Душкин Михаил Леонидович

ОСНОВНЫЕ ПОЛОЖЕНИЯ, ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ПРИ ДОВЕРИТЕЛЬНОМ ОЦЕНИВАНИИ ВЕРОЯТНОСТИ БЕЗОТКАЗНОЙ РАБОТЫ СИСТЕМЫ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ИСПЫТАНИЙ ЕЕ ЭЛЕМЕНТОВ: ОБОБЩЕНИЕ ТЕОРЕМЫ МИРНОГО И СОЛОВЬЕВА

Статья посвящена доверительному оцениванию надежности сложных систем по результатам испытаний их компонентов. Строгое доказательство результатов такой оценки для систем, компоненты которых состоят из одного элемента, получено Р. А. Мирным и А. Д. Соловьевым для случая безотказных испытаний элементов систем. В статье предлагается обобщение на произвольное число элементов в компонентах системы, отличающееся от полученного данными авторами.

Источник
Альманах современной науки и образования
Тамбов: Грамота, 2013. № 7 (74). C. 52-55. ISSN 1993-5552.
Адрес журнала: www.gramota.net/editions/1.html
Содержание данного номера журнала: www.gramota.net/materials/1/2013/7/

A/no roof over one's head – иметь / не иметь жилье: I may not have a job, but at least I've got a roof over my head (У меня может не быть работы, зато есть крыша над головой) [8, p. 1018].

Raise the roof – «устроить скандал, поднять шум, прийти в ярость» – If she were cross she'd raise the roof, break anything (Если бы она рассердилась, то устроила бы скандал) (J. B. Priestly); «сильно шуметь, буйно вести себя» – The party at the farm cottage had raised the roof in every sense… (На вечеринке в фермерском доме довольно таки сильно шумели…) (M. Dickens); «громко приветствовать, бурно аплодировать» – "At that concert for strike funds I thought they'd raised the roof" (На концерте для забастовочных фондов мне бурно аплодировали) (K. S. Prichard) [3, c. 423].

В настоящей статье мы рассмотрели лишь часть компонентов субкода «Жилище», который входит в состав английского лингвокультурного кода «Артефакты». Выступая в символической роли, наименования элементов жилища имеют большую коммуникативную значимость. Для англичан очень большую ценность представляет концепт «дом», «жилище». Осмысление субкода «Жилище» способствует более глубокому межкультурному взаимопониманию.

Список литературы

1. **Барсов С. Б.** На языке Шекспира. To be or not to be. Английские изречения. М.: ЗАО «Центрполиграф», 2006. 447 с.
2. **Дукальская И. В.** Концепт *home*, *house* в английской лингвокультуре // Альманах современной науки и образования. Тамбов: Грамота, 2010. № 2. Ч. 2. С. 58-60.
3. **Кунин А. В.** Англо-русский фразеологический словарь. 4-е изд. М.: Русский язык, 1984. 944 с.
4. **Савицкий В. М.** Английская фразеология: проблемы моделирования. Самара: Самарский университет, 1993. 172 с.
5. **Энциклопедический словарь символов** / сост. Н. А. Истомина. М.: АСТ; Астрель, 2003. 1055+1 с.
6. **Hornby A. S.** Oxford Advanced Learner's Dictionary of Current English. Oxford: Oxford Univ. Press, 2005. 1780 p.
7. **Longman Dictionary of English Idioms.** Harrow – L.: Longman Group, Ltd., 1980. XX+387 p.
8. **Longman Dictionary of English Language and Culture.** Essex: Longman Group UK, Ltd., 1992. 1528 p.

УДК 519.233.24
Физико-математические науки

Статья посвящена доверительному оцениванию надежности сложных систем по результатам испытаний их компонентов. Строгое доказательство результатов такой оценки для систем, компоненты которых состоят из одного элемента, получено Р. А. Мирным и А. Д. Соловьевым для случая безотказных испытаний элементов систем. В статье предлагается обобщение на произвольное число элементов в компонентах системы, отличающееся от полученного данными авторами.

