

тивную величину, обусловленную конечным значением коэффициента усиления ОУ, и обеспечивающие инвариантное к параметрам кабеля преобразование информативного параметра ПП в выходной сигнал датчика.

Л и т е р а т у р а

1. **Арбузов В. П.** Методы временного разделения каналов измерительных цепей емкостных и индуктивных датчиков // Измерительная техника. 2007. № 7. С. 41—43; **Arbuzov V. P.** The use of time division of the channels in capacitive and inductive sensor measuring circuits // Measurement Techniques. 2007. V. 52. N 7. P. 752—757.

2. **Арбузов В. П., Мишина М. А.** Фазовое разделение каналов в измерительных цепях емкостных датчиков // Измерительная техника. 2009. № 9. С. 29—33; **Arbuzov V. P., Mishina M. A.** Phase division of the channels in capacitive sensor measuring circuits // Measurement Techniques. 2009. V. 52. N 9. P. 965—970.

3. **Трахтман А. М.** Введение в обобщенную спектральную теорию сигналов. М.: Сов. Радио, 1972.

4. **Арбузов В. П.** Модели температурной погрешности емкостного датчика давления // Датчики и системы. 2007. № 7. С. 15—17.

Дата принятия 20.04.2012 г.

658.652 018

Оценка достоверности результатов контроля ограниченных партий изделий

С. Б. ДАНИЛЕВИЧ

Сибирский университет потребительской кооперации, Новосибирск, Россия, e-mail: sergo_dan@mail.ru

Предложен способ оценки достоверности результатов многопараметрического измерительного контроля ограниченных партий изделий, основанный на применении метода имитационного моделирования с учетом рисков заказчика и производителя.

Ключевые слова: многопараметрический измерительный контроль, имитационное моделирование, риски заказчика и производителя.

The method of estimation of the reliability of multiparametric measuring control results for limited production lots is suggested.

Key words: multiparametric measuring control, imitation modeling, customer and producer risks.

Достоверность результатов контроля серийно выпускаемых изделий принято характеризовать рисками заказчика и производителя [1]. Риск заказчика R_z — вероятность того, что изделие является фактически негодным при условии, что оно в результате контроля признано годным. Эта вероятность характеризует среднюю долю негодных изделий в партии изделий, признанных годными. Риск производителя R_n — вероятность ошибочно забраковать при контроле годное изделие, характеризующая среднюю долю ошибочно забракованных годных изделий среди всех поступивших на контроль.

При многопараметрическом измерительном контроле партии изделий оценки этих рисков можно получить методом имитационного моделирования (ИМ) [1—6]. Однако при небольших партиях изделий оценки рисков могут существенно отличаться от оценок их математических ожиданий, получаемых методом ИМ для больших партий. Необходимо оценивать это отличие с достаточно высокой достоверностью.

В данной статье предложен простой способ определения достоверных оценок рисков, при котором не устанавливается точное значение достоверной вероятности. Способ основан на применении метода ИМ и заключается в следующем.

В случайной выборке, состоящей из достаточно большого количества (от 20 до 100) оценок искомого риска, полученных методом ИМ, выявляли максимальное и минимальное значения. Их использовали соответственно в качестве верхней и нижней достоверных границ оценок рисков. Точное значение вероятности попадания искомого риска в найденный таким способом интервал (далее — достоверная вероятность) при этом не определяли.

Естественно предположить, что при условии однообразности, непрерывности и существования оценок искомого риска на конечном интервале распределения достоверная вероятность при использовании данного подхода будет близка к единице. При решении практических задач такой подход представляется допустимым, поскольку знание точного значения достоверной вероятности (при известных достоверных границах рисков) для потребителя продукции во многих случаях совсем не обязательно. Достаточно быть уверенным, что эта вероятность весьма высока (например, не ниже 0,9 или 0,95).

