УДК 331.45

Кривова М.А.

аспирант

Самарский государственный технический университет

Россия, Самара

ОСНОВОПОЛАГАЮЩИЕ ПРИНЦИПЫ АНАЛИЗА БЕЗОПАСНОСТИ ТЕХНОЛОГИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ

Аннотация: Разработаны два метода анализа технологических процессов на предмет возможности появления происшествий. Первый из ни х основан на точечной оценке статистических показателей, а второй – на интервальном оценивании. Эти методы помогают профилактике аварий и несчастных случаев.

Ключевые слова: технологический процесс, происшествие, количественная оценка, математическое ожидание, дисперсия, вероятность, безопасность, достоверность, доверительный интервал.

Krivova M.A.

Post-graduate student

Samara State Technical University

Russia, Samara

THE FUNDAMENTAL PRINCIPLES OF ANALYSIS OF THE SAFETY OF TECHNOLOGICAL PROCESSES

Abstract: Two methods have been developed for analyzing processes for the possibility of incidents. The first of no x is based on a point estimate of statistical indicators, and the second is based on an interval estimate. These methods help prevent accidents and accidents.

Keywords: technological process, incident, quantitative assessment, mathematical expectation, variance, probability, safety, reliability, confidence interval.

В процессе анализа технологических процессов, как правило, ощущается дефицит в данных о надежности оборудования, безошибочности действий персонала и частоте неблагоприятных воздействии на них окружающей среды. Это обусловлено отсутствием соответствующих статистических данных и недостаточно высокой их достоверностью – значительной дисперсией. Отсюда вытекает необходимость в изменении отношения к интерпретации имеющихся исходных данных, т.е. представления их не точно известными, а приближенными величинами, заданными на некоторых интервалах возможных значений.

Необходимость учета приближенной информации вызвана также не стационарностью и не эргодичностью процессов в человеко- машинных системах. Выход из этих, традиционных для сложных систем трудностей найден в работе [1], в которой обосновывается необходимость применения приближенных методов анализа технологических процессов с участием человека путем замены объективно очных вероятностей субъективными оценками и использованием многозначной логики. В дальнейшем был сделан вывод о недостаточной точности количественных методов оценки гуманистических систем и заложены в исследования основы теории нечетких множеств [2]. Было установлено, что количественные методы неприемлемы для гуманистических систем и других, сравнимых по сложности. Это вытекает из вывода о несовместимости принципа, утверждающего, что чем сложнее система, тем менее можно утверждать о её поведении. Для систем, сложность которых выше некоторого порога, точность и ценность информации становятся исключающими друг друга характеристиками. Была установлена возможность в теории нечётких множеств, оперирующей с любыми типами неопределённостей использовать в качестве частного случая теорию вероятностей. Вероятностный анализ используется и при непосредственном определении количественных характеристик безопасности. Реализуется метод статистического определения показателей, характеризующий систему обеспечения безопасности предприятия, трудности, связанные с реализацией этого принципа на практике, связаны с незначительными количествами происшествий, обычно регистрируемых на отдельно взятых объектах, и вытекающей из этого малой достоверностью сделанных по ним статистических оценок – их большими дисперсиями. Для поиска путей преодоления этих трудностей, характерных вообще для малых выборок, рассмотрим подробнее процедуру статистического оценивания вероятностей: $P_\delta(\tau)$ – проведения работ без происшествий в течение времени τ или $Q(\tau)$ – её дополнения до единицы.

Необходимость выбора данных вероятностей обусловлена, по меньшей мере, двумя соображениями. Первое из них касается особой значимости данных показателей для априорной оценки всех остальных, с ними связанных. Второе – обусловлено специфичностью процесса возникновения происшествий, характеризуемого случайностью и неизменностью во времени единственного параметра законов его распределения: а) экспоненциального – для времени между их появлением и б) пуассоновского – для числа происшествий на дискретных интервалах времени – $X(\tau)$.

