$:

1) $\dfrac{\partial U}{\partial R}=\left[\begin{array}{c|c} A & 0 \\ \hline f' & A^{\mathrm{T}} \end{array}\right]$; 2) $\begin{pmatrix}\xi_x\\ \xi_P\end{pmatrix}=\left[\begin{array}{c}(f_x')^{-1}A^{\mathrm{T}}M^{-1}\\ \hline M^{-1}\end{array}\right]\xi_Q$;

3) $$C_R=\left[\begin{array}{c|c|c} C_Q & C_{Qx} & C_{QP}\\ \hline C_{xQ} & C_x & C_{xP}\\ \hline C_{PQ} & C_{Px} & C_P\end{array}\right]=\left[\begin{array}{c|c|c} C_Q & C_QM^{-1}A(f_x')^{-1} & C_QM^{-1}\\ \hline (f_x')^{-1}A^{\mathrm{T}}M^{-1}C_Q & (f_x')^{-1}A^{\mathrm{T}}M^{-1}C_QM^{-1}A(f_x')^{-1} & (f_x')^{-1}A^{\mathrm{T}}M^{-1}C_QM^{-1}\\ \hline M^{-1}C_Q & M^{-1}C_QM^{-1}A(f_x')^{-1} & M^{-1}C_QM^{-1}\end{array}\right],$$

где f_x' – диагональная матрица с элементами $\partial f_i(x_i,\alpha_i)/\partial x_i$; C_Q – известная КМ узловых расходов; C_P – КМ узловых давлений; C_x – КМ расходов на ветвях; $C_{Qx}=C_{xQ}^{\mathrm{T}}$ – КМ узловых расходов и расходов на ветвях; $C_{PQ}=C_{QP}^{\mathrm{T}}$ – КМ узловых давлений и расходов; $C_{Px}=C_{xP}^{\mathrm{T}}$ – КМ узловых давлений и расходов на ветвях.

Таким образом, зная C_X , можно вычислить C_R . Никаких особых требований на матрицу C_X не налагается, хотя в практических расчетах она обычно полагается диагональной из соображений статистической независимости нагрузок потребителей. То есть $\operatorname{cov}(Q_j,Q_t)=\sigma^2_{Q_j}$ для $j=t$, $\operatorname{cov}(Q_j,Q_t)=0$ для $j\neq t$.

КМ для общего случая задания ГУ ($X=(Q_X^{\mathrm{T}},P_X^{\mathrm{T}},\alpha_X^{\mathrm{T}})^{\mathrm{T}}$), когда в каждом узле может быть задан либо расход, либо давление, а каждая ветвь характеризуется векторным $n_{\alpha,i}$ -мерным параметром гидравлических характеристик (например, $\alpha_i=\{s_i,H_i\}$, $n_{\alpha,i}$ = 2), задается полностью или частично в вероятностной форме [4, 5].

Разобьем множество узлов расчетной схемы на подмножества узлов с заданными расходами (J_Q) и давлениями (J_P), а множество ветвей на подмножества ветвей с гидравлическими характеристиками, заданными в вероятностной форме (I_V) и детерминировано (I_D). Опуская выводы, приведем конечные выражения для КМ неизвестных параметров режима:

КМ неизвестных узловых давлений

$$C_{PY}=\mathrm{E}\left[\xi_{PY},\ \xi_{PY}^{\mathrm{T}}\right]=\frac{\partial P_Y}{\partial Q_X}A_{QV}\frac{\partial x_V}{\partial \alpha_V}C_{\alpha V}\frac{\partial x_V}{\partial \alpha_V}A_{QV}^{\mathrm{T}}\left(\frac{\partial P_Y}{\partial Q_X}\right)^{\mathrm{T}}+\frac{\partial P_Y}{\partial Q_X}C_{QX}\left(\frac{\partial P_Y}{\partial Q_X}\right)^{\mathrm{T}}+\frac{\partial P_Y}{\partial P_X}C_{PX}\left(\frac{\partial P_Y}{\partial P_X}\right)^{\mathrm{T}};$$

КМ расходов на ветвях с детерминированными характеристиками

$$C_{x,D} = \mathrm{E}\left[\xi_{x,D}, \xi_{x,D}^{\mathrm{T}}\right] = \frac{\partial x_D}{\partial P_Y} C_{PY} \left(\frac{\partial x_D}{\partial P_Y}\right)^{\mathrm{T}} + \frac{\partial x_D}{\partial P_X} C_{PX} \left(\frac{\partial x_D}{\partial P_X}\right)^{\mathrm{T}};$$

