

Аналіз графічних залежностей дозволяє зробити такі висновки:

– Із збільшенням квалітету точності виготовлення роторів величини зазорів зростають.

– Точність розмірів ротора, що досягається за допуском $f7$, є економічно не вигідною, оскільки технологія фінішного та суперфінішного оброблення криволінійних поверхонь деталей такої точності реалізувати без використання доводжувальних та припасувальних операцій практично неможливо.

– Використання допусків $d11$ і вище призводить до значних відхилень розмірів та геометричної точності роторів і виникає імовірність заклинювання механізму за умов $\Delta_{pp\ min} \leq 0$.

Тому оптимальними варіантами основних відхилень профілю роторів можна вважати допуски $e8$ та $d9$.

Наведені вище методичні підходи використовуються також для обґрунтування інших конструктивних параметрів пожежних насосних установок.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Безбородько М.Д., Алексеев П.П., Иванов А.Ф. *Пожарно-техническое вооружение*. – М.: Стройиздат, 1981. – 376 с.
2. Дворянин І.В. Розробка конструкції пожежної мотопомпи на основі компресора типу Рутс // Зб. наук. праць “Пожежна безпека – 2001”, № 1. – Львів, “СПОЛОМ”, 2001. – С. 189-191.
3. Харченко Є.В., Дворянин І.В. Причини динамічних навантажень елементів привода при експлуатації роторного насоса типу Рутс // *Пожежна безпека*. – Львів: ЛІПБ, 2002. – № 2. – С. 106-111.
4. Фролов Е.С., Минайчев В.Е., Александрова А.Т. и др. *Вакуумная техника. Справочник*. Под общ.ред. Е.С. Фролова и В.Е. Минайчева. – М.: Машиностроение, 1985. – 360 с.
5. Гамынин Н.С. *Гидравлический привод систем управления*. М.: Машиностроение, 1972. – 272 с.
6. Вакина В.В., Денисенко И.Д., Столяров А.Л. *Машиностроительная гидравлика. Примеры расчетов*. – К.: Вища школа, 1986. – 208 с.

УДК 614.001.89

Е.Т.Володарский, д.т.н., проф., Д.Л.Лавренова (Национальный технический университет Украины “КПИ”), И.А.Харченко, к.т.н., ст.н.с., В.И.Згура (Украинский научно-исследовательский институт пожарной безопасности МЧС Украины)

ИСПЫТАНИЯ ОБРАЗЦОВ НА ОДНОРОДНОСТЬ

Повышение уровня безопасности жизнедеятельности общества любого независимого государства решается путем согласования стандартов собственных со стандартами других государств и общепринятыми мировыми стандартами. Такое согласование необходимо как минимум на уровне сертификации продукции, которая попадает за пределы данного государства. Причем в этом случае важно привести в соответствие критерии качества той или иной продукции и процедуры сертификационных испытаний, что позволит убрать ряд проблем на международном рынке, а также «примерить» заказчика и изготовителя как в пределах одного государства, так и на международном уровне.

Для начала необходимо оговорить специфику испытания, его свойства как такового. Испытание – это экспериментальное определение качественных и количественных характеристик объекта в заданных условиях. Т.е. характерной чертой испытания является первостепенная важность воспроизведения внешних воздействий (условий испытаний) при

функционировании объекта. Особенно это важно при испытаниях строительных материалов на показатели пожарной опасности, когда высокотемпературным внешним воздействием, разрушающим образец, подвергаются единичные образцы. Технологическая трудоемкость при изготовлении, высокая стоимость проведения испытаний определяет максимально возможное количество образцов для проведения испытания и принятия решения по их результатам не более трех.

В тоже время, испытания, выполненные на предположительно одинаковых образцах в одинаковых условиях все равно не дают одинаковых результатов. Это вызвано случайными погрешностями процедуры измерения, а также точностью задания и поддержания неизменными влияющих величин – подконтрольных факторов. В практике испытаний подобная «неустойчивость» [1] должна быть учтена.

К основным факторам, влияющим на неустойчивость результатов испытаний, согласно [1], следует относить:

- оператор (под данным термином понимается как один человек, проводящий испытание, так и группа испытателей);
- оборудование, используемое в испытаниях;
- калибровка (влияет как точность калибровки, так и момент калибровки, особенно во время проведения процедуры испытания);
- окружающая среда (температура, влажность, давление, загрязненность воздуха и т.д.);
- время (подразумевается интервал времени между отдельными измерениями).

