

ВВЕДЕНИЕ В ДИАГНОСТИКУ

Я.А. Крохин, З.Я. Козаневич

НТУУ «КПИ»

e-mail: yankrokhin@yahoo.com

С разных сторон рассматривается универсальность точности, рождаемая только компьютером, учитывающим большое число параметров объекта.

«Эволюция – процесс постепенного непрерывного количественного изменения, подготавливающий качественные изменения» [1]. Очевидно, предстоит поиск закономерностей перехода количества в качество.

Кратко задача формулируется так: переход количества в (негативное) качество происходит при таком же переходе любого из его компонент; точка на шкале *состояния*.

Переход совершается в точке разрыва, похоже – мгновенно. Этот факт требует переосмысливания ряда технических моментов, в частности – понятия «погрешность» [2], «погрешность измерения» [3] и самого измерения. Вероятно, такая, регрессивная, эволюция непривычна.

Эволюция целого происходит при эволюции его компонент. Рано или поздно медленные изменения вызовут скачек качества параметра. Любой компонент процесса может вызвать скачек его качества, по принципу «все параметры – один результат».

На языке техники это означает точное (с точностью до скачка) установление точки перехода. Точность и погрешность определяются метрологией [3,4], которая почти молится им [5]. К сожалению, термин погрешность, как разность между истинным и приближенным значением измеряемой величины, переключался и в математику [2]. Но для суждения о величине нужно лишь ее истинное значение. Приближенное (метрология называет его действительным [3]) значение никому не требуется. Метрология, оперируя приближенными значениями, искажает истинные значения до действительных. Отрасль науки об «измерениях» (метод «измерений»?..) истинных, вопреки теории ошибок [5], значений величин называется диагностика [6] (кавычки применены в условном, терминологическом, а не в ироническом смысле).

Физическим обоснованием возможности «измерений» служит точность многомерной (см. [2], гиперповерхность) совокупности измерений, основанной на вычислении состояния. Точность метрологической шкалы можно представить числом различных на ней точек. При переходе в многомерное пространство точность результата (состояния) растет как произведение точностей параметров. Так, число различных кубов в объеме много больше, чем число столь же различных квадратов – на плоскости. Избыточная точность конвертируется в невиданно малую погрешность «измерения» параметров, исключаящую, в частности, аварии и катастрофы техники по вине ошибок оценки состояния.

Погрешности измерений – это какие-то преобразования распределений [7]. Одно распределение всегда одномерно. Если их больше, когда рождается многомерность?

Метрология определяет погрешность совокупности параметров, например, в косвенных измерениях [3], как измененное среднее квадратичное [2] их погрешностей, т.е. как числовую характеристику одномерных распределений. Измерения, следовательно, не создают многомерность. Удел метрологии – одиночные измерения [4] или совокупности одиночных измерений. Там, где метрология заканчивает измерения, начинается «измерения» диагностика.

Ранее определена метрологическая точность. Что же такое точность диагностическая? Слова Канта о непостижимости истины обретают в диагностике количественную меру недостижимости в виде сколь угодно малой погрешности «измерения» сотен, тысяч или больше параметров объекта с помощью компьютера.

Диагностика рассматривает определение истинного значения параметра только в виде систематической составляющей погрешности [8], сводя случайную составляющую к любой сколь угодно малой величине. Определить истинное значение параметра – значит найти его как компоненту многомерных распределений [7] состояния Кантовские приближения к истине выглядят как повторные определения средних значений распределений отклонений по большему числу параметров.

Т.о., мы приходим к представлению о распределениях параметров как о носителе точности – в виде реальных, но недостижимых математических ожиданий многомерных распределений. Никакие истинные значения не являются истиной в последней инстанции.

Математическое обоснование точности находим в теории вероятности [7]. В ней рассматривается многомерная интегральная функция распределения (ИФР) взаимно независимых аргументов. В диагностике ИФР нормированного отклонения [7] применяется в качестве универсальной статистической характеристики метрологических погрешностей параметров (или их отклонений). ИФР обладает рядом замечательных свойств. Одно из них – произведение *любого* числа ИФР есть ИФР. Вероятно, погрешности параметров или их отклонений взаимно независимы, что не скажешь о параметрах.

Отметим второе замечательное свойство многомерных ИФР состояния: вероятность больших отклонений убывает быстрее, чем в одномерном распределении – по Чебышеву [7]. Близкие к нулевым отклонения n параметров концентрируются у среднего значения ИФР состояния, особенно при больших n . Вероятности сочетаний не нулевых погрешностей параметров близки к нулевым. Факт «измерения» сразу многих (3 или больше) параметров порождает точность.

