

наиболее целесообразно применять в процессе эксплуатации типовой ИС, что позволит выявить основные проблемы, затрудняющие эксплуатацию ИС, установить конкретные направления работ по модернизации ИС и ее адаптации к изменению бизнес-процессов.

Список литературы: 1. *Пушкин В.Г., Урсул А.Д.* Информатика, кибернетика, интеллект. Философские очерки. Кишинев: Штиинца, 1989. 296 с. 2. *Концепция* самоорганизации в исторической ретроспективе: Сборник статей. М.: Наука, 1992. 239 с. 3. *Чернавский Д.С.* Синергетика и информация (динамическая теория информации). М.: Едиториал УРСС, 2004. 288 с. 4. *Фаулер М., Скотт К.* UML в кратком изложении. Применение стандартного языка объектного моделирования. М.: Мир, 1999. 191 с. 5. *Левыкин В.М., Евланов М.В., Скляров А.Я.* Генный подход к созданию сложных информационных управляющих систем // АСУ и приборы автоматики. 2001. Вып. 114. С. 39-42. 6. *Евланов М.В.* Подход к формированию формализованных описаний информационного гена // Системы обработки информации. 2007. Вып. 1(59). С. 28-35. 7. *Левыкин В.М., Евланов М.В.* Модели операций генерации новой информации в динамической мультистабильной информационной системе // Системы управления, навигации и связи. К.: Центральный научно-исследовательский институт навигации и управления, 2007. Вып. 2. С. 6-11. 8. *Левыкин В.М., Евланов М.В.* Модели операций рецепции информации в динамической мультистабильной информационной системе // Системы обработки информации. 2007. Вып. 7 (65). С. 36-42. 9. *Крёмке Д.* Теория и практика построения баз данных. 9-е изд. СПб.: Питер, 2005. 859 с. 10. *Левыкин В.М., Евланов М.В.* Выявление несоответствий в модели гена информационной системы // Proceedings of the International Conference "e-Management & Business Intelligence", Varna. Sofia: Institute of Information Theories and Applications FOI ITHEA. 2007. P.75-77. 11. *Гаряев П.П.* Волновой геном. М.: Общественная польза, 1994. 280 с. 12. *Гаряев П.П.* Волновой генетический код. М.: «ИЗДАТЦЕНТР», АО «Астра семь», 1997. 108 с.

Поступила в редколлегию 22.04.2008

Евланов Максим Викторович, канд. техн. наук, доцент кафедры ИУС ХНУРЭ. Научные интересы: проблемы эволюционного проектирования информационных управляющих систем. Адрес: Украина, 61166, Харьков, пр. Ленина, 14, тел. 70-21-451.

УДК 519.23

Н.В. ВАСИЛЬЦОВА

ЗАДАЧИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ РЕЗУЛЬТАТОВ МЕТРОЛОГИЧЕСКИХ ИСПЫТАНИЙ ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ, ИСПОЛЬЗУЕМОЙ В АСУТП

Рассматриваются вопросы разработки и исследования задач обработки метрологической информации, которые входят в состав специального математического обеспечения SCADA-систем, используемых для проведения метрологических испытаний средств измерений. Разрабатываются типовые алгоритмы определения границ изменения метрологических характеристик приборов, основанные на методах устойчивого точечного и интервального оценивания параметров законов распределения случайных величин, а также методах, использующих непараметрические статистики.

1. Введение

Характерной чертой современного производства, функционирующего в условиях автоматизации управления технологическими процессами и техническими объектами, является постоянное повышение требований к точности, быстродействию, чувствительности и надежности систем измерений, которые являются составной частью автоматизированных систем управления технологическими процессами (АСУТП). Системы измерений должны обеспечивать качество работы АСУТП в соответствии с заданными метрологическими, эксплуатационными и экономическими характеристиками. Эти требования приводят к необходимости модернизации интегрированных информационно-управляющих систем предприятий, к включению в их состав модулей, которые, обеспечивая метрологическую поддержку производства, автоматизируют процессы контроля и диагностики функционирования контрольно-измерительной аппаратуры [1].

С 1970-х годов начали проектироваться и внедряться в производство автоматизированные системы, объединенные под общим названием «АСУ-метрология», предназначенные

для комплексной автоматизации процессов контроля и диагностики измерительной техники. В задачи автоматизированных систем при проведении метрологических испытаний входили учет и анализ хода контрольно-поверочных работ (метрологических экспериментов), функциональный контроль и диагностика неисправностей измерительных приборов, расчет оценок нормируемых метрологических характеристик и их контроль в процессе регулировки, стендовых и приемосдаточных испытаний, принятие решений о соответствии функциональных и метрологических характеристик установленным нормам.