Для обоснования предложенного способа определим достоверную вероятность, с которой реализация случайной величины (в данном случае оценка риска заказчика или производителя) попадет в некоторый заданный интервал. Для этого необходимо идентифицировать закон распреде-

ления случайной величины и найти оценки его параметров (математического ожидания, дисперсии и др.); вычислить доверительную вероятность для заданных границ доверительного интервала.

Выборку значений рисков заказчика и производителя сформируем методом ИМ в соответствии с алгоритмом, предложенным в [5]. Для идентификации распределения, которому подчиняются искомые риски, поступим следующим образом. Имея выборку рисков достаточно большого объема, выдвинем гипотезу о принадлежности выборки некоторому известному закону распределения. Оценив по имеющейся выборке неизвестные параметры распределения, проверим выдвинутую гипотезу с помощью одного из известных критериев согласия.

Однако следует иметь в виду, что на практике при выборках небольшого объема фактический материал может не очень хорошо согласовываться с предельным распределением. Это может привести к некорректным статистическим выводам. Кроме того, при небольшом объеме выборки можно выдвинуть несколько альтернативных гипотез, близких в статистическом смысле, ни одна из которых не будет отвергнута при проверке (для принятого уровня значимости).

Оценим вероятность, с которой риск заказчика (производителя) попадет в интервал между минимальным и максимальным значениями в выборке из заданного количества элементов (например, 100 или 50) [3—5]. Исследовав несколько полученных выборок рисков, определим наиболее подходящие для них распределения и вычислим для каждой выборки соответствующие доверительные вероятности. Интерес представляет наименьшее из полученных значений доверительных вероятностей («наихудший» случай). Если это наименьшее значение больше 0,9, то предложенный подход можно признать приемлемым.

В расчетах использовали статистические данные — выборки рисков заказчика и производителя, полученные методом ИМ [2 — 6]. Моделировали сплошной измерительный контроль при следующих исходных данных:

количество аналогичных контролируемых параметров у каждого изделия — 30;

допустимое отклонение каждого параметра (в большую или меньшую сторону) от его номинального значения — 3;

контролируемые параметры (по совокупности изделий) и погрешности измерений при контроле распределены по нормальному закону;

среднее квадратическое отклонение (СКО) каждого параметра вследствие технологического разброса при производстве — 1;

СКО случайной погрешности измерений при контроле — 0,3;

объем контролируемой партии изделий — 10^4 шт.

Исследование проводили с применением пакета прикладных программ статистического анализа интервальных наблюдений одномерных непрерывных случайных величин (программной системы ISW) [7]. В качестве критерия согласия в этой системе использован критерий отношения правдоподобия, различающий близкие альтернативы [7]. Уровень значимости для проверки согласия принят 0,05. Альтернативными распределениями были нормальное (N), двойное экспоненциальное (ДЭ) и Лапласа (распределения нормальное и Лапласа — частные случаи ДЭ при параметрах формы соответственно 2 и 1). Также вычисляли оценки сдвига

и масштаба — математического ожидания и СКО для нормального закона.

Рассмотрим пример нахождения доверительной вероятности. Для одной из выборок риска производителя, например, получены результаты, приведенные в первой строке табл. 1. Распределение идентифицировано как двусто-

Таблица 1

Риск производителя

Идентифицированный закон	Достигнутый уровень значимости	Доверительная вероятность
ДЭ ($\alpha = 2,89$; $a = 5,42$; $\lambda = 0,36$)	0,10	0,974
ДЭ ($\alpha = 1,77$; $a = 5,42$; $\lambda = 0,28$)	0,72	0,986
ДЭ ($\alpha = 2,08$; $a = 5,46$; $\lambda = 0,33$)	0,22	0,972
N ($a = 5,42$; $\lambda = 0,2$)	0,62	0,977
ДЭ ($\alpha = 2,87$; $a = 5,39$; $\lambda = 0,3$)	0,24	0,992

роннее экспоненциальное ДЭ ($\alpha = 2,8891$) с математическим ожиданием (сдвигом) $a = 5,4192$ и параметром масштаба $\lambda = 0,3561$. (Параметр λ совпадает с СКО при параметре формы, равном 2, т. е. в случае нормального закона.) Его плотность имеет вид

$$f(x) = [2\lambda\Gamma(1/\alpha)]^{-1} e^{-(x-a)/\lambda} \lambda^{1/\alpha}, x \in R,$$

где Γ — гамма-функция с параметром $\alpha = 2,8891$.

