



СОРОКИН
Михаил Александрович
инженер ОАО «Тульский
патронный завод»

Оптимизация планов разрушающего контроля и испытания продукции массового производства

М.А. Сорокин

Рассмотрены различные способы формирования планов выборочного контроля продукции массового патронно-гильзового производства. Предложено формировать оптимальные планы разрушающего контроля и испытания продукции путем имитационного статистического моделирования.

Ключевые слова: массовое производство, выборочный контроль, статистическое моделирование, оптимизация.

Various means of drawing plans of test sampling of mass production output of cartridge-sleeve industry are considered. It is offered to draw optimum plans of destructive inspection and testing of the output by statistical modelling.

Keywords: mass production, test sampling, statistical modeling, optimization.

Конкуренция товаров и услуг как внутри страны, так и на мировом рынке заставила многих российских производителей обратиться к статистическим методам управления производством и контроля качества выпускаемой продукции, давно получившим широкое признание во всех промышленно развитых странах. Статистические методы признаются важным условием рентабельного управления производством и эффективным средством повышения качества продукции [1]. Однако при внедрении статистических методов в массовом автоматизированном производстве, оснащенном автоматическими роторными линиями с производительностью несколько сот изделий в минуту, примером которого является патронно-гильзовое производство, остро проявляется противоречие между современной техникой и традиционными методами управления качеством [1]. Одним из путей разрешения этого противоречия является использование методов управления качеством продукции массового и крупносерийного производства на основе широкого применения современной вычислительной техники, открывающей новые возможности использования имитационного моделирования для поиска оптимальных планов контроля.

Для устойчивого функционирования предприятия необходимо выполнять не только внутренние заказы с достаточно ограниченной номенклатурой типоразмеров патронов, но и экспортные, когда количество марок патронов существенно увеличивается. При этом возникает необходимость внедрения не только современного, гибко перестраи-

ваемого производственного оборудования, но и соответствующего контрольного оборудования, позволяющего выполнить все необходимые проверки и испытания, которые особенно важны при работе на экспорт.

Для решения указанной задачи на ОАО «Тульский патронный завод» применяются различные методы контроля, направленные на повышение качества продукции. На каждом этапе производства выбирается степень охвата контролируемой продукции, т. е. осуществляется либо выборочный, либо сплошной контроль; либо разрушающий, либо неразрушающий контроль. Естественно, что наиболее перспективным является неразрушающий контроль, однако в случае контроля продукции патронно-гильзового производства разрушающий контроль и испытания (отстрел патронов), безусловно, продолжают сохранять актуальность. При этом по существующим стандартам предприятия и техническим условиям для каждой марки патронов существуют свои нормативы по объему продукции, подвергающейся разрушающему контролю (отстрелу). Это в значительной степени затрудняет его реализацию при смене контролируемой продукции. Поэтому возникает задача поиска путей унификации методик контроля и испытания продукции патронно-гильзового производства.

Разрушающий контроль готовых изделий патронно-гильзового производства представляет собой выборочный контроль, когда из партии патронов выбирается заданное количество и испытывается на специальных стендах. Для организации выборочного контроля всегда задается некоторая система правил, называемой планом контроля; в таком плане указывается порядок отбора изделий для проверки и их количество, достаточное для принятия решения о браковке или приемке партии в целом либо о дальнейшем продолжении контроля [2].

Существуют три основных типа планов выборочного контроля [2]: планы типа однократной выборки, планы типа двукратной выборки и планы типа последовательного анализа. Вследствие оценки всей партии изделий по выборочным характеристикам возможны ошибки, заключающиеся либо в оценке годной пар-

тии как негодной, либо в оценке негодной партии как годной [2]. Каждая из этих ошибок имеет определенную вероятность. В патронно-гильзовом производстве в случае разрушающего контроля наибольшее распространение получили планы с однократной выборкой, обозначаемые множеством

$$[N, n, c],$$

где N — размер партии; n — размер выборки; c — приемочное число. При числе обнаруженных в выборке дефектных изделий $d \leq c$ партия принимается, а при $d > c$ партия целиком бракуется. При решении задачи унификации методик контроля следует, в первую очередь, унифицировать планы контроля и объемы выборок, хотя приемочное число, в общем случае, может варьироваться.

Естественно, что в условиях сверхмассового патронно-гильзового производства невозможен 100%-ный выход годных изделий и всегда будет существовать некоторая засоренность партии изделий браком. Поэтому потребитель устанавливает некоторый предельно допустимый уровень засоренности дефектными изделиями $p_{кр}$:

$$p_{кр} = \frac{D_{кр}}{N}, \quad (1)$$

где $D_{кр}$ — предельно допустимое количество бракованных патронов в партии.

Тогда партии, имеющие засоренность $p \leq p_{кр}$, считаются годными и производителем, и потребителем, а партии с $p > p_{кр}$ — негодными, и их следует браковать. Если покупатель обнаруживает, что для приобретенной им партии $p > p_{кр}$, то он может выставить производителю рекламацию на сумму C_p за каждый дефектный патрон сверх допустимого количества.

