

Научная статья

УДК 681.5

URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=176857>

СОКРАЩЕНИЕ ОБЪЕМА ТЕСТОВОЙ ВЫБОРКИ ЭЛЕМЕНТОВ КОСМИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ПРИ ПРОВЕДЕНИИ КОНТРОЛЬНЫХ ИСПЫТАНИЙ

Никита Алексеевич Осипов¹, Анатолий Сергеевич Мусиенко^{2✉},

Олег Александрович Меркушев³

^{1,2,3}Военно-космическая академия имени А.Ф. Можайского,

Санкт-Петербург, Россия

²vka@mil.ru✉

Аннотация. В статье описана методика, которая объединяет априорную (дополнительную) информацию и текущие данные контроля испытаний элементов космических средств с целью достижения целей отбора и получения более высокой оценки преследуемого объекта.

Предложенная методика базируется на математическом аппарате динамических байесовских сетей, а также основных понятиях и соотношениях теории надежности и технической диагностики систем. Исходными данными является информация о техническом состоянии элементов космических средств в ходе проведения контроля испытания, сведения о надежности (структурно-логические

схемы, интенсивности отказов элементов) технологического оборудования, а также модели диагностирования, связывающие виды технических состояний и диагностические признаки дефектных изделий.

Предложено использовать метод отбора в динамической байесовской сети для выявления несоответствия изделий и оборудования в процессе контроля и диагностирования технического состояния элементов технологического оборудования и описания динамики процесса.

Апостериорный вывод позволяет объединить разнородную начальную информацию и поступающие новые данные для получения комплексной оценки в ходе технологического процесса и состояние технологического оборудования с целью принятия специалистом обоснованного решения о продолжении или приостановке технологического процесса, в случае обнаружения дефекта и принятию мер по их устранению.

Преимуществом данной методики является возможность учета в качестве разнородной априорной информации, включающей форматное представление испытуемого, так и результаты контрольных испытаний.

Приводится реализация данного подхода к контрольным исследованиям выборки ограниченного объема. Обосновывается возможность по результатам испытаний выборочной проверки оценить прогнозируемое значение дефектных изделий во всей партии с достаточной целью для принятия решения выборочного контроля.

Рассматриваемая методика объединяет в себе априорную информацию и данные, полученные в результате испытаний, что в ходе сравнения позволяет получить необходимую точность для выявления дефектов изделия.

Предлагаемая методика может быть использована специалистами при проведении операций контроля и испытаний системы с целью повышения оперативности отбора и выявления дефектных изделий.

Ключевые слова: априорное распределение, контрольные испытания, функция правдоподобия, байесовская оценка, апостериорное распределение, точность оценки, выборочный контроль

Для цитирования: Осипов Н.А., Мусиенко А.С., Меркушев О.А. Сокращение объема тестовой выборки элементов космических средств при проведении контрольных испытаний // Труды МАИ. 2023. № 132. URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=176857>

Original article

REDUCING THE VOLUME OF THE TEST SAMPLE OF SPACECRAFT ELEMENTS DURING CONTROL TESTS

Nikita A. Osipov¹, Anatoly S. Musienko^{2✉}, Oleg A. Merkushev³

^{1.2.3}Military space Academy named after A.F. Mozhaisky,

Saint Petersburg, Russia

²vka@mil.ru✉

Abstract. The article describes a methodology, which combines a priori (additional) information and current control data of tests of elements of space vehicles in order to achieve the goals of selection and obtain a higher assessment of the object being pursued.

Proposed the technique is based on the mathematical apparatus of dynamic Bayesian networks, as well as the basic concepts and relationships of the theory of reliability and technical diagnostics of systems. The initial data is information on the technical condition of the elements of space vehicles during the test control, information on the reliability (structural and logical diagrams, failure rates of elements) of technological equipment, as well as diagnostic models linking the types of technical conditions and diagnostic signs of defective products.

It is proposed to use the selection method in a dynamic Bayesian network to identify discrepancies between products and equipment in the process of monitoring and diagnosing the technical condition of the elements of technological equipment and describing the dynamics of the process.

A posteriori inference allows you to combine heterogeneous initial information and incoming new data to obtain a comprehensive assessment during the process and the state of the process equipment in order to make an informed decision by the specialist to continue or suspend the process, if a defect is detected and take measures to eliminate them .

The advantage of this technique is the ability to take into account heterogeneous a priori information, including the format representation of the subject, and the results of control tests.

The implementation of this approach to control studies of a sample of a limited size is given. The possibility is substantiated of the possibility, based on the results of selective inspection tests, to estimate the predicted value of defective products in the entire batch with a sufficient goal for making a decision on selective control.

The method under consideration combines a priori information and data obtained as a result of tests, which, in the course of comparison, makes it possible to obtain the necessary accuracy to detect product defects.