Достигнутый уровень значимости при проверке согласия в этом случае равен 0,1; по его максимальному значению идентифицируется распределение в программной системе ISW.

Искомая вероятность определяется выражением

$$P(4,92 < x < 5,85) = \int_{4,92}^{5,85} f(x; \alpha, \lambda, a) dx = 0,974,$$

где нижний (4,92) и верхний (5,85) пределы интегрирования — соответственно минимальное и максимальное значения риска (из 100 полученных методом ИМ значений). Аналогично найдены доверительные вероятности для других выборок. Результаты представлены в табл. 1, 2.

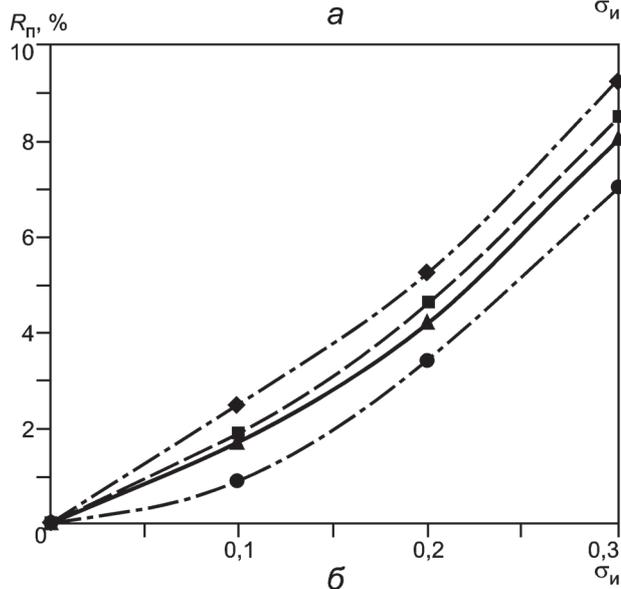
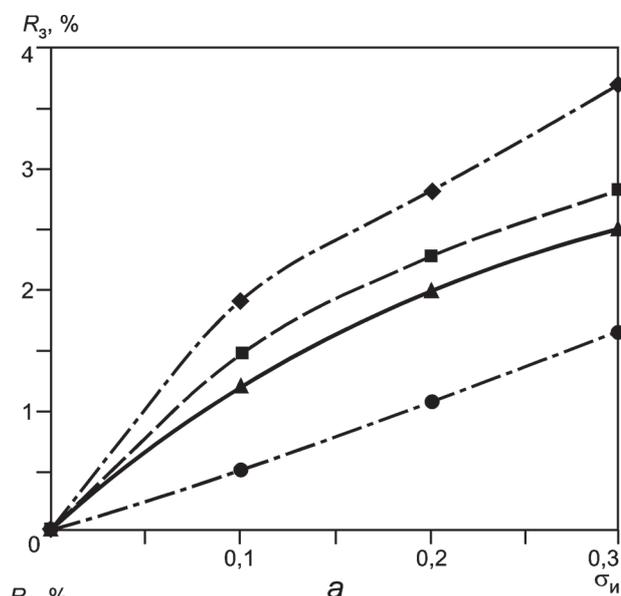
Таблица 2

Риск заказчика

Идентифицированный закон	Достигнутый уровень значимости	Доверительная вероятность
N ($a = 1,92$; $\lambda = 0,14$)	0,80	0,984
N ($a = 1,95$; $\lambda = 0,16$)	0,77	0,991
ДЭ ($\alpha = 1,71$; $a = 1,93$; $\lambda = 0,18$)	0,75	0,990
Лапласа ($a = 1,95$; $\lambda = 0,12$)	0,14	0,923
Лапласа ($a = 1,96$; $\lambda = 0,11$)	0,79	0,944

Доверительная вероятность для риска заказчика (две последние строки в табл. 2) получилась несколько меньше 0,95 вследствие принятия гипотезы о согласии с распределением Лапласа, которое имеет «тяжелые хвосты». Однако имеющиеся экспериментальные данные позволяют принять также и другую гипотезу — о нормальности распределения. Тогда доверительная вероятность будет выше 0,95.