Ключевые слова и фразы: надежность; безотказность; система; доверительная вероятность; испытания элементов.

Душкин Михаил Леонидович
Научно-исследовательский и конструкторский институт им. Н. А. Доллежаля
j.mihailova@nikiet.ru

ОСНОВНЫЕ ПОЛОЖЕНИЯ, ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ПРИ ДОВЕРИТЕЛЬНОМ ОЦЕНИВАНИИ ВЕРОЯТНОСТИ БЕЗОТКАЗНОЙ РАБОТЫ СИСТЕМЫ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ИСПЫТАНИЙ ЕЕ ЭЛЕМЕНТОВ: ОБОБЩЕНИЕ ТЕОРЕМЫ МИРНОГО И СОЛОВЬЕВА©

Общие положения

Развитие теории и практики надежности потребовало разработки новых специальных математических методов, к которым относятся, в частности, методы доверительной оценки надежности системы по результатам испытаний ее элементов. Данная задача неизбежно возникает при проектировании и вводе в эксплуатацию современных сложных систем, когда необходимо сделать вывод о характеристиках проектируемой системы по результатам испытаний ее частей. Более того, только подобный метод оценки показателей надежности и возможен при создании непрерывно развивающихся систем, испытания которых в целом при меняющемся их составе просто немыслимы.

Одной из первых наиболее известных работ, в которой дается формулировка подобной задачи, является [1, с. 290-293], где задача формулируется следующим образом. Рассматривается последовательная система, состоящая из различных элементов, отказы которых могут наступить по независимым причинам. Все элементы системы испытываются одно и то же время, но объемы испытаний разных элементов могут быть различными: пусть n_i – число испытаний i-го элемента и ν_i – число наблюдаемых отказов. Таким образом, точечная оценка частоты отказов i-го элемента $\hat{q}_i = \nu_i / n_i$. Если бы мы случайным образом (с равной вероятностью) стали выбирать элементы каждого типа и комплектовать из них последовательную систему, то несмещенная оценка вероятности отказа системы была бы равна:

$$\hat{Q} = 1 - \prod_{i=1}^{m} (1 - \nu_i / n_i),$$

где m – число различных частей в системе.

Это нетрудно получить, например, перебрав возможные варианты комплектации системы из результатов испытаний элементов, приводящих хотя бы к одному отказу по отношению ко всем комплектациям системы, число которых равно $\prod_i n_i$. Далее предполагается, что число испытаний такой домысленной системы равно минимальному числу испытаний, т.е. $n_c = \min_i n_i$. Наконец, вычисляется приведенное число отказов, равное $n_c \hat{Q}$, и для полученных чисел испытаний и отказов отыскиваются доверительные оценки. Этот метод, который критиковался математиками, не предлагавшими взамен ничего конструктивного, представлялся авторами в качестве удобной и простой эвристики.

В 1964 г. появилась публикация Р. А. Мирного и А. Д. Соловьева [2, с. 213-218]. В работе рассматривалась последовательная система, при испытании элементов которой не наблюдалось ни одного отказа. Авторы строго доказали, что доверительная оценка вероятности безотказной работы такой системы совпадает с аналогичным показателем элемента, испытывавшегося минимальное число раз. Этот результат часто считается парадоксальным, хотя нетрудно заметить, что он сразу же получается как частный случай описанной выше эвристической процедуры. Однако в работе [Там же, с. 213, 214] строгое доказательство получено для случая, когда каждый компонент состоит из одного «блока».

Теорема Мирного-Соловьева и ее обобщение

Как следует из введения, широко известная теорема Мирного-Соловьева [Там же] рассматривает последовательную систему, состоящую из k различных частей, называемых блоками. Надежность этих блоков $p_1, \dots p_k$, надежность системы равна $P = p_1 \cdot p_2 \cdot \dots \cdot p_k$.

На испытания ставятся n_1 блоков первого типа, n_2 блоков второго типа, … n_k блоков k-го типа. Требуется оценить надежность системы P.