Для учета воздействия вышеперечисленных факторов в [1] предлагается использовать «промежуточные меры точности», которые находятся «между» максимальным и минимальным расхождением результатов испытания.

Во многих случаях расхождения, вызванные межлабораторными, межприборными или межоператорными эффектами не могут быть оценены с помощью статистического анализа одного ряда наблюдений, а должны оцениваться по совокупности всей имеющейся информации. При такой постановке эффективным является применение аппарата дисперсионного анализа и метода анализа с его использованием, называемого в международных стандартах [1, 2] ANOVA («Analysis of Variance»).

Иными словами, для того чтобы единообразно рассматривать результаты испытаний необходимо во-первых унифицировать саму процедуру испытания, т.е. процедуру измерения, контроля, обработки результатов и принятия решения. А во-вторых необходимо провести аккредитацию лабораторий, в которых проводятся испытания, что позволит значительно уменьшить расхождения результатов из-за вышеуказанных влияющих факторов.

Аккредитацию испытательных лабораторий, по аналогии с аттестацией средств измерения, можно проводить:

- с образцовой лабораторией;
- с образцом, имеющим известные (приписанные) характеристики.

Первый вариант реализовать практически невозможно. Во втором случае необходимо располагать эталонным образцом, который по очереди используется в аккредитованных лабораториях. При этом возникают трудности с его транспортированием, а также необходимо учитывать фактор времени. Другой путь заключается в рассылке в сертифицируемые лаборатории ряда образцов, к которым предъявляются требования однородности.

Для того чтобы получить образец с известными характеристиками для аккредитации необходимо провести «сличительный эксперимент», т.е. проверку на однородность стандартного образца (СО).

Проверка на однородность СО проводится в одной лаборатории. Тогда в пробах, отобранных случайным образом от СО, измеряется содержание аттестуемого компонента. Для этого каждую из N отобранных проб анализируют J раз (т.е. всего проводят $N \cdot J$

измерений). Таким образом, получается таблица (табл.1) с результатами измерений x_{ij} (где $i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J$).

Таблица 1

№ пробы	Результаты измерений					
	№ наблюдения					
	1	2	...	j	...	J
1	X_{11}	x_{12}	...	x_{1j}	...	x_{1J}
2	X_{21}	x_{22}	...	x_{2j}	...	x_{2J}
...
i	X_{i1}	x_{i2}	...	x_{ij}	...	x_{iJ}
...
N	x_{N1}	x_{N2}	...	x_{Nj}	...	x_{NJ}

Проводимый эксперимент имеет, так называемую, уравновешенную гнездовую структуру [1, 2]. Графически это можно представить как показано на рис. 1.

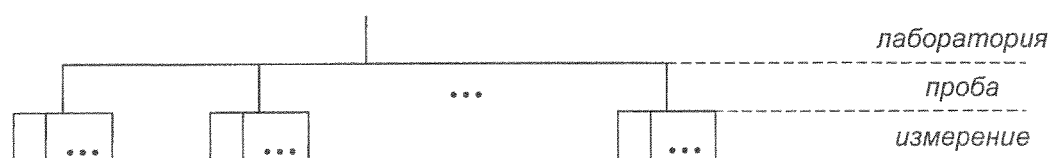


Рис.1. Уравновешенная гнездовая структура эксперимента.

С помощью такой организации можно получить одну промежуточную меру точности [1], а также стандартные отклонения повторяемости и воспроизводимости. При числе лабораторий 2 и более сличительный эксперимент позволяет определить межлабораторные расхождения. Это позволяет в будущем, при межлабораторных испытаниях, корректно делать поправки на расхождения в значениях влияющих факторов каждой лаборатории.

Кроме того, такой эксперимент позволяет при наличии нескольких образцов (не менее 5 [1]) установить точность применяемого метода измерения и необходимость его модификации.

Непосредственно оценить характеристики однородности нельзя, из-за того, что расхождения от неоднородности смешиваются со случайной составляющей погрешности измерений. Поэтому необходимо разделить рассеяния, обусловленные погрешностью от неоднородности и случайной составляющей погрешности измерений. Тогда эти эффекты могут быть правильно приняты во внимание при оценивании неопределенности результата измерения. Для обработки результатов наблюдений при сертификации стандартных образцов используется однофакторный дисперсионный анализ. В этом случае результат x_{ij} j -ого определения аттестуемого компонента в i -ой пробе может быть представлен в виде

$$x_{ij} = c + \Delta_i + \Delta_c + \overset{o}{\Delta}_{ij}, \quad (1)$$

где c – содержание аттестуемого компонента во всем материале;

Δ_i – погрешность от неоднородности для i -ой пробы;

Δ_c – систематическая составляющая погрешности измерения (одинаковая для всех x_{ij});

$\overset{o}{\Delta}_{ij}$ – случайная составляющая погрешности измерений с дисперсией $\sigma^2 \left(\overset{o}{\Delta} \right)$.