При принятых исходных данных (нормальных распределениях контролируемых параметров и погрешностей измерений) можно полагать, что и оценки искомых рисков распределены нормально. Дополнительно для более точного определения вида закона распределения исследовали выборку оценок риска заказчика из 1000 элементов. Результаты подтвердили обоснованность гипотезы о нормальности распределения оценок риска заказчика, полученных методом ИМ. При нормальном распределении вероятность того, что оценка искомого риска попадет в найденные указанным способом доверительные границы, будет не менее 0,98.



Зависимости оценок средних значений (▲) и доверительных границ рисков заказчика $R_з$ (а) и производителя $R_п$ (б) от СКО погрешности измерений $\sigma_{и}$, полученных для партий с разным числом изделий

Отметим, что рассмотренная задача является обратной по отношению к классической задаче определения доверительных границ случайной величины для заданной доверительной вероятности. Предложенный способ определения доверительных границ рисков заказчика и производителя при использовании метода ИМ представляется достаточно обоснованным и удобным для практики.

Пример. Пусть необходимо найти доверительные границы оценок искомых рисков в случае сплошного контроля двух ограниченных партий изделий (10^3 и 10^4 шт.), качество которых характеризуется 100 идентичными параметрами. Предполагается, что если хотя бы один параметр из 100 контролируемых выходит за границу поля допуска, то изделие считается не соответствующим требованиям (негодным).

При формировании модели процедуры сплошного измерительного контроля на компьютере были приняты следующие положения:

стохастической моделью каждого параметра изделия является нормально распределенная случайная величина с СКО $\sigma = 0,9$ и математическим ожиданием, равным номинальному значению параметра;

допустимое отклонение каждого параметра (в большую или меньшую сторону) от его номинального значения $\Delta = 3$ ($\Delta/\sigma = 3,33$);

в качестве модели погрешности выполняемых при контроле измерений используется равномерно распределенная случайная величина с СКО $\sigma_{и}$ и нулевым математическим ожиданием.

Результаты расчетов оценок рисков $R_з$ и $R_п$ и их доверительных границ методом ИМ приведены на рисунке а, б, где сплошными линиями представлены зависимости оценок средних рисков от СКО погрешности выполняемых при контроле измерений (оценки получены при имитации контроля партии изделий 10^6 шт.); пунктирными линиями (■) — верхние доверительные границы искомых рисков (для доверительной вероятности не ниже 0,9), полученные предложенным методом для партии изделий 10^4 шт.; штрих-пунктирными линиями (◆) и (●) — верхние и нижние доверительные границы искомых рисков (для доверительной вероятности не ниже 0,9), полученные для партии изделий 10^3 шт.

Пусть $\sigma_{и} = 0,1$. Из рисунка следует, что для принятой модели контроля среднее значение $R_з = 1,2$ %, а $R_п = 1,7$ %. Однако для партии изделий 10^3 шт. с вероятностью не ниже 0,9 риск $R_з$ может изменяться от 0,5 до 1,9 %, а риск $R_п$ — от 0,9 до 2,6 %. Это означает, что в принятой в результате контроля партии изделий (10^3 шт.) в среднем может оказаться 12 негодных изделий, причем с доверительной вероятностью не менее 0,9 число негодных изделий в партии не превысит 19 шт. Среднее число ошибочно забракованных изделий при контроле партии составит 17 шт., но может достигать 26 шт.

