

## РАДИОТЕХНИКА И СВЯЗЬ

Научная статья  
УДК 621.382.049.77  
DOI: [10.34759/trd-2023-131-14](https://doi.org/10.34759/trd-2023-131-14)

### ПРОГНОЗНЫЕ МАТЕМАТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ТОНКОПЛЁНОЧНЫХ ЭЛЕМЕНТОВ МИКРОСБОРОК

Михаил Николаевич Пиганов<sup>1</sup> ✉, Алексей Владимирович Куликов<sup>1,2</sup>,  
Дмитрий Николаевич Новомейский<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>Самарский национальный исследовательский университет имени академика  
С.П. Королева, Самара, Россия

<sup>2</sup>Научно-исследовательский институт "Экран", Самара, Россия

<sup>1</sup>[kipres@ssau.ru](mailto:kipres@ssau.ru) ✉

<sup>2</sup>[avksam@mail.ru](mailto:avksam@mail.ru)

<sup>3</sup>[dmitr.novomejscky@yandex.ru](mailto:dmitr.novomejscky@yandex.ru)

**Аннотация.** Для индивидуального прогнозирования показателей качества и надёжности тонкоплёночных резисторов и конденсаторов микросборок предложены математические модели, разработанные на основе методов теории распознавания образов и экстраполяции. Приведена оценка эффективности прогнозирования на основе предложенных моделей. Построенные модели рекомендовано использовать для решения задач индивидуального прогнозирования элементов с классификацией.

**Ключевые слова:** прогнозная математическая модель, прогнозирование, эффективность, анализ тонкоплёночных резисторов, конденсатор, микросборка, бортовое устройство

**Для цитирования:** Пиганов М.Н., Куликов А.В., Новомейский Д.Н. Прогнозные математические модели тонкоплёночных элементов микросборок // Труды МАИ. 2023. № 131. DOI: [10.34759/trd-2023-131-14](https://doi.org/10.34759/trd-2023-131-14)

Original article

## **RADIO ENGINEERING AND COMMUNICATION**

### **PREDICTIONAL MATHEMATICAL MODELS OF THIN-FILM ELEMENTS OF MICROASSEMBLY**

**Mikhail N. Piganov**<sup>1✉</sup>, **Alexey V. Kulikov**<sup>1,2</sup>, **Dmitry N. Novomeisky**<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>Samara National Research University named after Academician S.P. Koroleva, Samara, Russia

<sup>2</sup>Scientific Research Institute "Screen", Samara, Russia

<sup>1</sup>[kipres@ssau.ru](mailto:kipres@ssau.ru)✉

<sup>2</sup>[avksam@mail.ru](mailto:avksam@mail.ru)

<sup>3</sup>[dmitr.novomejsky@yandex.ru](mailto:dmitr.novomejsky@yandex.ru)

**Abstract.** The lion share of the onboard equipment failures (up to 70%) is stipulated by the inadequate reliability of the onboard equipment electronic parts base.

One of the effective ways to improve the onboard radio-electronic systems quality consists in selecting highly reliable elements and components based on the results of diagnostic control or individual prediction (IP) of their future state. This is especially true for the devices and elements, such as thin-film microassemblies with high-precision resistors and capacitors.

One of the most important operations in such microassemblies manufacturing is the thin-film elements trimming to the nominal value. However, this trimming operation often introduces a perturbing effect into their structure, which reduces the temporal stability and reliability of these elements. This makes the procedure for rejecting potentially unreliable elements and selecting high-quality samples for the onboard equipment (the IP based) especially up-to-date. Mathematical models are proposed for individual prediction of quality and reliability indicators of microassembly thin-film resistors and capacitors.

An expert survey was conducted to select the forecasting method. With account for the fact that informative parameters were previously identified for the class of microassemblies and thin-film elements under study, the following methods of pattern recognition theory were selected as the main ones: the method of discriminant functions, potential and regression functions (models), as well as the extrapolation method. The latter was employed for the case of low information content of the parameters.

Forecasting effectiveness estimate based on the proposed models is presented. The developed models are recommended to be applied for solving problems of individual prediction of elements with classification.

**Keywords:** predictive mathematical model, prediction, efficiency, analysis of thin film resistors, capacitor, microassembly, on-board device

**For citation:** Piganov M.N., Kulikov A.V., Novomeisky D.N. Predictional mathematical models of thin-film elements of microassembly. *Trudy MAI*, 2023, no. 131. DOI: [10.34759/trd-2023-131-14](https://doi.org/10.34759/trd-2023-131-14)

## Введение

Для повышения надёжности и качества изделий авиационной и ракетно-космической техники на основных этапах их проектирования, испытания и производства широко используют различные методы моделирования, контроля и прогнозирования [1-10].

