7. Особенности прогнозов вероятности возникновения техногенных аварий и экологической надежности водохозяйственных систем и объектов

7.1. Особенности прогноза вероятности возникновения техногенных аварий

Классификацию прогнозов чрезвычайных событий, целесообразно базировать на основе прогноза, определяющего период упреждения катастрофического развития ЧС и доверительных интервалов.

По времени упреждения прогнозы могут быть:

– оперативными — период упреждения от нескольких часов, дней до одного месяца. При этом прогнозе имеется возможность избежать человеческих жертв, аварий, вывезти ценности при ожидаемом катастрофическом проявлении процесса;

– краткосрочным — период упреждения от одного месяца до одного года. Он позволяет при необходимости переселить людей или осуществить защитные мероприятия;

– среднесрочным (заблаговременным) — период упреждения от одного года до пяти лет и соизмеримый со временем возведения инженерных сооружений. При необходимости имеется возможность осуществить защитные мероприятия;

– долгосрочным — период от пяти до пятнадцати лет и соизмеримый со сроком стабилизации осадок инженерных сооружений;

– дальнесрочным — период упреждения свыше пятнадцати лет и соизмеримый с длительностью существования и эксплуатации инженерных сооружений.

По доверительным интервалам:

– нормативный прогноз — его содержанием является определение путей и сроков достижения возможных состояний объекта прогнозирования в будущем, принимаемых в качестве цели;

– интервальный прогноз — его результат представлен в виде доверительного интервала характеристики объекта прогнозирования для заданной вероятности осуществления прогноза;

– точечный прогноз — его результат представлен в виде единственного значения характеристики объекта прогнозирования без указания доверительного интервала.

Разработку прогнозов можно осуществлять на следующих принципах:

– системности прогнозирования — взаимоувязанность и соподчиненность прогнозов объекта прогнозирования, прогнозного фона и их элементов;

– согласованности прогнозирования — согласование прогнозов различной природы и различного периода упреждения;

– вариантности прогнозирования — разработка вариантов прогноза исходя из вариантов прогностического фона;

– перманентности прогнозирования — необходимость постоянной корректировки прогнозов по мере поступления новых данных об объекте прогнозирования;

– верифицируемости прогнозирования — определение достоверности, точности и обоснованности прогнозов.

Решение проблемы прогноза вероятности возникновения техногенных аварий целесообразно базировать на базе аппаратов характеристических и производящих функций.

Вероятность события, заключающегося в том, что $r=n$, обозначим $p_n=P(r=n)$. Предполагая, что случайные величины X_1, X_2, ..., X_r, ... независимы, одинаково распределены и независимы от случайной величины n и имеют математические ожидания — $E[n]=\bar{n}$ и $E[x_i]=m_x$.

Функция распределения $F(x)=P(Z_n<x)$ суммы случайного числа n случайных величин X на основании мультипликативного свойства определится характеристической функцией:

$$\varphi(t)=\sum_{n=0(1)}^{\infty} p_n \varphi_o^n(t), \tag{7.1}$$

где $\phi(t)$ — характеристическая функция случайной величины.

Плотность распределения величины, через формулу обращения, определится зависимостью:

$$f(x)=\frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty}e^{itx}\sum_{n=0}^{\infty}p_n\varphi_0^n(t)dt\,. \tag{7.2}$$

Конечность выражения:

$$\sum_{n=0(1)}^{\infty}p_n\varphi_o^n(t)\leq\sum_{n=0(1)}^{\infty}p_n\varphi^n(0)\prec\infty \tag{7.3}$$

мультипликативные свойства характеристической функции и принцип единственности позволяет иметь:

$$f(x)=\sum_{n=0}^{\infty}p_n\frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty}e^{-itx}\varphi^n(t)dt=\sum_{n=0}^{\infty}p_n f_n(x)\,, \tag{7.4}$$

где $f_n(x)$ — плотность распределения суммы n случайных величин X_1.

При $n = 0$.

$$f(x)=\sum_{n=1}^{\infty}\frac{p_n}{1-p_0}f_n(x)\,. \tag{7.5}$$

Отсюда, зная, что интервалы времени, в течении которых система (объект) находятся в работоспособном (безаварийном) состоянии, является величиной случайной, распределение которой равно p_n (n = 0, 1, 2, ...), эмпирическая характеристическая функция распределения совокупности случайных величин T_k(k=1, ..., m) примет вид:

$$\varphi(t)=\frac{1}{m}\sum_{k=1}^{m}e_o^{itTk}\,. \tag{7.6}$$

Характеристическая функция для распределения суммы интервалов времени пребывания объекта в безаварийном состоянии $T_{б.а.}$ определяется следующим образом

$$\overline{\varphi}(t)=\sum_{n=0}^{\infty}p_n\left(\frac{1}{m}\sum_{k=1}^{m}e^{itTk}\right)^n. \tag{7.7}$$