При отсутствии контроля для принятой модели средняя доля негодных изделий в партии составит 8,3 %, т. е. 83 изделия из 1000 [8].

Таким образом, заказчикам и производителям при оценке достоверности результатов контроля следует учитывать возможный разброс рисков заказчика и производителя при небольших партиях изделий. В качестве допустимых значений рисков представляется целесообразным устанавливать не средние значения, а их верхние доверительные границы.

Л и т е р а т у р а

1. Данилевич С. Б., Колесников С. С. О выборе показателей достоверности результатов контроля // Законодательная и прикладная метрология. 2008. № 2. С. 48—51.

2. Данилевич С. Б., Колесников С. С. Разработка методик эффективного контроля сложных объектов // Измерительная техника. 2007. № 5. С. 19—22; Danilevich S. B., Kolesnikov S. S. Developing methods for effective monitoring of complicated systems // Measurement Techniques. 2007. V. 50. N 5. P. 485—489.

3. Данилевич С. Б., Княжевский В. В. Планирование выборочного измерительного контроля методом имитационного моделирования // Методы менеджмента качества. 2004. № 4. С. 33—36.

4. Данилевич С. Б., Княжевский В. В., Колесников С. С. Нужен ли выходной контроль серийно выпускаемой продукции? // Методы менеджмента качества. 2006. № 7. С. 40—43.

5. Данилевич С. Б. Разработка эффективных методик контроля и испытаний продукции: Монография. Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2011.

6. Данилевич С. Б., Колесников С. С., Пальчун Ю. А. Применение имитационного моделирования при аттестации методик контроля и испытаний // Измерительная техника. 2011. № 7. С. 70—73; Danilevich S. B., Kolesnikov S. S., Palchun Yu. A. Use of simulation modelling for checking monitoring and testing procedures // Measurement Techniques. 2011. V. 54. N 7. P. 846—850.

7. Лемешко Б. Ю. и др. Статистический анализ данных, моделирование и исследование вероятностных закономерностей. Компьютерный подход: Монография. Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2011.

8. Данилевич С. Б., Колесников С. С. Качество продукции и достоверность результатов контроля // Компетентность. 2011. № 2. С. 20—22.

Дата принятия 26.06.2012 г.

ОПТИКО-ФИЗИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

520.84+543.456

Фурье-спектрометр как система голографического изображения микрообъектов в низкокогерентном свете

С. Г. КАЛЕНКОВ*, Г. С. КАЛЕНКОВ*, А. Е. ШТАНЬКО**

* Московский государственный технический университет «МАМИ», Москва, Россия, e-mail: kalenkov@mail.ru

** Московский государственный технологический университет «СТАНКИН», Москва, Россия, shtanki@newmail.ru

Предложен новый метод получения изображений микрообъектов путем обработки цифровых интерферограмм, зарегистрированных с помощью модифицированного фурье-спектрометра. Описан процесс формирования интерферограмм, отображающих пространственные характеристики микрообъекта. Обсуждены требования к ширине спектра излучения источника для передачи пространственной структуры объекта. Приведены результаты эксперимента по записи изображения микрообъекта в белом свете.

Ключевые слова: метод фазовых шагов, интерференционная и фурье-спектрометрия, цифровые голограммы, запись в белом свете.

The new method of microobjects imaging based on computer processing of digital interferograms registered by means of modified Fourier-spectrometer is suggested. The process of formation of digital interferograms reflecting the microobject spatial information is described. The requirements to the width of radiation source spectrum for transmission of object spatial structure are discussed. The experimental results of image holographic recording in white light are presented.

Key words: phase shifting, interference and Fourier-spectrometry, white light digital holograms recording.

Спектральный состав излучения традиционно служит в качестве информативного параметра при определении оптических свойств среды. Благодаря прогрессу в оптоэлектронике в последние десятилетия были предложены новые

принципы изображающих оптических систем, в которых построение изображения осуществляется с использованием временных или спектральных характеристик излучения. Особенностью этих систем является то, что рассматриваемое