КМ расходов на ветвях с вероятностно заданными характеристиками

$$C_{xV} = \mathrm{E}\left[\xi_{xV}, \xi_{xV}^{\mathrm{T}}\right] = \frac{\partial x_V}{\partial P_Y} C_{PY} \left(\frac{\partial x_V}{\partial P_Y}\right)^{\mathrm{T}} + \frac{\partial x_V}{\partial P_X} C_{PX} \left(\frac{\partial x_V}{\partial P_X}\right)^{\mathrm{T}} + \frac{\partial x_V}{\partial \alpha_V} C_{\alpha V} \left(\frac{\partial x_V}{\partial \alpha_V}\right)^{\mathrm{T}};$$

КМ неизвестных узловых расходов

$$C_{QY} \equiv \mathrm{E}\left[\xi_{QY}, \xi_{QY}^{\mathrm{T}}\right] = A_{PD} C_{xD} A_{PD}^{\mathrm{T}} + A_{PV} C_{xV} A_{PV}^{\mathrm{T}},$$

где A_{QD} – $(m_Q \times n_D)$-мерная матрица с элементами a_{ji}, $j \in J_Q$, $i \in I_D$; A_{QV} – $(m_Q \times n_V)$-мерная матрица инциденций с элементами a_{ji}, $j \in J_Q$, $i \in I_V$; A_{PD} – $(m_P \times n_D)$-мерная матрица инциденций с элементами a_{ji}, $j \in J_P$, $i \in I_D$; A_{PV} – $(m_P \times n_V)$-мерная матрица инциденций с элементами a_{ji}, $j \in J_P$, $i \in I_V$; $\frac{\partial x_D}{\partial P_Y} = \left(\frac{\partial f_{xD}}{\partial x_D}\right)^{-1} A_{QD}^{\mathrm{T}}$, $\frac{\partial x_D}{\partial P_X} = \left(\frac{\partial f_{xD}}{\partial x_D}\right)^{-1} A_{PD}^{\mathrm{T}}$, $\frac{\partial x_V}{\partial P_Y} = \left(\frac{\partial f_{xV}}{\partial x_V}\right)^{-1} A_{QV}^{\mathrm{T}}$, $\frac{\partial x_V}{\partial P_X} = \left(\frac{\partial f_{xV}}{\partial x_V}\right)^{-1} A_{PV}^{\mathrm{T}}$, $\frac{\partial x_V}{\partial \alpha_V} = \left(\frac{\partial f_{xV}}{\partial x_V}\right)^{-1} \frac{\partial f_{xV}}{\partial \alpha_V}$ – матрицы частных производных соответствующих сочетаний параметров, которые неявно зависят только от трех матриц: $\frac{\partial f_{xD}}{\partial x_D}$, $\frac{\partial f_{xV}}{\partial x_V}$ и $\frac{\partial f_{xV}}{\partial \alpha_V}$, структура которых определяется видом характеристик ветвей, причем первые две из них диагональные и, следовательно, легко обратимы.

Таким образом, с помощью приведенных соотношений можно последовательно вычислить КМ всех параметров режима, зная КМ матрицы: C_{QX} – заданных узловых расходов размерами ($m_Q \times m_Q$); C_{PX} – заданных узловых давлений размерами ($m_P \times m_P$); $C_{\alpha V}$ – заданных в вероятностной форме гидравлических характеристик ветвей размерами ($n_{\alpha V} \times n_{\alpha V}$).

КМ при нефиксированных нагрузках приведены в [4, 5].

Вероятностный расчет динамики режимов. Для имитационного моделирования ТПС во времени и расчета вероятностных характеристик показателей их функционирования предлагается использовать введенные выше аналитические вероятностные модели в общем процессе воспроизведения динамики режимов ТПС, что позволяет резко сократить время счета.

Изменение режимов во времени $R(t)$, $0 \le t \le T$ представляет собой случайный процесс, его вероятностная модель описывается совместной функцией нормального распределения с параметрами

$$\mathbf{\bar{R}} = [\bar{R}(0)^{\mathrm{T}}, \bar{R}(1)^{\mathrm{T}}, ..., \bar{R}(T)^{\mathrm{T}}]^{\mathrm{T}},\ \mathbf{C_R} = E\left[\xi_R \xi_R^{\mathrm{T}}\right].$$

Таким образом, задача вероятностного расчета динамики режимов сводится к определению $\mathbf{\bar{R}}, \mathbf{C_R}$ по заданным параметрам $\mathbf{\bar{X}}, \mathbf{C_X}$, где $\mathbf{\bar{X}} = [\bar{X}(0)^{\mathrm{T}}, \bar{X}(1)^{\mathrm{T}}, ..., \bar{X}(T)^{\mathrm{T}}]^{\mathrm{T}}$, $t = 1,...,T$, T – расчетный период.