Авторами [1] предложено использовать методы математического моделирования для определения в полёте степени ухудшения характеристик газотурбинного двигателя. Рассмотрен пример определения величин изменения коэффициентов полезного действия узлов двигателя.

В работе [8] приведена процедура формализации стратегий как элемент методики учёта факторов неопределённости при прогнозировании показателей реализации программ создания космической техники.

Расчётно-экспериментальная методика с использованием методов конечно-элементного моделирования на базе комплекса ANSYS использована в [9] для прогнозирования предела выносливости упрочнённых резьбовых деталей авиационных конструкций.

Для прогнозирования остаточного ресурса летательного аппарата (ЛА) при его разгерметизации авторам [10] предложены методика и алгоритм. Они позволяют более корректно производить диагностику отсеков ЛА в условиях лётной эксплуатации.

В [2] предложена имитационная модель канала связи с группирующимися ошибками. Она учитывает аддитивный белый гауссовский шум и позволяет наблюдать наличие случайных ошибок.

Математическое прогнозирование было успешно использовано в [1] для отбраковки потенциально ненадёжных образцов микропроцессорных контроллеров температуры, которые управляют работой систем терморегулирования космических аппаратов. Прогнозирование проводилось по результатам автономных испытаний.

### **Постановка задачи**

Для построения бортовых систем часто используют гибридные микросхемы (ГИМС) и микросборки (МСБ). С ростом степени интеграции их функции становятся всё более специализированными. Это вызывает рост заказных ГИМС и МСБ. Часто они реализуются в виде полуфабрикатов. Это касается в первую очередь аналоговых устройств.

В современной радиоэлектронной аппаратуре большая часть отказов (до 70%) обусловлена недостаточной надёжностью электронной компонентной базы (ЭКБ). Для снижения доли их отказов аппаратуру комплектуют ЭКБ специального назначения, производимой по более жёсткой технологии [11].

Одним из эффективных способов повышения качества бортовых радиоэлектронных комплексов является отбор высоконадёжных элементов и компонентов по результатам диагностического контроля или индивидуального прогнозирования их будущего состояния. Особо это касается устройств и элементов, выпускаемых в условиях «вертикальной интеграции» [12], таких как, например, тонкоплёночные микросборки. Конструктивной основой таких микросборок является ситалловая подложка. На её рабочей поверхности формируются тонкоплёночные резисторы, конденсаторы и другие элементы, а также монтируются чип-компоненты.

Одной из важнейших операций при этом является подгонка тонкоплёночных элементов к номинальному значению. Однако операция подгонки часто вносит возмущающее воздействие в структуру элементов, что снижает временную стабильность и надёжность этих элементов. Это делает процедуру отбраковки потенциально ненадёжных элементов и отбора высококачественных образцов для бортовой аппаратуры (на основе ИП) особо актуальной [13-17].

Прецизионные и высокоточные плёночные резисторы необходимы для создания ряда устройств радиоэлектронных, связных и информационно-измерительных систем. Например, в информационно-измерительных системах они необходимы для построения пассивных схем сравнения, масштабирующих, времязадающих и спусковых устройств, в блоках задания программ и допусковых границ, а также в генераторах различного назначения и высокочастотных фильтрах. Специфические особенности прецизионных плёночных резисторов позволяют легко реализовать в микроэлектронном исполнении функциональные мосты постоянного и переменного

тока, универсальные декодирующие сетки аналогоцифровых преобразователей с применением двойной последовательности элементов, сетки типа R-2R или в последовательностях двоично-десятичного кода, двоично-весовые резисторные цепи, опорные плечи мостов тензометрической аппаратуры, опорные резисторы и делители напряжения в выходных цепях параметрических и компенсационных стабилизаторов напряжения и тока, а также в датчиках опорных сигналов, построенных на их базе, одно- и многопредельные шунты и делители напряжения во входных цепях обратной связи измерительных усилителей постоянного и переменного тока.

Высокую точность изготовления может обеспечить лазерный способ. Однако дальнейшие исследования показали, что он вносит большие возмущающие воздействия в структуру элемента, что приводит к большому дрейфу сопротивления, увеличению шумов и нелинейности элемента. Ожидания специалистов не оправдались. Значительно меньшее возмущающее воздействие оказывает метод ФР.

Однако и он не обеспечивает высоких характеристик элементов после подгонки. В связи с этим актуальным становится отбраковка потенциально нестабильных образцов после подгонки и отбор высококачественных. Для решения этой задачи предлагается проводить прогнозирование. При этом требуется более точные и эффективные прогнозные модели.