В настоящее время создаются автоматизированные рабочие места метрологов, разрабатываются и активно внедряются автоматизированные системы управления метрологической службой предприятия, которые предназначены для учета номенклатурного, количественного и возрастного состава парка приборов и его состояния; ведения истории эксплуатации приборов; учета состояния метрологического обеспечения технологических позиций (включая нормативную базу измерений), планирования метрологического контроля и ремонтов измерительной техники; статистической обработки результатов метрологического контроля [1].

Актуальность вопросов совершенствования уровня метрологического обеспечения производства связана с постоянным увеличением и усложнением эксплуатируемого парка контрольно-измерительных приборов, входящих в состав АСУТП, с необходимостью осуществлять метрологические испытания приборов без остановки технологического процесса, с очевидной заинтересованностью предприятий в точности измерений, которую не всегда может реализовать измерительная аппаратура из-за несоответствия своих метрологических характеристик допустимым нормам.

С появлением современного класса систем управления технологическими процессами (SCADA-систем), позволяющих осуществлять автоматизированный сбор данных о процессе и его управление в реальном масштабе времени, появился и инструментарий для автоматизированного анализа состояния контрольно-измерительной техники, возникла возможность использования данных систем для автоматизации решения ряда метрологических задач.

Однако применение SCADA-систем в метрологической практике приводит к необходимости разработки специального математического обеспечения, позволяющего комплексно решать задачи обработки результатов метрологических испытаний измерительной аппаратуры и контроля различных метрологических параметров и характеристик.

2. Постановка задачи исследования

Математическое обеспечение контрольно-поверочных работ измерительной техники создается на базе нормативно-технической документации по определению и контролю метрологических характеристик. Контролируемые метрологические характеристики в основном состоят из статистических характеристик, причем для различных средств измерения производится оценка и контроль суммарной погрешности, систематической погрешности, среднего квадратичного отклонения случайной погрешности, вариации показаний. Оценивание данных характеристик осуществляется с использованием методов приведения погрешности к входу и выходу прибора, контроль – посредством последующего сравнения с заданными пределами допускаемых значений или определения границ интервала для заданной доли вероятности значений погрешности [2].

Анализ современного состояния проблемы автоматизации метрологических испытаний показал, что обработка результатов последних во многих случаях имеет статистическую основу.

В связи с тем, что основные метрологические характеристики имеют вероятностный характер, методы и алгоритмы их определения в большинстве случаев формализуются в виде решения типовых статистических задач. Задачам, связанным с определением метрологических характеристик, соответствуют статистические задачи точечного и интервального оценивания, проверки гипотез, планирования экспериментов, статистического анализа случайных процессов.

Алгоритмы решения статистических задач охватывают более широкую область, чем обработка данных метрологического эксперимента. Однако алгоритмы обработки метрологической информации имеют определенную специфику, связанную с характером предметной области метрологического эксперимента, и требуют специальной разработки.

При проведении метрологических испытаний контрольно-измерительной аппаратуры одной из основных задач является определение границ изменения метрологических характеристик. В резуль-

тате решения данной задачи определяется соответствие метрологических характеристик установленным нормам и, следовательно, пригодность поверяемых средств измерений к эксплуатации.

Одной из проблем, которая также должна быть учтена и решена при проведении метрологического эксперимента, является выявление и устранение так называемых «грубых» ошибок в экспериментальных данных (выборке данных). Эти ошибки могут привести к появлению как резко выделяющегося наблюдения, так и наблюдения, визуально не отличимого от основной массы наблюдений, что не позволит получить устойчивые оценки метрологических характеристик, а следовательно, сделать правильный вывод об их соответствии установленным нормам [3].

Постановка такой обобщенной задачи может быть сведена к статистической задаче устойчивого точечного и интервального оценивания параметров распределений, чаще всего параметров положения.

При решении задач автоматизированной обработки метрологической информации выдвигается требование к созданию единой типовой структуры алгоритмов решения поставленных задач.

3. Разработка алгоритмов определения границ изменения метрологических характеристик контрольно-измерительной техники

Требование единой типовой структуры алгоритмов решения статистической задачи оценивания параметров распределения случайной величины может быть выполнено, если применить теорему об асимптотическом распределении функций правдоподобия выборки.