Исходя из этого можно ввести следующее ограничение: значения погрешности от неоднородности и случайной составляющей погрешности должны быть независимы, что в

действительности имеет место. Это обеспечит несмещенность и состоятельность оценок дисперсий этих погрешностей σ_n^2 и $\sigma^2 \begin{pmatrix} o \\ \Delta \end{pmatrix}$.

Таким образом, необходимо проверить нулевую гипотезу (H_0): расхождение результатов, обусловленное неоднородностью образцов несущественно, т.е. образцы однородны; иными словами, остаточная неоднородность СО не должна вносить значимого вклада в ошибку воспроизводимости рядовых методов анализа.

Для проверки гипотезы H_0 данные из табл. 1 обрабатываются следующим образом.

Вначале определяется средние арифметические значения для каждого образца по каждой пробе, т.е.

$$\bar{x}_i = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J x_{ij}, \quad i \in 1, \dots, N. \quad (2)$$

Затем определяется общее среднее, которое принимается за наилучшую оценку измеряемой величины:

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{x}_i = \frac{1}{N \cdot J} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J x_{ij}. \quad (3)$$

Мерой неопределенности в совокупности всех наблюдений является эмпирическое стандартное отклонение от генерального среднего \bar{x} :

$$S^2 = \frac{1}{JN-1} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (x_{ij} - \bar{x})^2. \quad (4)$$

Представим (4) в следующем виде:

$$\begin{aligned} S^2 &= \frac{1}{JN-1} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J [(x_{ij} - \bar{x}_i) + (\bar{x}_i - \bar{x})]^2 = \\ &= \frac{1}{JN-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (\bar{x}_i - \bar{x})^2 \right] = \frac{1}{JN-1} [Q_1 + Q_2] \end{aligned} \quad (4a)$$

1. Сумма квадратов отклонений «между пробами» Q_1 , характеризует степень расхождения между рядными значениями проб, т.е. их неоднородность (это, так называемое, «рассеивание по исследуемому фактору»):

$$Q_1 = J \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})^2. \quad (5)$$

На основе этой суммы вычисляется оценка расхождений между пробами:

$$S_1 = \frac{Q_1}{N-1}. \quad (6)$$

Эта оценка имеет $f_1 = (N-1)$ степеней свободы.

2. Сумма квадратов отклонений «внутри одной пробы» Q_2 , характеризует «остаточное рассеивание» случайных погрешностей опытов, обусловленных влиянием случайностей при проведении исследования:

$$Q_2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (x_{ij} - \bar{x}_i)^2. \quad (7)$$

На основе этой суммы вычисляется оценка дисперсии внутри пробы (дисперсия влияния случайных погрешностей):

$$S_2 = \frac{Q_2}{N(J-1)}. \quad (8)$$

Эта оценка имеет $f_2 = N(J - 1)$ степеней свободы.

Оценка S_1^2 основывается на изменчивости средних арифметических, ее значение может зависеть как от влияния случайной погрешности измерения, так и от изучаемого фактора, т.е. от неоднородности. Оценка S_2^2 основывается на изменчивости внутригрупповых наблюдений (внутри каждой пробы), а ее значение может зависеть только от случайной погрешности измерения. Значит, отличие S_1^2 от S_2^2 показывает возможное присутствие изменчивости между отдельными пробами. Сравнение двух дисперсий делают на основе F-распределения [4] с помощью критерия Фишера. Последний определяется соотношением:

$$F(S_1^2; S_2^2) = \frac{S_1^2}{S_2^2}. \quad (11)$$

Расчетное значение сравнивается с теоретическим значением критерия Фишера, который находят по таблицам для степеней свободы f_1 и f_2 . Сравнивая два найденных значения критерия Фишера можно получить суждение об неоднородности СО.