The proposed method can be used by specialists when carrying out control and system testing operations in order to increase the efficiency of selection and detection of defective products.

Keywords: prior distribution, control trials, likelihood function, Bayesian estimate, posterior distribution, estimation accuracy, sampling control

For citation: Osipov N.A., Musienko A.S., Merkushev O.A. Reducing the volume of the test sample of spacecraft elements during control tests. *Trudy MAI*, 2023, no. 132. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=176857>

Введение

Контрольные испытания являются одним из основных видов испытаний на надёжность, в результате которых определяется насколько установленный показатель надёжности системы или автономных ее частей космических средств соответствует заданным техническим условиям и требованиям. По мере повышения надёжности систем и их элементов процесс организации испытаний усложняется, так как для

получения приемлемых оценок и выработки обоснованных решений необходимо либо значительно увеличивать объем (количество) испытываемых контрольных образцов либо продолжительность испытаний. Решением данной проблемы является применение выборочного контроля.

Основной целью выборочных контрольных испытаний является формирование решения о принятии или отклонении партии изделий для дальнейшей эксплуатации. При организации такого контроля в соответствии со стандартами на статистический приемочный контроль устанавливаются контрольные нормативы и решающие правила, на основании которых принимается решение о приеме или браковки партии изделий по результатам контроля. При организации выборочного (статистического) контроля из контролируемой партии продукции в соответствии с планом выборочного контроля извлекают случайным образом выборку (пробу), по результатам контроля которой принимают решение о всей контролируемой партии продукции. В государственных и международных стандартах качества [1-4] сформулированы принципы, согласно которым оценочные модели качества, в рамках технического контроля, предлагается формировать только на основе объективных данных путем сравнения полученных показателей с установленными (нормативными) требованиями.

При проведении выборочного контроля проверке подвергается ограниченное (как правило небольшое) количество изделий, и решение в этом случае приходится принимать по результатам этого выборочного контроля. В зависимости от конкретных условий можно изменять уровень контроля (относительный объем

контролируемых изделий), что позволяет при заданном объеме партии и приемочном уровне дефектности варьировать объемом выборки – предлагается [1 - 6] либо усиливать контроль при ухудшении результатов приемки партий, либо ослаблять контроль при улучшении результатов приемки партий. Ослабление контроля позволяет испытателю существенно уменьшить трудоемкость контроля при удовлетворительном и стабильном качестве поставляемой продукции. Таким образом, любая корректировка плана выборочного контроля в конечном счете сводится к изменению одного из трех характеристик: объема выборки, приемочного числа или приемочного уровня дефектности. Корректировку плана выборочного контроля осуществляют по правилам, предусмотренным государственными стандартами на статистический приемочный контроль [2]. Так как значительная часть изделий остается не проверенной существует вероятность принять ошибочные решения: забраковать партию изделий с низким объемом дефектных изделий, и наоборот, принять партию, в которой много дефектных изделий, так, например, в [2] указывается, что при уменьшении объема выборки почти в десять раз (со 125 при до 13) риск поставщика увеличивается примерно в пять раз (с 2 до 10%), при этом риск потребителя увеличивается примерно в девять раз (с 5 до 45%). В итоге, нехватка информации по причине выборочного контроля приводит к тому, что приходится принимать решения в условиях неопределенности.

Уменьшить неопределенность исходной информации можно с помощью применения ранее полученных данных. Точной информации о качестве контролируемой партии может и не быть, но испытатель может иметь

предварительные знания или ожидания и эта информация побуждает испытателя сформировать априорные представления о качестве партии. Такое объединение возможно в рамках байесовского параметрического обучения, которое занимается корректировкой предварительных знаний с учетом новой информации и тем самым устраняет недостатки оценки максимального правдоподобия при ограниченном объеме количество данных [8-11]. Эта информация в терминах байесовского подхода должна быть интерпретирована как вероятности, т.е. на основе априорной уверенности требуется сформировать априорное распределение и в итоге получить апостериорное распределение как результат байесовского анализа.

Таким образом, проблему выборочного контроля, заключающуюся в нехватке статистических данных, предлагается решить в рамках байесовского подхода, основой которого является представление знаний (особенность в том, что они могут быть совершенно различного рода) эксперта в форме вероятностных оценок и далее в пересмотре этих оценок с появлением новой информации.

Постановка задачи

В общем виде задача может быть сформулирована следующим образом.

Организуется приемочный выборочный контроль [1, 2, 3] – одноступенчатый контроль:

- 1) из контролируемой партии продукции объемом N случайным образом отбирают n единиц продукции;
- 2) эту выборку проверяют и в ней подсчитывают число дефектных изделий m ;

3) применяется решающее правило – если число m меньше или равно приёмочному числу, то партия изделий принимается. В противном случае она бракуется.