Дифференцируя характеристическую функцию по t, находим первый и второй моменты случайной величины:

$$\begin{cases} E\left[T_k^2\right] = \sum_{n=0}^{\infty} p_n \left(n^2 - n\right)\left(E\left[T_k\right]\right)^2 + \sum_{n=0}^{\infty} p_n n E\left[T_k^2\right], \\ E\left[T_k^2\right] = \left(E\left[n^2\right] - E[n]\right)\left(E\left[T_k\right]\right)^2 + E[n]E\left[T_k^{\ 2}\right] \quad . \end{cases} \tag{7.8}$$

Отсюда:

$$\sigma_k^2 = E\left[T_k^{\ 2}\right] - \left[E\left[T_k\right]\right]^2 . \tag{7.9}$$

В случае пуассоновского числа интервалов времени пребывания объекта в безаварийном состоянии $T_{баз}$,

$$p_n = \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} \tag{7.10}$$

$$E\left[T_{ба}\right] = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} n E\left[T_k^2\right]. \tag{7.11}$$

После очевидных преобразований находим:

$$E\left[T_{ба}\right] = E[n]E\left[T_k\right] . \tag{7.12}$$

Аналогично:

$$E\left[T_{ба}^2\right] = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!}\left(n^2 - n\right)\left(E\left[T_k^2\right]\right)^2 + E[n]E\left[T_k^2\right] = \\ = \lambda^2\left(E\left[T_k\right]\right)^2 + E\left[T_k^2\right]\lambda \tag{7.13}$$

определив математическое ожидание $T_{б,а}$ и дисперсию интервалов времени пребывания объекта системы в безаварийном состоянии за прогнозируемый период эксплуатации $\sigma_{ба}^2$, легко решится любая задача оценки риска аварии (катастрофы) и ряд других экологических проблем.

Не менее существенна и проблема прогноза вероятности переходов систем (объектов) не только по количественным параметрам, но и качественным характеристикам, т. е. определения вероятности P_{ij} того, что система (объект) находящейся в данный момент в состоянии i, после очередного перехода окажутся в состоянии j.

Переходные вероятности *Py* в совокупности составляют квадратную матрицу $\Pi = \left\| P_y \right\|, (i, j = 1,2,\dots)$

$$\Pi = \left\| Py \right\| = \left\| \begin{matrix} P_{11} P_{12} \dots P_{1j} \dots P_{1k} \\ P_{21} P_{22} \dots P_{2j} \dots P_{2k} \\ \dots \quad \dots \quad \dots \quad \dots \\ P_{i1} P_{i2} \dots P_{ij} \dots P_{ik} \\ \dots \quad \dots \quad \dots \quad \dots \\ P_{k1} P_{k2} \dots P_{kj} \dots P_{kk} \end{matrix} \right\| \qquad (7.14)$$

Очевидно, что $0 \le P_{ij} \le 1$.

В том случае, когда некоторые из переходных вероятностей P_{ij} равны нулю, что через один шаг переход системы из *i*-го состояния в *j*-е невозможен.

Так как система обязательно должна попасть в некоторое и только одно состояние после очередного перехода, то:

$$\sum_{j=1}^{k} \mathrm{P_y} = 1(i = 1, \dots, k). \qquad (7.15)$$

т. е., сумма элементов каждой строки матрицы перехода равна единице.

Для однородной (по времени) марковской цепи вероятности перехода от шага к шагу не меняются и однозначно заданы матрицей $\Pi = \left\| P_y \right\|$. В неоднородной марковской цепи вероятности перехода P_{ij} меняются от шага к шагу.

По формуле полной вероятности для простых цепей Маркова:

$$P_1(k) = \sum_{j=1}^{n} \mathrm{P_j}(k-1) P_{ij}^{(k)} (i = 1, \dots, n.), \qquad (7.16)$$

где $P_{ij}^{(k)} = P(S_j^{(k)} / S_i^{(k-1)})$ — условная вероятность перехода системы из состояния S_i в состояние S_j на каждом шаге.

В случае, когда отсутствует количественная информация о значениях P_{ij} матрицы П целесообразно при ее формировании использовать оценки Фишборна и их модификации.

Рассмотрим это на примере. Система (объект) *S* в каждый момент времени может находиться в одном из К возможных состояний S_1, S_2, …, S_k со следующим порядком предпочтения: $S_1 > S_2 > \ldots > S_k$.

Это отношение означает, что нахождение системы S в первом состоянии после очередного шага наиболее вероятно, чем во втором и т. д. Другой информации о вероятности нахождения системы в каждом из состояний не имеется (информационная ситуация характеризуется неопределенностью).