Из последнего соображения вытекает, что параметр потока (интенсивность) происшествий – $\omega_{пр}(t)$ = const и математическое ожидание их количества $M_\tau[x]$ = const однозначно определяются временем m и вероятностью не появления происшествий $P_\delta(\tau)$:

$$\omega = -\ln P_\delta(\tau) / \tau; \qquad M_\tau[x] = \tau\,\omega. \qquad (1)$$

Статистическое оценивание величины математического ожидания – $M_\tau[x]$ и вероятности не возникновения происшествий – $P_\delta(\tau)$ основывается на использовании закона больших чисел, в частности - теорем Чебышева и Бернулли [3]. Из первой следует, что при достаточно большом числе N исследуемых процессов, среднее от количества наблюдаемых в течение заданного времени происшествий стремится к его математическому ожиданию:

$$M_{\tau}[x] = \left[\sum_{i=1}^{N} x_i(\tau) \right] \Big/ N. \tag{2}$$

Во второй теореме доказывается, что частота происшествий переходит, при $x_k(\tau) \in \{0, 1\}$, такую её оценку:

$$P_{\delta}(\tau) = (1/m) \cdot \sum_{k=1}^{m} x_i(\tau), \tag{3}$$

тогда как дисперсия этой точечной оценки данной вероятности рассчитывается с помощью следующей формулы:

$$D\left[P_{\delta}(\tau)\right] = (1/m) \cdot P_{\delta}(\tau) \cdot Q(\tau), \tag{4}$$

где m – количество выполненных за это время работ.

Применение данных теорем для статистического контроля числовых характеристик рассматриваемых распределений обеспечивает высокую точность лишь при значительных объемах выборок регистрируемых происшествий. В тех же случаях, когда выборки сравнительно малы, необходимо определять его достоверность, т.е. знать отклонения между найденными оценками параметров $M_{\tau}[x]$, $P_{\delta}(\tau)$ и их реальными значениями. Наиболее эффективными считаются статистические оценки, математическое ожидание которых совпадает в пределе с истинным значением измеряемой характеристики, а дисперсия – минимальна.

Анализ приведенных выше формул наглядно указывает на причины низкой достоверности статистического контроля уровня безопасности с помощью точечных оценок значении вероятностей $P_{\delta}(\tau)$ или $Q(\tau)$. Это обусловлено либо недостаточно большим числом N обычно наблюдаемых объектов (для вновь разрабатываемых процессов – один головной объект), либо редкостью регистрируемых при таком контроле происшествий на отдельно взятых объектах - малостью $X_i(\tau)$. Из этих же формул следует, что повышение достоверности контроля может быть достигнуто варьированием параметров формул для расчета дисперсии оценок $M_\tau[X(\tau)]$ и $P_\delta(\tau)$, при котором увеличивается их знаменатель или/и уменьшается числитель.

Указанные способы повышения достоверности статистического оценивания $M[X(\tau)]$ и $P_\delta(\tau)$, связаны с необходимостью увеличения объема выборки исследуемых процессов и событий либо – продолжительности времени наблюдений. Естественно, что это не всегда оправдано, прежде всего по экономическим соображениям. Бывают и другие ситуации, ограничивающие возможности предложенных способов, как это имеет место, например, при контроле уровня безопасности вновь разработанного производственного процесса на головном объекте.

Другим и, пожалуй, более перспективным путем преодоления обозначившихся трудностей является отказ от точечного оценивания выбранных количественных показателей и замена его интервальным – в соответствии с рекомендациями математической теории организаций Напомним, что идея данного оценивания состоит в определении не отдельных величин, таких как $E\{\Psi\} = M[X(\tau)]$ или $P_\delta(\tau)$, а таких интервалов их значений, которые «накрывали» бы с заданной доверительной вероятностью неизвестные нам среднее количество и вероятность происшествий.

Очевидно, что всегда необходимо стремиться к тому, чтобы доверительные интервалы были малы и принадлежали области значений оцениваемых параметров случайной величины: $X(\tau)$: среднего количества – $M_\tau[X(\tau)]$ или вероятности не появления происшествий – $P_\delta(\tau)$.

Сокращение длины указанных отрезков, а стало быть и повышение достоверности интервального оценивания выбранных нами показателей требует, в свою очередь, знания разницы ε действительным значением оцениваемого параметра Ξ и его статистической оценкой Θ. Решение этой задачи, в силу случайности Θ и $\varepsilon = \Xi - \Theta$, возможно лишь вероятностными методами, при условии известности законов распределения параметров Ξ, Θ. Поясним сущность этой вспомогательной задачи подробнее.