Одномерная (нормальная) плотность вероятности $\exp(-x^2/2)/2\pi$ определяется как производная ИФР [2]. Как выглядит n -мерная плотность вероятности взаимно независимых аргументов? Ее формула $\exp(-nx^2/2)/(2\pi)^n$. По условиям нормировки (площадь равна 1) с увеличением n мода [7] растет, а дисперсия σ^2 падает. Из-за смещения вправо n -мерной ИФР (см. далее) кривая теряет симметрию.

Введем, по аналогии со СРЕДНИМИ [2], СРЕДНЕЕ ВЕРОЯТНОЕ – n -мерную ИФР совокупности одномерных ИФР $F_1, \dots, F_n$, определяемую формулой $F_1 \cdot F_2 \cdot \dots \cdot F_{(n-1)} \cdot F_n$. Тогда, например, $F_1, \dots, F_n$ – это распределения погрешностей n параметров объекта, а ИФР результата (состояния) – это среднее вероятное погрешностей n параметров. Состояние, реализующее схему умножения, преобразует группу одномерных распределений $F_1, \dots, F_n$ в одно, многомерное. Оно представлено... смещенной вправо одномерной ИФР с очень плотной «упаковкой» n аргументов. Получена наглядность многомерности в виде шкалы состояния, одномасштабной по двум координатам – абсциссе и ординате – с единой шкалой n параметров. Такая многомерность подтверждена трехмерным графическим моделированием [6]. Раньше, по-видимому, n -мерные ИФР и плотность вероятности взаимно независимых аргументов воспринимались как некие обобщения трехмерного пространства [7].

Т.о. n -мерная ИФР состояния точнее любой одномерной ИФР $F_1, \dots, F_n$.

Для «измерений» потребуются эмпирическая ИФР (ЭИФР) [10] на основе виртуальных измерений [11]. ЭИФР находят путем виртуальных измерений, чаще известных как имитационное моделирование измерений, для получения одномерного распределения случайных погрешностей измерения. Виртуальное измерение – измерение, которое состоит в том, что вокруг одноразово измеренного значения отсчета моделируются погрешности, которые получают от генератора случайных чисел, распределенных по закону погрешностей измерения отсчета [12]. К сожалению, имитационное моделирование не влияет на точность однократных измерений, т.к. случайная погрешность действительного значения сохраняется. Уравнение (2) решают,

применяя виртуальное измерение ко всем аргументам, т.е. многомерным статистическим моделированием (МСМ).

Вспомним, что генератор случайных чисел работает, если, помимо закона распределения, введено в качестве среднего значения генерируемого распределения какое-то значение, например, действительное от датчика [4] параметра.

Далее в расчетах прямыми символами обозначаются одномерные ИФР, курсивом – n -мерные. Очевидно, что $n = n$.

Измеренное (действительное, приближенное) значение параметра X_i содержит его неизвестное истинное значение плюс случайное значение погрешности измерения. Отклонение и есть эта известная сумма неизвестных слагаемых. При переходе в отклонения истинные значения параметров могут быть в пределах погрешности действительных значений. Когда отклонения нормированные, форма ИФР всех истинных значений параметров одинаковы и они отличаются только смещением. При нормированных отклонениях масштаб шкал σ равен 1.

После метрологической поверки [4] известны распределения погрешностей измерения параметров $F_1, \dots, F_n$.

Текущие отсчеты параметров $X_1, \dots, X_n$ запоминают как начало координат. На абсциссе находят 0 шкалы состояния (далее все вычисления выполняют в нормированных отклонениях, что подразумевается без дополнительных указаний). Для этого находят среднее значение среднего вероятного погрешностей измерений

$$F_n = F_1 \cdot F_2 \cdot \dots \cdot F_{(n-1)} \cdot F_n. \quad (1)$$

(Равные нулю средние значения F_i совмещены с нулевым значением абсциссы). Это – исходное состояние. Для проверяемых объектов исходное состояние определяется заводской настройкой параметров, наиболее безопасной с точки зрения изготовителей. В эксплуатации изделия поддерживают без отказов, в состоянии вечной исправности, а значения параметров – поближе к исходному состоянию. Желательна норма отклонения параметра от исходного состояния; при достижении нормы последуют ремонтно-профилактические работы. Неплохо, если эту норму можно выбрать из соображений безопасности [9]: тогда она, вероятно, будет больше, чем минимальная. Основа безопасности объекта в эксплуатации – точность поддержания исходного состояния.

n -мерная эмпирическая ИФР отклонения S_n содержит всю информацию об объекте в целом. Среднее значение ИФР отклонения отдельного параметра S_i (в составе ИФР состояния) содержит информацию о его истинном значении.