Известно, что если x_1, x_2, \dots, x_n – выборка объемом n из распределения с плотностью $\varphi(x, \theta)$, где θ – неизвестный параметр, математическое ожидание $M\left[\frac{\partial}{\partial\theta} \ln \varphi(x, \theta)\right] = 0$, дисперсия случай-

ной величины x $A^2 = M\left[\frac{\partial}{\partial\theta} \ln \varphi(x, \theta)\right]^2 < \infty$, то при $n \rightarrow \infty$ распределение случайной величины

$$\frac{1}{\sqrt{n}A} \frac{\partial}{\partial\theta} \ln P(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) \quad (1)$$

стремится к стандартному нормальному распределению, где $P(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta)$ – функция правдоподобия выборки [4].

Применение этой теоремы оправдано тем, что объемы выборок в метрологическом эксперименте достаточно велики, так как их получение связано с испытаниями готовых средств измерений и не вызывает существенных затруднений.

Конкретный вид выражения (1) получен для законов распределения, которые наиболее часто встречаются в метрологической практике.

Для нормального распределения с известной дисперсией σ^2 доверительный интервал для математического ожидания μ_n имеет вид $\bar{x} - t_\gamma \sigma / \sqrt{n} < \mu_n < \bar{x} + t_\gamma \sigma / \sqrt{n}$, где t_γ – квантиль нормального распределения уровня γ ; \bar{x} – выборочное среднее.

Для параметра λ экспоненциального распределения доверительный интервал имеет вид

$$1 - \frac{t_\gamma}{\sqrt{n}} \frac{1}{\bar{x}} < \lambda < 1 + \frac{t_\gamma}{\sqrt{n}} \frac{1}{\bar{x}};$$

для параметра γ распределения Релея –

$$1 - \frac{t_\gamma}{\sqrt{n}} \frac{1}{\bar{x}} < \lambda < 1 + \frac{t_\gamma}{\sqrt{n}} \frac{1}{\bar{x}};$$

для математического ожидания μ_n логарифмически-нормального распределения с известным среднеквадратичным отклонением σ –

$$\sum_{i=1}^n \ln x_i / n - \sigma t_\gamma / \sqrt{n} < \mu_n < \sigma t_\gamma / \sqrt{n} + \sum_{i=1}^n \ln x_i / n;$$

для параметра масштаба b гамма-распределения –

$$\bar{x}/c + t_\gamma \sqrt{c/n} < b < \bar{x}/c - t_\gamma \sqrt{c/n};$$

где c – известный параметр формы.

Выборочное среднее выборки из n независимых наблюдений случайной величины x вычисляется по формуле $\bar{x} = (1/n) \sum_{i=1}^n x_i$. Применяя центральную предельную теорему, можно получить следующий результат. С увеличением размера выборки n распределение выборочного среднего \bar{x} стремится к нормальному распределению независимо от вида распределения исходной случайной величины x . Практически во многих случаях выборочное распределение \bar{x} можно считать нормальным уже при $n > 4$, а при $n > 10$ приближение будет очень хорошим [5]. Такой подход к оценке выборочного среднего может быть использован в том случае, если результаты измерений либо не содержат грубых ошибок, либо ошибки выявлены и устранены при непосредственном визуальном анализе измерений, тщательной проверке записи результатов экспериментов, анализе резко выделяющихся наблюдений с точки зрения физической сущности наблюдаемого явления. Такую возможность предоставляют современные SCADA-системы.

Однако если дополнительная информация о качестве измерений либо неполна, либо ненадежна, то следует применять статистические методы выявления грубых ошибок.

Предлагается следующая модифицированная устойчивая к резко выделяющимся наблюдениям (экстремальным наблюдениям, грубым ошибкам) процедура оценивания выборочного среднего \bar{x} , при построении которой использован аппарат теории проверки статистических гипотез. Процедура обнаружения k экстремальных наблюдений в выборке экспериментальных метрологических данных основана на использовании статистики E_k критерия Титьена-Мура [3].

Всю выборку n наблюдений случайной величины x предлагается разделить на m частей с количеством элементов в каждой части не меньшим 10 ($n_j \geq 10, 1 \leq j \leq m$). Для каждой

части (подвыборки) рассчитывается выборочное среднее по формуле $\bar{x}_j = (1/n_j) \sum_{q=1}^{n_j} x_q$.