Воспользуемся информационных подходом, при котором вводится в рассмотрение так называемая функция неопределенности вида

$$H = \left[\Pi_1(0)\right]^k \left[\Pi_2(0)\right]^{k-1} \ldots \left[\Pi_k(0)\right]^1 = \prod_{j=1}^{k} \left[\Pi_i(0)\right]^{k-i+1} . \qquad (7.17)$$

Эта функция (мера неопределенности) называется функцией неопределенности второго рода и она обладает тем свойством, что ее максимум для простого отношения порядка ($S_1 > S_2 > \ldots > S_k$.) достигается на так называемых оценках Фишборна:

$$\Pi_i(0) = \frac{2(k-i+1)}{k(k+1)}, \qquad i = 1, \ldots, k . \qquad (7.18)$$

Действительно, решая задачу на условный экстремум

$$\sum_{i=1}^{k} \prod{}_{,}(0) = 1 \qquad (7.19)$$

при мере неопределенности

$$H = \left[\prod{}_i(0)\right]^{k+1-i} \to \max_{\Pi_1(0)}, \qquad (7.20)$$

Имеем

$$\hat{\Pi}_i(0) = \frac{2(k-i+1)}{k(k+1)} \qquad (7.21)$$

В случае, когда совокупности возможных состояний системы S нельзя поставить в соответствие простое отношение порядка $S_1 > S_2 > \ldots > S_k$, а имеет место упорядоченная по степени предпочтения системы состоянии общего вида:

$$(S_{i-1} > S_i(S_{i+1}, \ldots, S_{i+m_i}) > S_{i+m+1}(S_{i+m+2}, \ldots), \qquad (7.22)$$

где m_i — степень кратности по возможности состоянии системы $S_i, S_{i+1}, \ldots, S_{i+m_i}$.

Такая символическая запись означает, что состояние $S_i, S_{i+1}, \ldots, S_{i+m_i}$ при ранжировании всех возможных состояний системы имеют одинаковый ранг важности и больший, чем ранг состоянии S_{i+m_i+1} и т. д., чем S_{i-1} и т. д.

Для такого случая количественная оценка вероятности перехода из одного состояния в другое состояние, определяемое на основе принципа максимума неопределенности, имеет вид:

$$P_i = \frac{k-i+1}{S}, \tag{7.23}$$

где $S = \sum_{i=1}^{l} m_i (k-i+1), l = k - \sum_{i=1}^{k} (m_i - 1)$. (7.24)

Метод и последовательность решения задачи аналогичны рассмотренных выше задач оптимизации меры неопределенности $H(p)$ при ограничениях, соответствующих исходной информации.

Вторая особенность применения дискретных марковских цепей при решении задач динамики экосистем заключается в том, что число переходов системы из одного состояния в другое часто является величиной случайной (недетерминированной).

Вероятность состояния такой системы (объекта) можно определить следующим образом.

Пусть система S находится в начальном состоянии, вектор начальных вероятностей которого определяется вектор-строкой $\Pi(0)$. И, пусть далее, система осуществляет случайное число r переходов, закон распределения $p_k=P(r=k)$, k=0,1,..., (случай бесконечного числа переходов не исключается).

Очевидно, что при случайном r осредненная вектор-строка будет определяться следующим образом

$$E\left[\bar{\Pi}(k)\right] = \Pi(0) \sum_{k=0}^{\infty} P_k \prod^k \tag{7.25}$$

где E — символ математического ожидания.

Учитывая, что П — квадратная матрица, а κ — натуральное число, то:

$$\Pi^{k} = \underbrace{\Pi_1 \Pi_2 \Pi_3 \cdots \Pi_k}_{k\ раз}, \quad (7.26)$$

$$E\left[\Pi(k)\right] = \Pi(0)\left\lfloor p_0 E_0 + p_0 \Pi + p_1 \Pi + p_2 \Pi^2 + \ldots \right\rfloor \quad (7.27)$$

где E_0 — единичная матрица.

При Пуассоновом законе распределения числа переходов системы (объекта)

$$P_k = \frac{v^k e^{-v}}{k!}, \quad (7.28)$$

где v — среднее число переходов, имеем:

$$E\left[\Pi(k)\right] = \Pi(0)\sum_{k=0}^{\infty} \frac{v^k e^{-v}}{k!} \Pi^k \quad (7.29)$$

При этом вместо переходных вероятностей P_{ij} матрицы можно использовать плотность вероятности перехода λ_{ij}.

$$\lambda_{ij} = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P_{ij}(\Delta t)}{\Delta t}, \quad (7.30)$$

гдеP_{ij} (Δt) — вероятность того, что система, находящаяся в момент *t*, в состоянии S_i за время Δt перейдет из него в состояние S_j.

7.2. Особенности прогнозов экологической надежности систем и объектов

Риск и безопасность — это взаимосвязанные понятия. Чем выше риск, тем меньше безопасность, и наоборот. Чтобы увеличить безопасность, необходимо снизить риск.

Методология анализа и управления риском должна учитывать широкий спектр экономических, социальных, технологических, экологических и других факторов. В настоящее время база знаний по этим факторам неполна, что всегда ведет к неопределенностям. Значительные неопределенности имеются и в идентификации опасностей и оценке соответствующих рисков. Например, неопределенность в оценке риска от аварий на промышленных объектах, по мнению различных групп экспертов, составляет один порядок величины при оценке ущерба