Логично предположить, что при выборе плана выборочного контроля необходим компромисс в обосновании того объема выборки, которой устроил бы обе стороны (потребителя и поставщика).

Предлагается подвергать контролю меньший объем партии N_0 ($N_0 < N$), из которого случайным образом отбирать n_0 единиц продукции и подсчитывать число дефектных изделий m_0 .

Требуется по результатам испытаний сокращенной выборки (m_0) оценить возможное значение дефектных изделий во всей партии – m . Полученный результат предлагается использовать при принятии решений выборочного контроля с выборкой большего объема (N).

Для объединения данных используем байесовское параметрическое обучение, при котором на основе теоремы Байеса определяется апостериорная вероятность как пропорциональное произведение правдоподобия на априорную вероятность [12]:

$$p(\theta | D) = \frac{p(\theta)p(D | \theta)}{p(D)},$$

где D – результат текущих контрольных испытаний,

$p(\theta|D)$ – искомое распределение вероятностей параметров модели после того, как приняты данные (апостериорная вероятность),

$p(D|\theta)$ – вероятность получения данных при установленных параметрах модели (функция правдоподобия, likelihood) – результат контрольных испытаний,

$p(\theta)$ – априорная вероятность – математическая формализация априорной информации об объекте исследования.

Процесс можно описать следующим образом:

1. Определение результатов выборочного контроля.
2. Установление статистической модели (моделью наблюдений), связывающей данные с параметрами.
3. Формирование (математическая формализация) априорного распределения.
4. Получение апостериорного распределения.
5. Расчет параметров апостериорного распределения в зависимости от выбранного вида функции потерь (среднее или мода).
6. Анализ чувствительности полученных апостериорных результатов относительно возможных изменений априорных распределений.

Таким образом, в результате применения теоремы Байеса формируется апостериорное распределение, а в качестве конечного результата – оценки принимается наилучшая оценка этого распределения (математическое ожидание или мода).

Формализация дополнительной информации

Выбор априорного распределения является важным этапом байесовского параметрического обучения, так как в основном его вид определяет итоговый результат, и ошибочные априорные данные могут существенно исказить этот результат. Форма априорного распределения воплощает объем знаний, которые

испытатель имеет о неизвестном параметре перед началом испытаний. Чем более он информирован, тем более фокусированным (целенаправленным) будет предварительное распределение. Априорное распределение неизвестного параметра информативно, если заранее можно предположить, где находятся более вероятные значения, или же в крайнем случае неинформативно (в этом случае можно использовать равномерное распределение).

В общем случае по теореме Байеса любое априорное распределение может быть использовано с любой функцией правдоподобия [7, 8]. В практических случаях обычно используют сопряженные априорные распределения результатов эксперимента [7].

Формализуем предварительные знания для организации контрольных испытаний в виде априорного распределения возможных значений.

Исследователь может предположить, что в подобных партиях (той которая выставляется на контрольные испытания), уровень дефектности (доля дефектных изделий) составит некое конкретное значение. В байесовской статистике [11] это относят к ожиданиям, связанными с долями – для неизвестного значения можно представить знания испытателя-экспериментатора в форме вероятностного распределения, заданного на отрезке от 0 до 1. Поскольку в данном случае испытатель имеет дело с фактом наблюдения или не наблюдения события, то можно принять, что природа эксперимента биномиальная и, следовательно, в качестве априорного распределения можно выбрать биномиальное распределение, описываемое следующим соотношением:

$$P_n(m) = C_n^m p^m (1-p)^{n-m}$$

где C_n^m - число сочетаний m из n ;

p – вероятность наступления события – в данном случае представляет долю дефектных изделий в выборке, значение которое выражает ожидания испытателя;

m и n – количество изделий в выборке и число дефектных соответственно.

Например, при ожиданиях испытателя, что в партии доля дефектных изделий составляет 5%, априорное биномиальное распределение для выборки объемом 20 изделий будет иметь вид, показанный на рис. 1.