Основная гипотеза H^0 , подлежащая проверке, состоит в нормальности рассматриваемых значений \bar{x}_j . Величина \bar{x}_j при отсутствии грубых ошибок (в соответствии с центральной предельной теоремой) является нормально распределенной случайной величиной. Решающее правило для исключения k экстремальных наблюдений базируется на значении величины

$$E_k = \left[\sum_{j=1}^{m-k} (z_j - \bar{z}_k)^2 \right] / \left[\sum_{j=1}^m (z_j - \bar{z})^2 \right];$$

где $\bar{z}_k = \left(\sum_{j=1}^{m-k} z_j \right) / (m-k)$ – средняя арифметическая из $m-k$ рассчитанных значений \bar{x}_j , оставшихся после исключения k экстремальных наблюдений; $\bar{z} = \bar{x}$ – средняя арифметическая всей выборки $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_m$.

Значения z_j определяются следующим образом. Подсчитываются абсолютные отклонения $\Delta x_j = |\bar{x}_j - \bar{x}|, 1 \leq j \leq m$ и \bar{x}_j располагаются в порядке возрастания значений Δx_j . Упорядоченные значения \bar{x}_j обозначаются буквой z , образуя последовательность $z_1 < z_2 < \dots < z_j < \dots < z_m$.

Рассчитанное значение статистики E_k сравнивается с критическим значением c_p , отвечающим наперед заданному уровню значимости p . Если $E_k < c_p$, то выносится заключение, что

подозреваемые k наблюдений ошибочные. Приблизительно рассчитанные процентные точки для статистики E_k , обладающей хорошими оптимальными свойствами, можно найти в [3].

Построенные доверительные интервалы для неизвестных параметров законов распределения имеют в среднем наименьшую длину при заданной доверительной вероятности γ [4].

Теорема об асимптотическом распределении функции правдоподобия выборки неприменима, если область изменения случайной величины x зависит от параметра распределения.

В этих случаях доверительный интервал для неизвестного параметра имеет специфический вид для каждого закона распределения. Так, для равномерного распределения вида $\varphi(x, \theta) = 1/\theta$, $0 \leq x \leq \theta$ доверительный интервал имеет вид $X_{(n)} \leq \theta \leq X_{(n)}\alpha^{-1/n}$, $\alpha = 1 - \gamma$, где $X_{(n)}$ – n -я порядковая статистика [4].

Часто распределение $\varphi(x, \theta)$ случайной величины, характеризующее некоторую метрологическую характеристику, неизвестно полностью. В этом случае предлагается использовать для определения границ изменения метрологической характеристики алгоритм построения доверительных интервалов, основанный на применении следующего непараметрического факта.

Пусть имеется выборка значений x_1, x_2, \dots, x_n случайной величины x . Если её упорядочить, т.е. получить вариационный ряд, состоящий из порядковых статистик $X_{(1)} < X_{(2)} < \dots < X_{(n)}$, то всегда можно подобрать две такие порядковые статистики $X_{(k)}$ и $X_{(s)}$, что

$$P\{X_{(k)} < \xi_p < X_{(s)}\} \geq 1 - \alpha = \gamma, \quad k < s, \quad (2)$$

где ξ_p – квантиль уровня p неизвестного распределения $\varphi(x, \theta)$; γ – заданная доверительная вероятность.

Оказывается [4], что вероятность, стоящая в левой части неравенства (2), не зависит от $\varphi(x, \theta)$ и определяется как

$$P\{X_{(k)} < \xi_p < X_{(s)}\} \geq \sum_{i=k}^{s-1} C_n^i p^i (1-p)^{n-1}. \quad (3)$$

Анализ метрологических задач показал, что средние значения неизвестных метрологических характеристик обычно характеризуются квантилями ξ_p с уровнем p , близким к 0,5. Из выражений (2) и (3) получаем, что границы $X_{(k)}$, $X_{(s)}$ доверительного интервала для квантиля ξ_p произвольного уровня p , а именно номера k , s порядковых статистик должны выбираться из условия

$$\sum_{i=k}^{s-1} C_n^i p^i (1-p)^{n-1} \geq \gamma. \quad (4)$$

Решение данного неравенства неоднозначно, т.е. может быть получено несколько пар значений k и s , при которых неравенство (4) выполнимо. Однозначности можно добиться, если потребовать, чтобы разность $s - k$ была минимальной, т.е. чтобы доверительный интервал обладал наименьшей длиной.