Моделирование динамики ГУ. Изменение режимов во времени формируется под воздействием трех типов возмущающих воздействий (ГУ): 1) случайные воздействия регулярного характера (нагрузки потребителей); 2) детерминированные воздействия регулярного характера (управляющие воздействия); 3) случайные воздействия нерегулярного характера (пожары, аварии).

Моделирование систем с запаздыванием внутренних реакций, например, при наличии резервуаров (Р), связано с привлечением дополнительного динамического соотношения $P_{j,k} = P_{j,k-1} + (\Delta t / F_j) Q_{k,j}$, где Δt – продолжительность k-го режима; F_j – площадь зеркала жидкости в Р; j – индекс узла, моделирующего Р. Обозначим: $H_{i,k}^{f} = P_{j,k-1}$ – фиктивное приращение давления на i-й фиктивной ветви, моделирующей Р в j-м узле (случайная величина); $s_i = \Delta t / F_j$ – фиктивное, детерминированное сопротивление этой ветви. КМ вектора H_k^f, используемая на k-м шаге расчета, определяется как $C_{H_f}(t_k) = C_{PY}^{f}(t_{k-1})$, где $C_{PY}^{f}(t_{k-1})$ – блок КМ вычисленных на предыдущем шаге давлений в узлах с Р.

Квазидинамический подход к расчету режимов состоит в дроблении расчетного периода T на промежутки времени Δt, в пределах которых изменение потокораспределения можно считать несущественным, а само потокораспределение – установившимся. Модель в общем виде имеет вид

$A(t)x(t)=Q(t,P)$, $\overline{A}(t)^{\mathrm{T}}\,\overline{P}^{\mathrm{T}}(t)=y(t)$, $y(t)=f(x(t),\alpha(t))$, $t=1,...,T$.

Для систем с запаздыванием внутренних реакций очередной режим зависит от предыстории режимов, т.е. расчет динамики режимов заключается определение шага Δt в зависимости от скорости изменения режима.

Расчет вероятностных показателей функционирования ТПС. Предложенный подход расчета статистических параметров режима работы ТПС обеспечивает возможность получения вероятностных оценок практически любых показателей функционирования ТПС по известным формулам теории вероятности. Так, вероятность принадлежности любого «невырожденного» подмножества параметров режима заданному диапазону на момент времени t_k определится выражением

$$p_{Rk}=\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n\left|C_{Rk}\right|}}\int\limits_{\underline{v}_n}^{\overline{v}_n}...\int\limits_{\underline{v}_1}^{\overline{v}_1}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left(R_k-\overline{R}_k\right)^{\mathrm{T}}\mathrm{C}_{Rk}^{-1}\left(R_k-\overline{R}_k\right)\right\}dR_1\ldots dR_n, \quad (3)$$

где R_k – n-мерный случайный вектор (подвектор) параметров режима на момент времени t_k ; $\overline{R}_k$ – n-мерный вектор МО R_k ; C_{Rk} – ($n\times n$)-мерная КМ для R_k ; p_{Rk} – вероятность принадлежности R_k заданному диапазону [$\overline{v}$, $\underline{v}$]; $\overline{v}=[\overline{v}_1,...,\overline{v}_n]^{\mathrm{T}}$ и $\underline{v}=[\underline{v}_1,...,\underline{v}_n]^{\mathrm{T}}$ – векторы верхних и нижних границ исследуемого диапазона, компоненты которых могут принимать бесконечные значения для учета односторонних интервалов или их отсутствия.

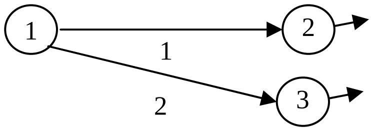
Оценка вероятности принадлежности R_k заданному диапазону [$\overline{v}_r$, $\underline{v}_r$] в течение периода T определится по формуле

$$p_{RT}=\sum_{k=1}^{K}\left(p_{Rk}\Delta t_k\right)\Big/\sum_{k=1}^{K}\Delta t_k=\sum_{k=1}^{K}\left(p_{Rk}\Delta t_k\right)\Big/T, \quad (4)$$

где K – число расчетных режимов за период $T=\sum\limits_{k=1}^{K}\Delta t_k$; Δt_k – продолжительность k -го режима.

Формулы (3), (4) можно применять для оценки функционирования системы, ее фрагментов или отдельных элементов в конкретном режиме или за период, например, с точки зрения степени загруженности, дефицита ЦП, соблюдения технологических ограничений и т.д.