1. Если $F(S_1^2; S_2^2) \geq F_{табл}(f_1; f_2)$, то значит S_1^2 больше S_2^2 на статистически значимую величину. Это значит, что расхождения между пробами значительно, а следовательно, нулевая гипотеза не принимается. В этом случае полагается, что неоднородность СО существенна и ее следует учитывать. Тогда оцененная дисперсия получается из выражения

$$S^2(x_i) = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})^2, \quad (12)$$

которое выражает случайные составляющие дисперсии как внутри отдельных проб, так и между ними. Тогда:

$$S^2(\bar{x}) = \frac{S^2(x_i)}{N} = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})^2. \quad (13)$$

2. Если $F(S_1^2; S_2^2) < F_{табл}(f_1; f_2)$, то значит дисперсии отдельных проб отличаются пренебрежимо малую величину, а значит принимается нулевая гипотеза. Тогда из выражения (4) с учетом (4а) получаем:

$$S^2(\bar{x}) = \frac{(N-1)S_1^2 + N(J-1)S_2^2}{NJ(NJ-1)}. \quad (14)$$

Таким образом, по результатам сличительного эксперимента можно подтвердить (или опровергнуть) нулевую гипотезы H_0 о не значимости расхождений между средними отдельных проб, т.е. о влиянии остаточной неопределенности СО на результат испытаний. Полученные экспериментально стандартные отклонения среднего арифметического $S(\bar{x})$ для каждого случая (существенна или нет неоднородность СО), позволяет учитывать в дальнейшем влияние этой неоднородности. Используя полученное $S(\bar{x})$ можно определить расширенную неопределенность результата, которую можно приписать наилучшей оценке значения неоднородности СО.

Понятие неопределенности было введено международным стандартом [2] в связи с тем, что обычно при оценке точности измерения говорят о его погрешности. Однако, понятие «погрешность» связано с понятием «истинное значение», которое в действительности не известно. Кроме того, присутствие случайной и неисключенной систематической погрешностей в результате измерения приводит к тому, что последний даже может быть очень близким к значению измеряемой величины, но не вызывать при этом соответствующего доверия. Поэтому при оценке достоверности («качества») измерения применяют вероятностные характеристики, а не погрешность. Вероятностные характеристики основываются не на «истинном значении» измеряемой величины, а на оцененной (наблюдаемой) рассеянности результата измерения.

Слово «неопределенность» означает сомнение и, таким образом, в своем самом широком смысле «неопределенность измерения» означает сомнение относительно достоверности результата измерения. [2]

Неопределенность измерения – это параметр, связанный с результатом измерения, который характеризует дисперсию значений, которые могли быть обосновано приписаны измеряемой величине. Кроме дисперсии существуют и другие вероятностные параметры рассеяния результата измерения (как точечные, так и интервальные), например, стандартное отклонение. Используя оценки этих параметров также может выражать неопределенность измерения.

Наиболее удобно для выражения результатов испытаний является расширенная неопределенность. Это величина [2], определяющая интервал вокруг результата измерения, в пределах которого можно ожидать, находится большая часть распределения значений, которые с достаточным основанием могли быть приписаны измеряемой величине.

Расширенная неопределенность результата измерения рассчитывают по формуле:

$$U = t_p \cdot S(x), \quad (15)$$

где t_p – коэффициент Стьюдента для конкретного числа степеней свободы и уровня доверия P ; $S(x)$ – стандартное отклонение среднего арифметического.

Из проведенного выше анализа следует, что в случае когда неоднородность СО значительна, расширенную неопределенность результата измерения следует рассчитывать из числа степеней свободы $(N - 1)$ и уровня доверия P для коэффициент Стьюдента t_p , а дисперсия $S(x)$ вычисляется по формуле (13). В случае же, когда неоднородность СО не значительна, расширенную неопределенность результата измерения вычисляют при коэффициенте Стьюдента t_p для числа степеней свободы $(N \cdot J - 1)$ и уровне доверия P , а дисперсия $S(x)$ вычисляется по формуле (14).

Влияние неопределенности измерения на результат испытания можно представить, как показано на рис. 2.