Разность $s - k$ определяет число слагаемых в левой части неравенства (4). Кроме того, функция $\psi(i) = C_n^i p^i (1-p)^{n-1}$, $0 \leq i \leq n$ имеет единственный максимум по i . Таким образом, процедура поиска минимальной разности $s - k$ сводится к отбрасыванию из суммы $\sum_{i=k}^{s-1} C_n^i p^i (1-p)^{n-1}$ наименьшего из крайних слагаемых до тех пор, пока неравенство (4) будет выполняться. Если же слагаемые одинаковы, то отбрасывается слагаемое, которое минимизирует разность $\{X_{(s)} - X_{(k)}\}$.

Так как параметры n , p , γ заданы и $\sum_{i=k}^{s-1} C_n^i p^i (1-p)^{n-i} = 1 - p^n - (1-p)^n$, то доверитель-

ный интервал (2) можно построить только в том случае, если $1 - p^n - (1-p)^n \geq \gamma$, т.е. если по крайней мере наименьшая и наибольшая порядковые статистики накрывают квантиль ξ_p с заданной вероятностью.

Этот алгоритм построения доверительных интервалов может быть использован и в тех случаях, когда закон распределения случайной величины известен, но область изменения зависит от параметра распределения. Так, для закона Симпсона вида

$$\varphi(x, \theta) = \begin{cases} x, & 0 \leq x \leq \theta \\ 2\theta - x, & \theta \leq x \leq 2\theta \end{cases}$$

параметр θ является математическим ожиданием случайной величины x . Кроме того, θ совпадает с медианой распределения, т.е. с квантилем $X_{(1/2)}$. Поэтому из неравенства (4) получаем номера порядковых статистик для доверительного интервала, которые должны определяться из условия

$$\sum_{i=k}^{s-1} C_n^i \geq 2^n \gamma.$$

4. Выводы

Предложенные процедуры интервальной оценки случайных величин позволили сформировать типовые классы алгоритмов оценки метрологических характеристик контрольно-измерительной техники, которые в основном имеют статистическую основу.

Первый класс алгоритмов связан с решением задачи оценивания параметров положения известных законов распределения, наиболее часто встречающихся в метрологической практике: нормального распределения, экспоненциального распределения, распределения Релея, логарифмически-нормального распределения, гамма-распределения.

Второй класс алгоритмов позволяет решить задачу оценки метрологических характеристик, если область изменения случайной величины зависит от параметра распределения.

Третий класс, используя теорию порядковых статистик, дает возможность определить границы изменения метрологических характеристик как при неизвестном полностью распределении случайной величины, так и в тех случаях, когда закон распределения случайной величины известен, но область изменения зависит от параметра распределения.

Разработанные классы алгоритмов являются устойчивыми к грубым ошибкам в данных, которые могут возникнуть в результате проведения метрологического эксперимента.

Комплекс типовых алгоритмов решения задач статистической обработки результатов метрологических испытаний измерительной аппаратуры и контроля различных метрологических параметров и характеристик может быть включен в состав специального математического обеспечения систем сбора данных и оперативного диспетчерского управления (SCADA-систем).

Список литературы: 1. *Кушниренко Н.* Программные продукты для метрологической службы предприятия // Современные технологии автоматизации. 1997. №4. С. 86. 2. *ГОСТ 8.009-72.* Государственная система обеспечения единства измерений. Нормирование метрологических характеристик средств измерений. Введ 01.07.76. 3. *Смоляк С.А., Титаренко Б.П.* Устойчивые методы оценивания (статистическая обработка неоднородных совокупностей). М.: Статистика, 1980. 208 с. 4. *Кендалл М., Стьюарт А.* Статистические выводы и связи. М.: Наука, 1973. 900 с. 5. *Бендат Дж., Пирсол А.* Прикладной анализ случайных данных. М.: Мир, 1989. 540 с.

Поступила в редколлегию 19.06.2008

Васильцова Наталия Владимировна, канд. техн. наук, доцент кафедры информационных управляющих систем ХНУРЭ. Научные интересы: математическое обеспечение АСУТП; информационные системы в управлении персоналом, методы внедрения информационных систем в организациях. Адрес: Украина, 61166, Харьков, просп. Ленина, 14, тел. 7021-451. E-mail: iyc@kture.kharkov.ua