Под «невырожденным» подмножеством понимается такое подмножество параметров режима, которое имеет невырожденную совместную функцию распределения, последнее имеет место в том случае если C_{Rk} невырожденная. Это видно на простейшем примере ГЦ (рисунок): $\dim(R) = 8$, $\dim(Y) = 5$, $\dim(X) = 3$ и $rank(C_{\overline{Y}}) = 3$, следовательно, можно вычислять совместную вероятность не более трех параметров.



Трехузловая разветвленная ГЦ

На примере данной схемы проиллюстрируем важность учета совместного распределения случайных параметров режима R_k с учетом их корреляций по отношению к расчету по частным распределениям, которые особенно проявляются, когда исследуемые диапазоны параметров смещены не симметрично относительно центра.

Исходные данные: $R_k = \begin{bmatrix} x_1 \\ P_2 \\ P_3 \end{bmatrix}$, $\overline{R}_k = \begin{bmatrix} 100 \\ 80 \\ 90.01 \end{bmatrix}$;

$$C_{Rk} = \begin{bmatrix} 400 & -320 & 0 \\ -320 & 1156 & 900 \\ 0 & 900 & 1124.8 \end{bmatrix}.$$

Результаты показывают, что: 1) частная вероятность параметров $p\left(\underline{60} \le x_1 \le \overline{100}\right) = p\left(\underline{12} \le P_2 \le \overline{80}\right) = p\left(\underline{90} \le P_3 \le \overline{157.08}\right)$ =0,477249;

2) совместная вероятность параметров $p(x_1 P_2 P_3)$, при cov=0, равна 0,1087013; 3) совместная вероятность параметров $p(x_1 P_2 P_3)$, при cov≠0, равна 0.013636; 4) видно, что значения совместной вероятности параметров режима сильно зависят от учета их корреляций.

Выводы: 1) предложена методология аналитического вероятностного описания потокораспределения в ГЦ с сосредоточенными параметрами при различных вариантах ГУ, задаваемых в вероятностной или детерминированной формах; 2) показано, что при нормальном распределении ГУ, задача расчета стохастики режимов может быть сведена к традикционному расчету потокораспределения в сочетании с дополнительной процедурой вычисления КМ параметров режима; 3) показано, что, опираясь на специфику моделей потокораспределения, можно получить компактные аналитические выражения для этих КМ, что обеспечивает высокую вычислительную эффективность предложенного подхода по сравнению с традиционными методами имитационного моделирования; 4) показано, что необходим учет корреляций параметров режима, при расчете вероятностных параметров функционирования ТПС, с разработкой методики их вычисления, для их более точной и корректной интерпретации.

1.Абрамов Н.Н. Надежность систем водоснабжения. – М.: Стройиздат, 1979. – 231 с.

2.Шопенский Л.А. Исследования режимов работы водопроводов жилых зданий: Автореф. дис. ... канд. техн. наук. – М., 1968. – 22 с.

3.СНиП 2.04.01-85*. Внутренний водопровод и канализация зданий. – М.: ЦИТП Госстрой России, 2004. – 58 с.

4.Новицкий Н.Н., Вантеева О.В. Задачи и методы вероятностного моделирования гидравлических режимов трубопроводных систем // Научно-технические ведомости СПбГТУ. – 2008. – №1. – С.68-75.

5.Новицкий Н.Н., Вантеева О.В. Моделирование стохастики потокораспределения в гидравлических цепях // Известия РАН. Энергетика. – 2011. – №2. – С.145-154.

Получено 02.11.2011

УДК 628.153 : 628.17

Н.В.ФЕДОРОВ, А.М.ХРЕНОВ, кандидаты техн. наук
Харьковская национальная академия городского хозяйства

РАСЧЕТ ОДНОГО КЛАССА СЕТЕЙ С ПЕРЕТОКАМИ

Рассматривается алгоритм решения задачи отдельного моделирования взаимосвязанных частей водопроводной сети и последующей стыковки полученных моделей.

Розглядається алгоритм рішення задачі окремого моделювання взаємозалежних частин водогінної мережі, й наступного стикування отриманих моделей.

The algorithm of the solution of a problem of separate simulation of interdependent parts of a water network(grid), and subsequent docking of the obtained models is esteemed.

Ключевые слова: система, структура, иерархия, модель, алгоритм, уравнение, функция, водоснабжение, потокораспределение, сеть, давление, гидравлика, насос, управление, ограничение, минимум, эффективность.

Системы водоснабжения имеют иерархическую структуру. Первый уровень (самый высокий) образуют сети магистральных водоводов (диаметры труб 600 мм и выше). Следующий уровень образуют межквартальные сети, состоящие из труб диаметром 300-400 мм, и на самом низком уровне сети с трубами диаметром 200 мм и меньше.

При разработке математической модели системы водоснабжения