Существует ряд аналитических методов оценки эффективности различных планов контроля, основанных на теории вероятностей [2]. Кроме этих методов в настоящее время используются также информационные методы контроля качества продукции [1]. При этом для задач информационного обеспечения предложено использовать другой математический

аппарат — теорию информации. Исходным понятием в теории информации считается понятие условной энтропии объекта, которое можно интерпретировать как количество информации, необходимое для задания некоторого объекта в ситуации, когда другой объект уже задан. Сложившееся состояние теории информации, ее прикладные возможности определили основную концепцию информационного обеспечения управления качеством — использование в качестве математического аппарата системы управления качеством массового автоматизированного производства единую базу — теорию информации [1].

С изучением распределения оценки энтропии непрерывной случайной величины тесно связана задача исследования возможности использования оценки энтропии в качестве параметра закона ее распределения, поскольку в основе определения эмпирической функции плотности распределения, как и эмпирической энтропии, лежит набор частот появления каждого из значений случайной величины в выборке объема. Задачи информационного сопровождения технологических процессов автоматизированных производств и поиск их решения на базе единой методологической основы, использующей положения теории информации, потребовали разработки и исследования [1]:

- 1) распределения оценки энтропии непрерывной случайной величины;
- 2) зависимости эмпирической энтропии от объема выборки и числа интервалов;
- 3) информационного критерия определения закона распределения;
- 4) зависимости информационного критерия от количества интервалов разбиения;
- 5) параметра масштаба распределения, определяемого с помощью эмпирической энтропии.

В работе [1] приведен ряд зависимостей, позволяющих решать перечисленные задачи. В качестве метода исследования традиционно выбирают метод имитационного моделирования, который является мощным инструментом работы с вероятностными моделями на всех этапах исследования. Информационная мате-

матическая модель контроля, основанная на информационно-статистическом подходе, по мнению авторов [1], позволяет рассчитывать планы контроля для массового и крупносерийного производства, учитывающие объем контролируемой партии, а также требования поставщика и потребителя одновременно. Информационный подход позволяет с высокой точностью и надежностью вычислять границы доверительного интервала входного уровня дефектности партии на основе результатов текущего контроля и заменять методы непрерывного выборочного контроля.

Как статистические, так и информационные методы формирования выборочных планов контроля известны достаточно давно и с успехом применяются для отдельных типоразмеров контролируемых изделий. Однако в случае решения задачи унификации планов контроля для целого ряда различных типоразмеров изделий при различных объемах партий использование приведенных выражений для аналитического решения данной задачи достаточно сложно, а в ряде случаев и невозможно. Поэтому в настоящей работе приводится пример решения подобной задачи на основе статистического моделирования. При этом использован известный метод Монте-Карло и метод Джона фон Неймана для моделирования различных распределений вероятностей [3].

Представим партию изделий (патронов) в виде некоторого множества $\{a_1, a_2, \dots, a_i, \dots, a_N\}$, каждый элемент которого может соответствовать как годному, так и негодному изделию. Для моделирования процесса контроля свяжем с каждым элементом данного множества значения некоторой функции негодности (брака) B_i . При этом, если i -й элемент негоден, то $B_i = 1$, а если элемент годен, то $B_i = 0$. Для моделирования партии, содержащей D дефектных изделий, вычислим вероятность засоренности браком:

$$P = \frac{D}{N}. \quad (2)$$

Для каждого номера i с помощью выбранных программных средств генерируем случайное число $\gamma[f(i)]$, равномерно распределенное в интервале $[0, 1]$. Тогда, если $\gamma[f(i)] \leq P$, то

элемент считается дефектным и для него $B_i = 1$. Если же $\gamma[f(i)] > P$, то элемент считается годным и для него $B_i = 0$. Функция $f(i)$ выбирается таким образом, чтобы исключить повторение аргумента в генераторе случайных чисел, так как при использовании недостаточно эффективного генератора возможно повторение случайных чисел. Однако при использовании генератора, исключающего подобное повторение, от применения промежуточной функции можно отказаться.

Аналогично будем моделировать случайную выборку n элементов из множества $\{a_1, a_2, \dots, a_i, \dots, a_N\}$. Для этого свяжем с каждым элементом данного множества значения некоторой функции принадлежности к выборке V_i . При этом если i -й элемент принадлежит к выборке, то $V_i = 1$, а если элемент не принадлежит к выборке, то $V_i = 0$. Для моделирования выборки, содержащей n изделий, вычислим вероятность принадлежности изделия к выборке:

$$P_v = \frac{n}{N}. \quad (3)$$

Аналогично функции негодности, для каждого номера i с помощью выбранных программных средств генерируется случайное число $\gamma[f_1(i)]$, равномерно распределенное в интервале $[0, 1]$. Тогда, если $\gamma[f_1(i)] \leq P_v$, то элемент считается принадлежащим к выборке и для него $V_i = 1$. Если же $\gamma[f_1(i)] > P_v$, то элемент считается не принадлежащим к выборке и для него $V_i = 0$. Для уточнения модели выборки вычислим реальное количество элементов, для которых $V_i = 1$, и при отклонении этого количества от величины n либо добавляем элементы с $V_i = 1$, либо исключаем отдельные элементы с $V_i = 1$. Естественно, что и в том и в другом случае необходимо осуществлять случайный выбор подобных элементов, для чего вновь генерируется случайное число $\gamma[f_2(i)]$, равномерно распределенное в интервале $[0, 1]$ и по его значению определяют номер элемента в выборке, который необходимо удалить, или номер элемента в партии, который необходимо добавить в выборку.