Пусть при испытаниях всех блоков не наблюдается ни одного отказа, т.е. все числа отказов ν_i при испытаниях равны нулю: $\nu_1 = \nu_2 = \dots = \nu_k = 0$. При этом можно получить оценку снизу надежности системы в целом.

Эвристика состоит в том, что испытания проводятся по биномиальной схеме так, что при последовательных безотказных испытаниях n_i блоков i-го типа вероятность такого события равна $p_i^{n_i}$.

Реализацию проведения испытаний в рамках биномиальной схемы можно пояснить на примере с мешками и шарами. Пусть в каждом i-м из «k» мешков, содержащих блоки i-го типа в виде шаров, находится N шаров. Число N этих шаров в мешках одинаково и велико. В соответствии с номерами типов блоков в этих мешках находятся $(1 - p_i) \cdot N$ дефектных шаров.

Из всех мешков по очереди вынимается один шар, и проводятся испытания, после чего шар отправляется обратно. Вероятности того, что шар окажется недефектным (годным), постоянны при испытаниях и по условию равны $p_1, p_2, \dots p_k$. Проведя эту процедуру $n_1, n_2, \dots n_k$ раз, соответственно получим вероятность того, что испытания всех блоков прошли безотказно:

$$p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \cdot \dots \cdot p_k^{n_k}.$$

Поскольку это событие произошло, то вероятность его наступления должна удовлетворять неравенству

$$p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \cdot \dots \cdot p_k^{n_k} \ge \varepsilon, \tag{1}$$

где ε – коэффициент доверия.

Далее повторим изящное решение экстремальной задачи, полученное в [Там же], т.е. найдем $\min(p_1 \cdot p_2 \cdot \dots \cdot p_k)$ при условии, что $p_1^{n_1} \cdot p_2^{n_2} \cdot \dots \cdot p_k^{n_k} = \varepsilon$. «Среди n_i возьмем наименьшее. Пусть для определенности это будет n_1. Тогда

$$p_1 = \frac{\varepsilon^{\frac{1}{n_1}}}{p_2^{\frac{n_2}{n_1}} \dots p_k^{\frac{n_k}{n_1}}} \text{ и } p_1 \cdot p_2 \cdot \dots \cdot p_k = \varepsilon^{\frac{1}{n_1}} \cdot p_2^{1-\frac{n_2}{n_1}} \dots p_k^{1-\frac{n_k}{n_1}}.$$

Так как вероятности возводятся в неположительные степени, то ясно, что минимум будет достигаться при $p_2 = p_3 = \dots = p_k = 1$.

Итак, $P = \varepsilon^{\frac{1}{n_1}}$.

И мы получим искомую оценку для надежности системы:

$$P \ge \varepsilon^{\frac{1}{n_1}}. \tag{2}$$

Эту оценку нельзя улучшить, так как она является точной оценкой для вероятности $p_1 \ge P$.

Полученный результат можно сформулировать так.

Если в результате всех испытаний мы не получим ни одного отказа, то оценка снизу для надежности системы совпадает с оценкой надежности того блока, для которого объем испытаний наименьший».

Далее в работе [Там же, с. 216, 217] рассматривается обобщение задачи на случай, когда i-й компонент системы состоит из m_i блоков.

Вернемся к примеру с мешками и шарами.

Поскольку теперь каждый компонент рассмотренной системы представляет собой последовательную (по умолчанию) подсистему, состоящую из m_i элементов, то процедура испытаний компонентов системы представляется следующей. Из каждого мешка вынимаются одновременно m_i шаров, испытываются, после чего возвращаются обратно. Число годных шаров в i-м мешке равно $M_i = p_i N$, тогда вероятность того, что в группу из m_i не попало дефектных шаров, что необходимо, чтобы испытания прошли безотказно, равна $p_{m_i} = C_{M_i}^{m_i} \big/ C_N^{m_i}$, где C_l^k – число сочетаний из l по k. Такая процедура проводится с мешками соответственно $n_1, n_2, \ldots n_k$ раз. Необходимое условие безотказности в этом случае может быть записано аналогично (1), только вместо p_i эта вероятность теперь стала p_{m_i}:

$$p_{m_i} = \frac{M_i(M_i-1)\ \ldots\ (M_i - m_i + 1)}{N(N-1)\ \ldots\ (N - m_i + 1)}, \tag{3}$$