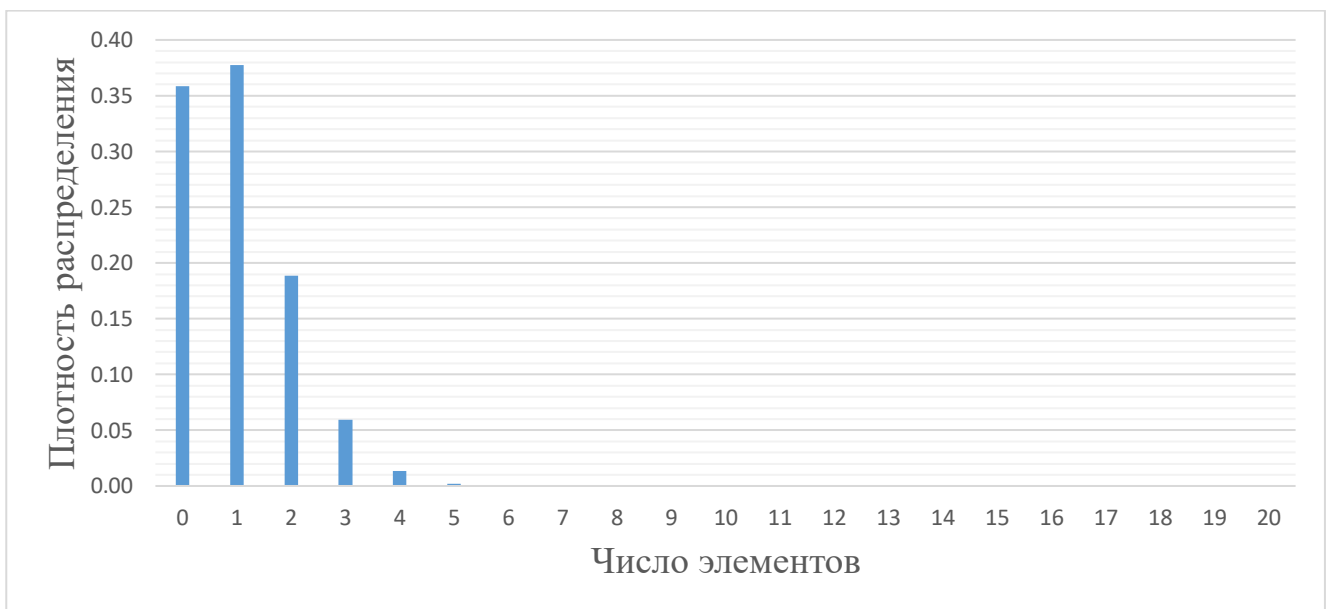


Рисунок 1 – Примеры априорного биномиального распределения

Как видно из рисунка 1, наиболее вероятно, что из партии 20-ти изделий одно изделие окажется дефектным, также высока вероятность, что дефектных изделий не будет вовсе, остальные возможные результаты имеют существенно меньшую вероятность возникновения.

Обработка данных контрольных испытаний

По условию задачи контрольным испытаниям подвергается часть партии объемом N_0 ($N_0 < N$). Результатом испытаний является n_0 единиц продукции и подсчитывают число дефектных изделий m_0 .

Функцию правдоподобия для такого эксперимента (отбор фиксированного количества элементов из конечной генеральной совокупности) представим с помощью гипергеометрического распределения. Гипергеометрическое распределение описывает вероятность того, что в выборке определенного объема, некоторое количество объектов окажутся бракованными:

$$P(m_0) = \frac{C_{m_0}^M C_{N_0 - m_0}^{N - M}}{C_{N_0}^N}$$

где m_0 – количество дефектных изделий в выборке;

N_0 – размер выборки;

M – количество дефектных изделий в совокупности;

N – количество изделий в исходной совокупности.

Например, при контрольных испытаниях части партии (вся партия включает 20 изделий) контролю было подвержено 8 изделий, в результате получено, что 2 изделия оказались дефектными. В этом случае функция правдоподобия, реализованное как гипергеометрическое распределение будет иметь следующий вид (см. рис. 2):