После уточнения размера выборки для данного шага моделирования может быть опреде-

лено количество негодных (дефектных) изделий в выборке:

$$d = \sum_{i=0}^N B_i V_i. \quad (4)$$

Если $d \leq c$, партия принимается, а при $d > c$ партия целиком бракуется. Если партия принимается, то к потребителю поступает

$D_{\text{потр}} = \sum_{i=0}^N B_i - \sum_{i=0}^N B_i V_i$ дефектных изделий (патронов). Если $D_{\text{потр}} > D_{\text{кр}} \approx \text{int}(P_{\text{кр}} N)$, то потребитель имеет право представить производителю рекламацию на сумму

$$\begin{aligned} R_{\text{потр}} &= C_p (D - D_{\text{кр}}) = \\ &= C_p \{D - \text{int}[P_{\text{кр}} (N - n)]\}. \end{aligned} \quad (5)$$

Тогда моделируемая партия патронов может обеспечить следующий финансовый результат:

$$\begin{aligned} \Phi &= \Pi_n (N - n) - C_n N - C_k n - \\ &- C_p \{D - \text{int}[P_{\text{кр}} (N - n)]\}, \end{aligned} \quad (6)$$

где Π_n — цена патрона; C_n — себестоимость изготовления патрона; C_k — себестоимость контроля патрона.

Если партия бракуется, т. е. $d > c$, то моделируемая партия патронов обеспечивает финансовый результат, который может быть оценен по зависимости

$$\Phi = -C_n N - C_k n. \quad (7)$$

Однако на практике возможны варианты, когда при незначительном превышении значения d над c бракованная партия смешивается с годной, вновь осуществляется выборочный контроль, и, если подобная смешанная партия окажется годной, она может быть направлена к потребителю. Подобные варианты контроля также могут быть проанализированы на основе статистического моделирования.

Если требуется унифицировать планы контроля для J различных марок патронов, то рассмотренный алгоритм статистического моделирования используется для каждой из этих марок и вычисляется суммарный финансовый

результат $\Phi_\Sigma = \sum_{j=1}^J \Phi_j$. Затем моделирование по-

вторяется многократно и определяется среднее значение финансового результата для выбранного плана контроля. Варьируя значения параметров плана, можно определить оптимальный унифицированный план, который при одинаковых размерах выборки, но при различных приемочных числах обеспечивается максимальный финансовый результат.

Исходный унифицированный план контроля, с которого начинается моделирование, можно выбрать с использованием элементов кластерного анализа как план, соответствующий центру кластера, сформированного из существующих в настоящее время планов контроля для различных марок патронов. Дальнейший поиск может осуществляться либо методом восхождения по градиенту, либо методом конкурирующих точек. При этом также представляют интерес результаты, которые могут быть получены при варьировании величины $P_{кр}$ и величины реального уровня засоренности браком P .

На первый взгляд, может показаться, что результаты статистического моделирования всегда совпадут с результатами, полученными на основе аналитических выражений. Однако на практике обнаружено заметное отличие результатов даже при постоянных значениях засоренности браком. Существенным преимуществом статистического моделирования является также возможность анализа вариантов контроля при изменении засоренности от партии к партии или даже внутри одной партии. В последнем случае предполагается, что номер элемента в множестве $\{a_1, a_2, \dots, a_i, \dots, a_N\}$ соответству-

ет моменту времени изготовления патрона и при определении функции B_i методом Джона фон Неймана учитывается изменение вероятности появления дефектного изделия в зависимости от его номера в партии. Таким способом могут быть учтены не только статические распределения годных и бракованных изделий, но и динамические тренды, соответствующие реальному изменению этих распределений.

Решение задачи имитационного статистического моделирования удобно осуществлять с использованием систем управления базами данных. При этом и модель партии, и модель плана будут представлять собой либо базы данных, либо таблицы баз данных. Высокая скорость вычислительных операций современных ЭВМ позволяет обеспечить приемлемую продолжительность имитационного моделирования даже при работе систем в режиме интерпретации. Когда требуется решение задач с многократной выборкой, возможно также использование языков программирования высокого уровня, позволяющих работать с базами данных в режиме компиляции, что существенно повышает скорость вычислений.

Литература

1. Григорович В.Г., Юдин С.В., Козлова Н.О., Шильдин В.В. Информационные методы в управлении качеством. М.: РИА «Стандарты и качество», 2001. 208 с.
2. Строителев В.Н., Яницкий В.Е. Статистические методы в управлении качеством. М.: Европейский центр по качеству, 2002. 164 с.
3. Соболев И.М. Метод Монте-Карло. М.: Наука, 1985. 80 с.

Статья поступила в редакцию 01.03.2011 г.