которая, как показано в [4, с. 483], удовлетворяет двухстороннему неравенству:

$$\left(p_i - \frac{m_i}{N}\right)^{m_i} < p_{m_i} < p_i^{m_i}.$$

Тогда условие безотказности при n_i испытаниях всех компонентов системы запишется совершенно аналогично (1), т.е.:

$$p_{m_1}^{n_1} \cdot p_{m_2}^{n_2} \cdot \ldots \cdot p_{m_k}^{n_k} \geq \varepsilon \tag{4}$$

Надежность всей системы $P = p_1^{m_1} \cdot p_2^{m_2} \cdot \ldots \cdot p_k^{m_k}$.

Решением экстремальной задачи для надежности модифицированной системы будет $P \geq \varepsilon^{\frac{1}{n_1}}$, где n_1 – наименьшее число из $n_1, n_2, \ldots n_k$, при этом точная оценка получается для вероятности $p_{m_1} \geq P$.

Если мы хотим перейти к надежности блоков, то воспользуемся биномиальным приближением или применим теорию однократной выборки, в соответствии с которой, безотказно испытав n_i шаров из i-го мешка, можно считать, что каждый шар в мешке прошел n_i безотказных испытаний. Тогда условие безотказности испытаний всех блоков $\nu_1 = \nu_i = \ldots = \nu_k = 0$ в системе запишется в виде

$$p_1^{m_1 n_1} \cdot p_2^{m_2 n_2} \cdot \ldots \cdot p_k^{m_k n_k} \geq \varepsilon \ \text{ и } \ P = p_1^{m_1} \cdot p_2^{m_2} \cdot \ldots \cdot p_k^{m_k} \tag{5}$$

Однако авторы работы [2, с. 213, 214] условие безотказности в выражении (5) записывают для случая, когда каждый i-й компонент системы состоит из одного, а не m_i блоков, что приводит к неверному, по мнению автора, результату.

Пусть n_1 – наименьшее среди n_i, тогда

$$p_1 = \frac{\varepsilon^{\frac{1}{m_1 n_1}}}{p_2^{\frac{m_2 n_2}{m_1 n_1}} \cdot \ldots \cdot p_k^{\frac{m_k n_k}{m_1 n_1}}} \ \text{ и } \ p_1^{m_1} \cdot p_2^{m_2} \cdot \ldots \cdot p_k^{m_k} = \varepsilon^{\frac{1}{n_1}} \cdot p_2^{m_2\left(1 - \frac{n_2}{n_1}\right)} \cdot \ldots \cdot p_k^{m_k\left(1 - \frac{n_k}{n_1}\right)}.$$

Итак, $\min P = \varepsilon^{\frac{1}{n_1}}$. (6)

Отсюда, как и в [Там же], получим, что оценка снизу для надежности системы совпадает с оценкой надежности одного блока из m_1 одинаковых, для которого объем испытаний наименьший и не зависит от числа этих блоков.

К такому же результату можно прийти более простым способом, замечая, что решение экстремальной задачи в [Там же] также не зависит и от числа компонентов системы.

Применяя метод разукрупнения системы, состоящей из последовательных подсистем, сведем задачу для системы с однотипными блоками к задаче, рассмотренной в п. 1 теоремы Мирного-Соловьева, изменив число компонентов системы на $k_{\sum} = \sum_{i}^{k} m_i$ и, соответственно, нумерацию блоков и показателей их надежности. Тогда надежность всей системы равна:

$$P = p_1 \cdot p_2 \cdot \ldots \cdot p_{k_{\sum}}. \tag{7}$$

В этом случае сразу получим оценку надежности системы, совпадающую с оценкой надежности того блока, для которого объем безотказных испытаний наименьший.