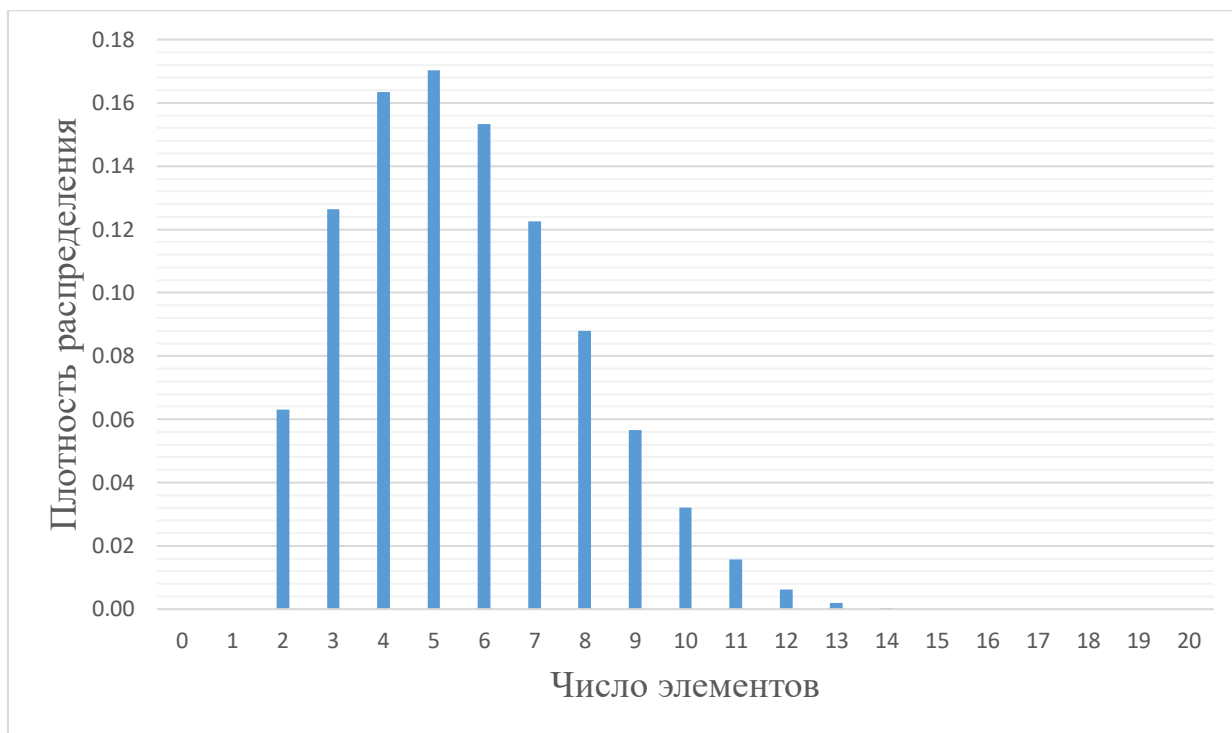


Рисунок 2 – Пример функции правдоподобия – гипергеометрическое распределение

Значение, возвращаемое функцией правдоподобия, является вероятностью заданного количества дефектных изделий в исходной выборке.

В результате имитационного эксперимента по испытаниям выборки ограниченного объема (из двадцати изделий контролю подвергались 8 и 16 изделий) были получены следующие параметры (см. табл. 1):

- математическое ожидание дискретной случайной величины, полученное как сумма произведений всех ее возможных значений на их вероятности (M_X);
- мода как наиболее вероятное значение случайной величины (Md_X);
- среднее квадратическое отклонение случайной величины (σ_X);
- ширина интервала разброса возможных значений согласно правилу “трех-сигм”: $\Delta = |(M_X + 3\sigma) - (M_X - 3\sigma)|$.

Таблица 1.

Результаты имитационного эксперимента

n	8				16									
x	0	2	4	6	0	2	4	6	8	10	12	14	16	
M_X	1,2	5,6	10	14,4	0,22	2,67	5,11	7,55	10	12,44	14,88	17,33	19,77	
Md_X	0	5	10	15	0	2	5	7	10	13	15	18	20	
σ_X	1,5	2,2	2,4	2,2	0,49	0,8	0,96	1,05	1,08	1,05	0,96	0,8	0,49	
Δ	8,4	13	14,7	13,4	2,96	4,8	5,78	6,29	6,46	6,29	5,78	4,81	2,96	

Анализ полученных данных показывает, что даже при испытаниях 16-ти изделий точность результатов (значения σ_X и Δ) неприемлема для принятия решения о применении оцениваемого параметра. Эту проблему должна решить описываемая в данной работе методика параметрического байесовского обучения.

Формирование апостериорного распределения

Выше было отмечено, что результатом байесовского анализа является апостериорное распределение и информация о параметрах исследуемого набора данных и модели содержится в этом распределении. На основе функции правдоподобия и априорного распределения по формуле (1) для рассматриваемого примера апостериорное распределение примет вид как на рисунке 3. Из рисунка видно, что точность оцениваемого параметра с учетом априорной оценки явно лучше. Для подтверждения этого предположения было проведено имитационное моделирование при таких же исходных данных, что и для обычного эксперимента.

В результате имитационного эксперимента по испытаниям выборки ограниченного объема (из двадцати изделий контролю подвергались 8 и 16 изделий) были получены следующие параметры (см. табл. 2):

- значение математического ожидания апостериорного распределения (M_{pX});
- мода апостериорного распределения (Mdp_X);
- среднее квадратическое отклонение случайной величины (σ_{pX});
- ширина интервала разброса возможных значений согласно правилу “трех-

сигм”: $\Delta_p = |(M_{pX} + 3\sigma_{pX}) - (M_{pX} - 3\sigma_{pX})|$;

- выигрыш в точности – отношение отклонений σ_X к σ_{pX} (σ_X / σ_{pX}).