Генерируют эмпирическую ИФР S_i каждого отклонения, вводя в генератор случайных чисел как среднее значение генерируемого распределения действительные отклонения от датчиков n параметров – по шкале состояния. Точность средних значений n ($n-1$)-мерных ИФР состояния (диагностические произведения)

$$S_{(n-1)} = S_1 \cdot S_2 \cdot \dots \cdot S_{(i-1)} \cdot S_{(i+1)} \cdot \dots \cdot S_{(n-1)} \cdot S_n \quad (2)$$

много выше, чем точность (метрологической) суммы таких же ($n-1$) слагаемых.

Расчет базируется на необычном свойстве «измерений»: они являются безынерционным фильтром случайных погрешностей. Истинные отклонения на выходе фильтра – без погрешностей измерений, присутствует только сумма смещений ($n-1$) ИФР на оси абсцисс. По суммам сравнительно просто вычисляют слагаемые. Например, при $n = 3$ образуют систему трех уравнений с тремя неизвестными

$$a + b = m_{12}$$

$$a + c = m_{13}$$

$$b + c = m_{23},$$

где a, b, c - истинные отклонения трех параметров;

m_{12}, m_{13}, m_{23} – средние значения трех соответствующих парных (пары 1 – 2, 1 – 3, 2 – 3) эмпирических ИФР состояния,

по которой отдельно находят истинные отклонения трех параметров.

Следующие текущие значения $X_1, \dots, X_n$ снова дают n их истинных значений.

Итак, n -мерная совокупность ординарных, одиночных измерений параметров содержит всю техническую информацию об объекте, достаточную для «измерения» истинных значений всех этих параметров. «Метрология – наука об измерениях» [3] – является одномерным вырожденным частным случаем «измерений».

Диагностическая погрешность зависит от приближенного интегрирования [2] выборок из многомерных ИФР состояния, т.е. от компьютера, а не от прецизионных средств измерений [4]. Вероятно, дальнейшее совершенствование измерительных приборов бесполезно. Дешевле создавать их со встроенным миникомпьютером, как в мобильных телефонах.

По-видимому, принцип «все параметры – один результат» порождает, помимо рассмотренных средних вероятных, и другие вероятностные преобразования, связанные с многомерными ИФР состояния. Ожидается, что они тоже точно работают по совокупности соответствующих отсчетов и не требуют больших объемов метрологической статистической информации, приводящей к распределениям.

При допущении, что все параметры распределены однотипно, вычисления распределений (1) упрощаются. В этом случае они зависят только от числа параметров n и частично могут быть определены заранее. По-видимому, простой расчет состояния нормально распределенных параметров был впервые получен в виде графиков [13], позже повторенных в [6], и первоначально воспринимался как какой-то метод преодоления большой размерности.

Метрологию и контроль [14] отличают неумение измерить состояние объекта в целом, декларируемое стандартами в виде единства измерений [4] и понимаемое как норма погрешности сразу всех n измерений. Это подтверждает мировая статистика авиакатастроф. Единство измерений не проверяют, поэтому все сложные объекты выпускают без проверки этого требования ГОСТов, т.е. качества БРАК. Контроль нужно немедленно заменить диагностикой, которая единство «измерений» выдерживает.

По-видимому, ввиду универсальности диагностики доступная точность «измерений» отразится на качестве научных исследований, в производстве и эксплуатации сложных изделий.

Учреждается медицинская и гуманитарная диагностики [6].

Источники информации

1. Ожегов С.И. Словарь русского языка. – М.: Русский язык, 1989. – 923 с.
2. Микиша А.М., Орлов В.Б. Толковый математический словарь. Основные термины. – М.: Рус. яз., 1989. – 244 с.
3. ДСТУ 2681-94. Метрологія. Терміни та визначення. Чинний з 01.01.1995.
4. Юдин М.Ф., Селиванов М.Н., Тищенко О.Ф., Скороходов А.И. Основные термины в области метрологии. Словарь-справочник. – М.: Издательство стандартов, 1989. – 113 с.
5. Тейлор Дж. Введение в теорию ошибок. – М.: Мир, 1985. – 272 с.
6. Крохин Я.А. Диагноз. www.krokhin.com
7. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Кн. 1. – М.: Сов. Радио, 1966. – 728 с.
8. ГОСТ 8.011 – 72. Показатели точности измерений.
9. Крохин Я.А. Диагностическое понимание истины. www.krokhin.com
10. Большев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. – М.: Наука, 1983. – 416с.
11. Крохин Я.О. Вимірювання якості //Зб. Системи підтримки прийняття рішень. Теорія і практика. – Київ: 2006.
12. Хемминг Р.В. Численные методы. – М.: Наука, 1972. – 400 с.
13. Крохин Я.А. Производственный параметрический контроль. – Деп. в НИИЭИР //Сб. «Реф. инф. по радиоэлектронике». – 1970. - № 24. – Реф. 23237.
14. Автоматическая аппаратура контроля /под ред. Н.Н.Пономарева. – М.: Сов. Радио, 1973. – 328с.