Поскольку степень информативности (компактности) конкретного статистического распределения, например, плотности вероятности – f_Θ определяется дисперсией указанных оценок, то повышение достоверности интервального оценивания $P_\delta(\tau)$ и $M[X(\tau)]$ (уменьшение ошибки ε) может быть достигнуто за счет увеличения либо объема выборки $n = N$ или m, либо коэффициента доверия – γ. Эти утверждения проиллюстрированы следующим соотношением между рассматриваемыми параметрами статистического контроля:

$$P\left(\Theta_{XL} < \Theta < \Theta_{XU}\right) = \int_{\Theta L}^{\Theta_{XU}} f_{\Theta X}(X, n)\,dX = \gamma, \quad (5)$$

где Θ_{XL}, Θ_{XU} – нижний и верхний доверительные пределы оценок изучаемых параметров (математического ожидания $M[X(\tau)]$ или вероятности $Q(\tau)$ возникновения происшествий при проведении работ);
$f_{\Theta X}(X, n)$ – плотность вероятности статистического распределения этих же оценок параметров исследуемого явления.

Условия «накрытия» оцениваемого параметра Ξ односторонним или двусторонним доверительным интервалом продемонстрированы на рисунке. Из его графиков видно, что длина интервала неопределенности (разница между верхним Θ_{XU} и нижним Θ_{XL} значениями оцениваемого параметра) увеличивается по мере роста коэффициента доверия (размеров заштрихованной области) – γ и снижения степени компактности распределения – $f_{\Theta X}(X, n)$. Последнее проявляется в сглаживании (уменьшении ординат) графиков и их постепенном, как бы «размазывании» вдоль оси абсцисс. В наихудшем по информативности распределении – равномерном, его плотность – $f_{\Theta X}(X, n)$ занимает всю области действительных чисел, а одна из границ односторонних доверительных интервалов (верхняя и нижняя на графиках (а) и (б) рисунка) стремится соответственно к «+» и «-» бесконечности.

Приведенные выше соображения указывают на возможность выделения при интервальном статистическом оценивании по меньшей мере *двух* практически важных *задач*.

Первая из них (прямая) сводится к определению длины интервала неопределенности полученных оценок при следующих предпосылках:

- задана выборка из n (N или m) исследуемых объектов или работ;
- рассчитаны связанные с ней оценки Θ – ($M[X(\tau)]$ или $P_\delta(\tau)$);
- назначен коэффициент доверия – γ;
- считается известным тип распределения оценки – $f_{\Theta X}$ (X, n).

Вторая (обратная) задача направлена на установление такого объема выборки - n, который необходим для получения заданного неслучайного интервала [Θ_{XL}, Θ_{XU}], при условии, что известны доверительная вероятность γ и тип распределения $f_{\Theta X}$ (X, n), а рассчитанная по выборочным данным статистическая оценка «попадает» в этот интервал с заданной степенью уверенности.

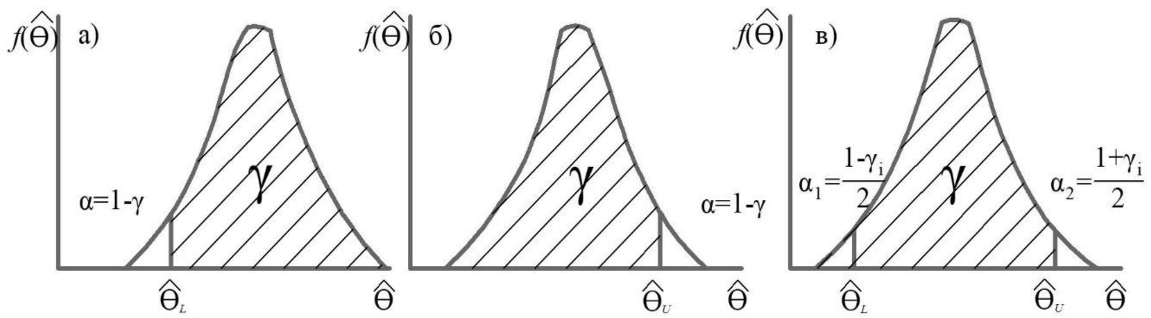

Рис. Графики, иллюстрирующие интервальное статистическое оценивание

Разработанные принципы позволяют анализировать технологический процесс с точки зрения его опасности.

Использованные источники:

1. Зараковский Г.М. Психофизиологический анализ трудовой деятельности. – М.: Наука, 1967. – 149 с.

2. Заде Л.А. Основы нового подхода к анализу сложных систем и процессов принятия решений // Математика сегодня. – М.: Мир 1974, № 7.

3. Вероятностный анализ безопасности атомных станций (ВАБ): учеб. пособие / ВВ. Бегун [и др.]. – К., 2000. – 568 с.