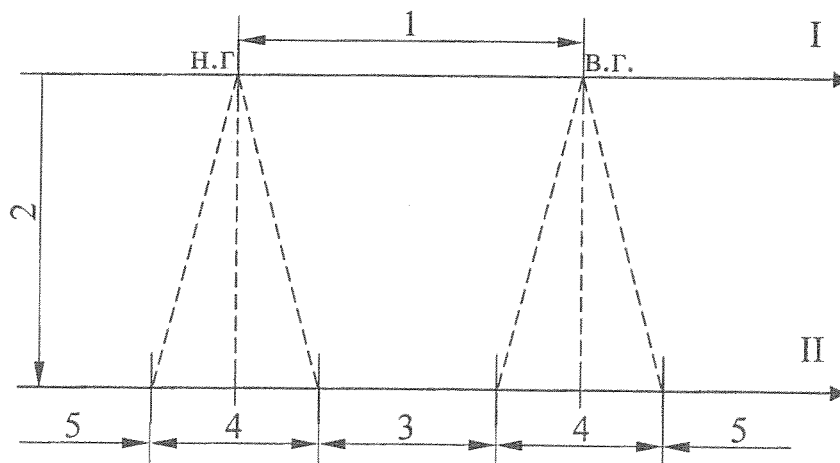


Рис. 2. Связь действительного значения измеряемой величины и измеренного значения через неопределенность измерения.

I – действительные значения;

II – значения, полученные в результате испытаний;

н.г. – нижняя граница действительных значений для однородных образцов;

в.г. – верхняя граница действительных значений для однородных образцов;

1 – действительный интервал допустимой “изменчивости” образцов;

2 – увеличение неопределенности измерения;

3 – зона однородности;

4 – диапазон неопределенности;

5 – зона неоднородности.

Из рис.2 видно, что границы интервала, в котором могут находиться значения параметров однородных проб, при увеличении неопределенности, определяемой на основании выражений (14) и(15), «расплываются», а сам интервал значительно уменьшается. Это приводит к снижению уровня доверия к результатам испытаний.

При существенной неоднородности между образцами неопределенной результатов испытаний значительно увеличивается, как следует из выражения (13), это может быть представлено на рисунке 2 увеличением угла между прямыми, выходящими из точек “н.г.” “в.г.”, чему соответствует увеличение интервала 4 и уменьшение интервала 3 практически до нуля. Отличие этого интервала от нуля пропорционально уровню статистической значимости проверяемой критерии однородности. При значительной неопределенности интервалы неопределенности 4 сливаются, перекрывая один другого и ошибок в принятом решении не будет.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ:

1. ISO 5725-94 Accuracy (trueness and precision) of measurement methods and results.
2. Руководство по выражению неопределенности измерения. – Государственное предприятие «Всероссийский научно-исследовательский институт метрологии им. Д.И. Менделеева». – С.-Петербург: 1999г.
3. ГОСТ 27872-88 (СТ СЭВ 5892-87). Стандартные образцы. Методика изготовления и аттестации стандартных образцов состава горных пород и минерального сырья.
4. Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. – М.: «Наука», 1969 г.

УДК 515.2

Л.М.Куценко, д-р.т.н., профессор (Академія цивільного захисту України), А.Ф.Сухобоков (Головне управління МНС в Донецькій області)

РОЗРАХУНОК ВІДБИВАЧА ОСВІТЛЮВАЛЬНОГО ПРИЛАДУ, ЗДАТНОГО ЗОСЕРЕДИТИ ВІДБИТІ ПРОМЕНІ В ШАРІ ПРОСТОРУ

Розглядається спосіб розрахунку відбивача освітлювального приладу для зосередження відбитих променів в шарі простору, обмеженого паралельними площинами, і призначеного для освітлення великих за площею місцевостей при проведенні аварійно-рятувальних робіт в нічний час.

Постановка проблеми. Під час проведення аварійно-рятувальних робіт в нічний час виникає проблема надійного освітлення великих за площею місцевостей. При цьому кількість освітлювальних приладів повинна бути обмеженою, адже силові кабелі не тільки заважають роботі, але і становлять додаткову небезпеку (особливо під час дощу) як для потерпілих, так і для рятувальників. На практиці, як правило, використовуються освітлювальні прилади, відбивачі яких спроектовано на основі параболічних залежностей. Прикладами таких приладів є фари у автомобіля, прожектори, ліхтарі направленої дії тощо. Для названих приладів характерним є те, що вони формують теоретично „майже паралельний” пучок променів, які розповсюджуються лише у межах „світлового конуса”. Тому для освітлення великих за розмірами площ такі освітлювальні прилади необхідно періодично рухати (сканувати місцевість), що додає додаткові вимоги до їх кріплення. Тому актуальними будуть дослідження, спрямовані на пошук *форми нерухомого відбивача*, який був би здатний зосередити відбиті промені в області простору, на відмінну від „світлового конуса”.

Аналіз останніх досліджень. Основу геометричного моделювання методами синтетичної геометрії форм відбивачів променів різноманітної фізичної природи складають