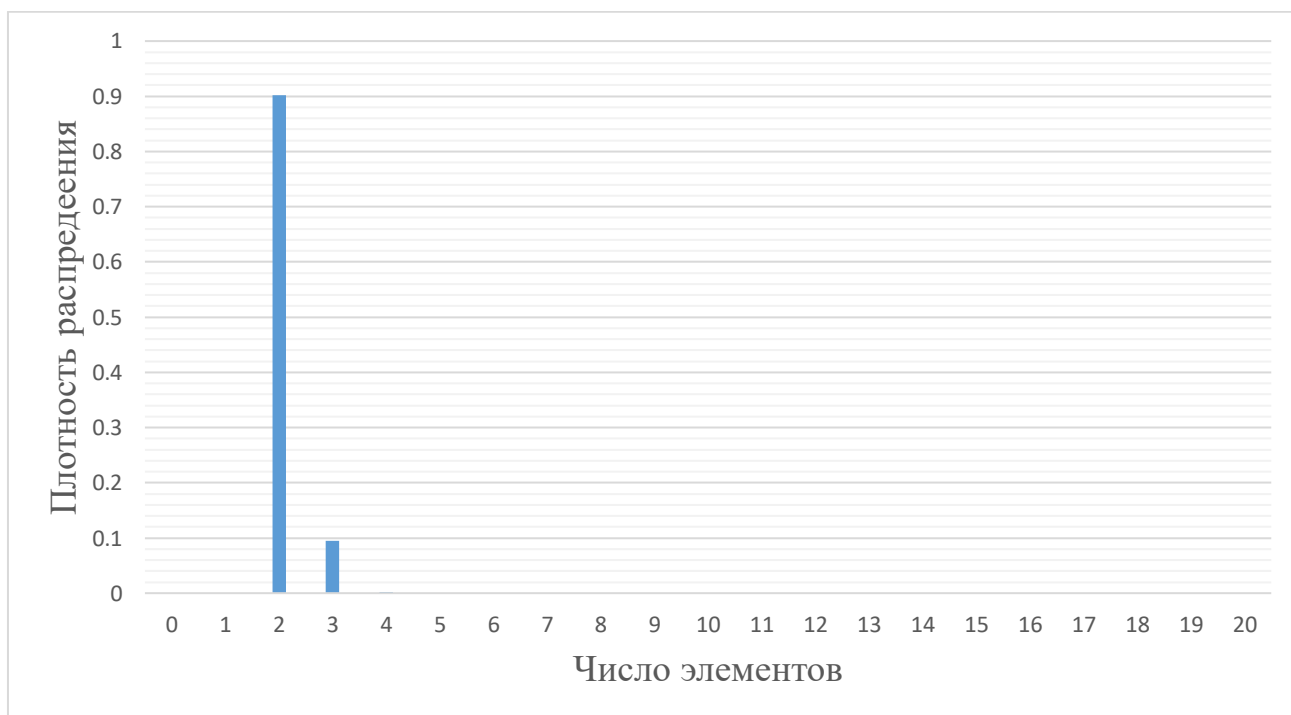


Рисунок 3 – Пример апостериорного распределения

Таблица 2. Результаты имитационного эксперимента

n	8					16									
x	0	2	4	6	8	0	2	4	6	8	10	12	14	16	

Mr_X	0,6	2,6	4,6	6,6	8,6	0,2	2,2	4,2	6,2	8,2	10,2	12,2	14,2	16,2
Mdp_X	0	2	4	6	8	0	2	4	6	8	10	12	14	16
σ_{p_X}	0,75	0,75	0,75	0,75	0,75	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44
Δ_p	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62
σ_X / σ_{p_X}	3,79	8,84	10,5	8,84	3,79	1,28	3,39	4,89	5,79	6,09	5,79	4,89	3,39	1,28

Из таблицы 2 видно, что выигрыш в точности байесовской оценки больше, особенно при малом объеме выборки, что подтверждает сделанные ранее предположения.

Апостериорное распределение обобщило логические выводы испытателя о предполагаемой модели и о полученных в результате испытаний данных. Результатом объединения данных является апостериорное распределение, а конкретное количество дефектных изделий в исходной выборке (требуемое возможное значение дефектных изделий во всей партии m согласно постановке задачи) можно определить, как наиболее вероятное значение – мода апостериорного распределения (Mdp_X).

Из рисунка 3 можно сделать вывод о том, что апостериорное распределение, в основном, определяется априорным, так как объем испытаний мал и функция правдоподобия оказывает слабое влияние на результат, размах (разброс) апостериорного распределения пропорционален неопределенности, присущей значению параметра: чем больше размах распределения, тем меньше степень уверенности.

Заключение

Рассмотренная методика объединения априорной информации и данных текущих контрольных испытаний при наличии достаточно правдоподобной априорной информации позволяет получить объединенную оценку исследуемого параметра с приемлемой точностью. По результатам испытаний сокращенной выборки – числе отказавших изделий можно оценить возможное значение дефектных изделий во всей партии с достаточной степенью точности для принятия обоснованного решения выборочного контроля с выборкой большего объема.