Указанным способом можно обобщить решение задачи для системы, состоящей из подсистем, содержащих не только однотипные элементы. Главное, чтобы эти подсистемы приводились к последовательным системам, содержащим m_i элементов, так, что надежность всей системы равна (7).

В этом случае доверительная оценка надежности системы совпадает с доверительной оценкой надежности ее элемента, для которого объем безотказных испытаний наименьший.

К сожалению, полученный авторами [Там же, с. 216, 217] неверный результат вошел в [3] и используется на практике.

Список литературы

1. **Ллойд Д. К., Липов М.** Надежность. Организация исследования, методы, математический аппарат. М.: Советское радио, 1964.
2. **Мирный Р. А., Соловьев А. Д.** Оценка надежности системы по результатам испытаний ее компонент // Кибернетику на службу коммунизму: сборник. М.: Энергия, 1964. Т. 2. С. 213-218.
3. **РД 50-476-84. Руководящий нормативный документ. Методические указания. Надежность в технике. Интервальная оценка надежности технического объекта по результатам испытаний составных частей. Общие положения.** М.: Издательство стандартов, 1985.
4. **Смирнов Н. В., Дунин-Барковский И. В.** Теория вероятностей и математическая статистика в технике (общая часть). М.: ГТТИ, 1955.

УДК 681.5:620.165.29.008.6
Технические науки

Предложен способ контроля герметичности изделий перегретым водяным паром. Установлено, что с уменьшением диаметров проводников измерительного преобразователя водяного пара его чувствительность возрастает. Запаздывание на срабатывание такого измерительного преобразователя не превышает одной-двух секунд. Расход водяного пара, равный 0,62 см^3/с, через микрощели изделия является минимально обнаруживаемым прибором контроля герметичности водяным паром. Это позволяет обнаруживать микрощели в изделии при контроле герметичности с помощью водяного пара, подводимого внутрь его полости, с условным диаметром больше 50 мкм.

Ключевые слова и фразы: изделие; водяной пар; расход; контроль; герметичность; измерительный преобразователь; запаздывание; микрощель.

Жежера Николай Илларионович, д.т.н., профессор
Оренбургский государственный университет
nik-gegera@rambler.ru

ИССЛЕДОВАНИЕ УСТРОЙСТВ КОНТРОЛЯ ГЕРМЕТИЧНОСТИ ИЗДЕЛИЙ ВОДЯНЫМ ПАРОМ©

Применение водяного пара при контроле герметичности изделий обосновывается тем, что нагрев поверхности изделия до 120-140^{0}С не представляет обычно опасности для металлических соединений изделий, но способствует увеличению микрощелей, через которые проходит значительно большее количество пара, чем холодного воздуха.

С другой стороны, плотность сжатого воздуха при давлении, например, 0,12 МПа составляет 1,29 кг/м^3 [4], а плотность водяного, перегретого до температуры 150^{0}С, пара составляет 0,5 кг/м^3 [3, с. 106]. Если принять, что истечение перегретого пара и воздуха через микрощели ламинарное, тогда через одну и ту же микрощель расход пара в 2,58 раза больше, чем расход воздуха. Если принять истечение турбулентным (квадратичным), тогда расход перегретого пара будет в 1,6 раза больше, чем расход воздуха.

Контроль герметичности изделий при заполнении их перегретым паром может осуществляться двумя устройствами: устройством с использованием датчика обобщенного обнаружения следов водяного пара вокруг изделия (Рисунок 1) и устройством с использованием датчика локального обнаружения водяного пара в окружающем изделие воздухе (Рисунок 2).

В устройство (Рисунок 1) входят стол 1, на котором устанавливается изделие 2, контролируемое на герметичность, например, автомобильный теплообменник, коробчатый корпус 3, трубопровод 4 подвода перегретого водяного пара в изделие, измерительный преобразователь 5 обобщенного обнаружения водяного пара в воздухе, окружающем изделие, трубопровод 6 отвода конденсата и водяного пара из изделия, вентиль 7 и электронный милливольтметр 8 с мостовой измерительной схемой.