Список источников

1. ГОСТ 20911-89. Техническая диагностика. Термины и определения. - М.: Стандартиформ, 2009. -11 с.
2. ГОСТ Р ИСО 2859-1-2007. Планы выборочного контроля последовательных партий на основе приемлемого уровня качества. Часть 1. – М.: Стандартиформ, 2007. 104 с.
3. ГОСТ Р МЭК 61124-2016. Статистические методы. Планирование и обработка результатов контрольных испытаний в случае постоянных интенсивности отказов и параметра потока отказов. – М.: Стандартиформ, 2016. - 40 с.
4. ГОСТ Р 50779.12-2021. Статистические методы. Статистический контроль качества. Методы случайного отбора выборок штучной продукции. – М.: Стандартиформ, 2021. -20 с.

5. Р 50.1.100 – 2014. Статистические методы. Три подхода к интерпретации и оценке неопределенности измерений. - М.: Стандартиформ, 2015. – 32 с.
6. Мартин О. Байесовский анализ на Python. – М.: ДМК Пресс, 2020. – 340 с.
7. Дэвидсон-Пайлон Кэмерон. Вероятностное программирование на Python: байесовский вывод и алгоритмы. - СПб.: Питер, 2019. – 256 с.
8. Курт Уилл. Байесовская статистика: Star Wars, LEGO, резиновые уточки и многое другое. - СПб.: Питер, 2021. – 304 с.
9. Хей Дж. Введение в методы байесовского статистического вывода. - М.: Финансы и статистика, 1987. - 336 с.
10. Кохендерфер М., Уилер Т., Рэй К. Алгоритмы принятия решений. – М.: ДМК Пресс, 2023. – 684 с.
11. Соловьев В.А., Любинский В.Е., Жук Е.И. Текущее состояние и перспективы развития системы управления полетами космических аппаратов // Пилотируемые полеты в космос. 2012. № 2 (4). С. 44–51.
12. Микрин Е.А., Орловский И.В., Брагазин А.Ф., Усков А.В. Новые возможности автономной системы управления модернизированных кораблей «Союз» и «Прогресс» для реализации «быстрой» встречи с МКС // Космическая техника и технологии. 2015. № 4 (11). С. 58–67.
13. Соловьев В.А., Лысенко Л.Н., Любинский В.Е. Управление космическими полётами. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2010. Ч. 2. - 428 с.
14. Осипов Н.А., Дорожко И.В. Методика диагностирования автоматизированных систем управления сложными объектами с использованием

априорной информации // Известия вузов. Приборостроение. 2013. Т. 56. № 1. С. 18–26.

15. Дорожко И.В., Захарова Е.А., Осипов Н.А. Модель оценки вероятности безотказной работы сложных технических комплексов на основе динамических байесовских сетей // Труды Военно-космической академии им. А.Ф. Можайского. 2019. № 669. С. 216-223.

16. Дорожко И.В., Осипов Н.А., Иванов О.А. Прогнозирование технического состояния сложных технических систем с помощью метода Берга и байесовских сетей // Труды МАИ. 2020. № 113. URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=118181>. DOI: [10.34759/trd-2020-113-14](https://doi.org/10.34759/trd-2020-113-14)

17. Дорожко И.В., Горохов Г.М., Кириллов И.А. Методический подход к разработке системы поддержки принятия решений оператора автоматизированной системы управления технологическими процессами на основе динамических байесовских сетей // Труды МАИ. 2022. № 125. URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=168195>. DOI: [10.34759/trd-2022-125-23](https://doi.org/10.34759/trd-2022-125-23)

18. Дорожко И.В., Иванов О.А. Модель системы поддержки принятия решений для диагностирования бортовых систем космического аппарата на основе байесовских сетей // Труды МАИ. 2021. № 118. URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=158259>. DOI: [10.34759/trd-2021-118-19](https://doi.org/10.34759/trd-2021-118-19)

19. Гусеница Я.Н., Дорожко И.В., Кочанов И.А., Петухов А.Б. Научно-методический подход к оцениванию готовности сложных технических комплексов с

учетом метрологического обеспечения // Труды МАИ. 2018. № 98. URL:
<https://trudymai.ru/published.php?ID=90383>

20. Привалов А.Е., Дорожко И.В., Захарова Е.А., Копейка А.Л. Имитационная модель оценивания коэффициента готовности сложных технических систем с учетом характеристик процесса диагностирования // Труды МАИ. 2018. № 103. URL:
<https://trudymai.ru/published.php?ID=101526>

References

1. *GOST 20911-89. Tekhnicheskaya diagnostika. Terminy i opredeleniya* (GOST 20911-89. Technical diagnostics. Terms and definitions), Moscow, Standartinform, 2009, 11 p.
2. *GOST R ISO 2859-1-2007. Plany vyborochnogo kontrolya posledovatel'nykh partii na osnove priemlemogo urovnya kachestva. Chast' 1.* (GOST R ISO 2859-1-2007. Sampling plans for successive lots based on acceptable quality levels Part.1.), Moscow, Standartinform, 2007, 104 p.
3. *GOST R MEK 61124-2016. Statisticheskie metody. Planirovanie i obrabotka rezul'tatov kontrol'nykh ispytanii v sluchae postoyannykh intensivnosti otkazov i parametra potoka otkazov* (GOST R IEC 61124-2016. Statistical methods. Planning and processing of proof test results in case of constant failure rate and failure rate parameter), Moscow, Standartinform, 2016, 40 p.
4. *GOST R 50779.12-2021. Statisticheskie metody. Statisticheskii kontrol' kachestva. Metody sluchainogo otbora vyborok shtuchnoi produktsii* (GOST R 50779.12-2021.

Statistical methods. Statistical quality control. Methods of random selection of samples of piece products), Moscow, Standartinform, 2021, 20 p.

5. R 50.1.100 – 2014. *Statisticheskie metody. Tri podkhoda k interpretatsii i otsenke neopredelennosti izmerenii* (R 50.1.100 - 2014. Statistical methods. Three approaches to the interpretation and evaluation of measurement uncertainty), Moscow, Standartinform, 2015, 32 p.

6. Martin O. *Baiesovskii analiz na Python* (Bayesian analysis in Python), Moscow, DMK Press, 2020, 340 p.

7. Devidson-Pailon Kameron. *Veroyatnostnoe programmirovaniye na Python: baiesovskii vyvod i algoritmy* (Probabilistic programming in Python: Bayesian inference and algorithms), Saint Pttersburg, Piter, 2019, 256 p.

8. Kurt Uill. *Baiesovskaya statistika: Star Wars, LEGO, rezinovye utochki i mnogoe drugoe* (Bayesian stats: Star Wars, LEGO, rubber ducks and more), Saint Pttersburg, Piter, 2021, 304 p.

9. Khei Dzh. *Vvedenie v metody baiesovskogo statisticheskogo vyvoda* (Introduction to methods of Bayesian statistical inference), Moscow, Finansy i statistika, 1987, 336 p.

10. Kokhenderfer M., Uiler T., Rei K. *Algoritmy prinyatiya reshenii* (Algorithms for decision making), Moscow, DMK Press, 2023, 684 p.

11. Solov'ev V.A., Lyubinskii V.E., Zhuk E.I. *Pilotiruemye polety v kosmos*, 2012, no. 2 (4), pp. 44-51.

12. Mikrin E.A., Orlovskii I.V., Bragazin A.F., Uskov A.V. *Kosmicheskaya tekhnika i tekhnologii*, 2015, no. 4 (11), pp. 58–67.

13. Solov'ev V.A., Lysenko L.N., Lyubinskii V.E. *Upravlenie kosmicheskimi poletami* (Space flight control), Moscow, Izd-vo MGTU im. N.E. Baumana, 2010, vol. 2, 428 p.
14. Osipov N.A., Dorozhko I.V. *Izvestiya vuzov. Priborostroenie*, 2013, vol. 56, no. 1, pp. 18–26.
15. Dorozhko I.V., Zakharova E.A., Osipov N.A. *Trudy VoЕННО-kosmicheskoi akademii im. A.F. Mozhaiskogo*, 2019, no. 669, pp. 216-223.
16. Dorozhko I.V., Osipov N.A., Ivanov O.A. *Trudy MAI*, 2020, no. 113. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=118181>. DOI: 10.34759/trd-2020-113-14
17. Dorozhko I.V., Gorokhov G.M., Kirillov I.A. *Trudy MAI*, 2022, no. 125. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=168195>. DOI: 10.34759/trd-2022-125-23
18. Dorozhko I.V., Ivanov O.A. *Trudy MAI*, 2021, no 118. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=158259>. DOI: 10.34759/trd-2021-118-19
19. Gusenitsa Ya.N., Dorozhko I.V., Kochanov I.A., Petukhov A.B. *Trudy MAI*, 2018, no. 98. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=90383>
20. Privalov A.E., Dorozhko I.V., Zakharova E.A., Kopeika A.L. *Trudy MAI*, 2018, no. 103. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=101526>

Статья поступила в редакцию 16.05.2023

Одобрена после рецензирования 25.05.2023

Принята к публикации 27.10.2023

The article was submitted on 16.05.2023; approved after reviewing on 25.05.2023; accepted for publication on 27.10.2023