### **Выбор методов прогнозирования**

На данном этапе предложено много разных методов прогнозирования [18]. Для выбора метода прогнозирования был проведен экспертный опрос. С учётом того, что для исследуемого класса микросборок и тонкоплёночных элементов ранее были

выявлены информативные параметры, выберем в качестве основных следующие методы теории распознавания образов: метод дискриминантных функций (МДФ), потенциальных (МПФ) и регрессионных функций (МРФ) (моделей (МРМ), а также метод экстраполяции. Последний будем использовать для случая низкой информативности параметров [19, 20].

Первоначально был использован метод дискриминантных функций. В данном случае каждый  $j$ -ый экземпляр выборки, характеризуемый значениями признаков  $x_1^{(j)}, x_2^{(j)}, \dots, x_k^{(j)}$ , представляется некоторой точкой в  $k$ -мерном пространстве признаков (информативных параметров).

Задача индивидуального прогнозирования (ИП) с классификацией на основе теории распознавания образов здесь заключается в разделении этого  $k$ -мерного пространства признаков с помощью некоторой  $(k-1)$ -мерной поверхности на две области, соответствующие классам  $K1$  и  $K2$ . Эта разделяющая поверхность в общем случае задается уравнением 1.

$$g(x_1, x_2, \dots, x_k) = \text{const}. \quad (1)$$

Функция  $g(x_1, x_2, \dots, x_k)$  называется дискриминантной. Для распознавания класса какого-либо экземпляра достаточно по измеренным значениям его признаков определить, в какой области  $k$ -мерного пространства находится точка, координаты которой задаются этими значениями.

Для построения модели требовалось отыскать такие значения коэффициентов  $B_i$  и  $P_g$  уровня поверхности, которые наилучшим образом (в смысле минимума



ошибочных классификаций) задавали бы положение этой гиперплоскости в пространстве признаков.

Используя теорему о числовых характеристиках случайных величин, определяли оценки условных математических ожиданий случайной величины

$$G = g(\tilde{x}_1, \tilde{x}_2, \dots, \tilde{x}_k),$$

при условии, что экземпляр принадлежит к классу годных  $K_1$ :

$$M^*[G/K_1] = \sum_{i=1}^k \beta_i M^*[\tilde{x}_i/K_1],$$

и к классу ненадёжных  $K_2$ :

$$M^*[G/K_2] = \sum_{i=1}^k \beta_i M^*[\tilde{x}_i/K_2],$$

а также соответствующие оценки условных дисперсий, полагая для простоты, что признаки между собой не коррелированы:

$$D^*[G/K_1] = \sum_{i=1}^k \beta_i^2 D^*[\tilde{x}_i/K_1];$$

$$D^*[G/K_2] = \sum_{i=1}^k \beta_i^2 D^*[\tilde{x}_i/K_2].$$

Затем находим пороговое значение  $\Pi_g$  для дискриминантной функции  $g(x_1, x_2, \dots, x_k)$ , которое задает наилучшее положение разделяющей гиперплоскости. При этом, должны выполняться условия:  $M^*[G/K_1] > \Pi_g > M^*[G/K_2]$  или  $M^*[G/K_1] < \Pi_g < M^*[G/K_2]$ . При изменении порога будут изменяться вероятности ошибочных решений. Величину порога находили путем нескольких пересчетов вероятности ошибочных решений по данным обучающего эксперимента для

различных  $P_g$  и выбором такого из них, при котором оказалась наименьшей вероятность ошибочных решений.

Если изменением  $P_g$  не удалось достигнуть приемлемого значения вероятности ошибочных решений, то, оставаясь в пределах МДФ с разделяющей поверхностью в виде гиперплоскости, можно попытаться отыскать наиболее информативные признаки, по которым классы разделяются эффективнее.

Обработка параметров выборок различных радиоэлементов проводилась при помощи программного комплекса «Прогнозирование 1.3».

В процессе обучающего эксперимента измерялись значения всех информативных параметров и прогнозируемого параметра для каждого  $j$ -го экземпляра исходных выборок. Затем производилось сравнение с граничным значением и находили фактический класс экземпляра.

Обучение заключалось в обработке результатов обучающего эксперимента в соответствии с выбранным оператором прогнозирования. В процессе обработки результатов обучающего эксперимента был сделан переход от оперирования со значениями информативных параметров к разностям этих значений и проведено нормирование и центрирование контролируемых информативных параметров, а также нормирование по математическому ожиданию и дисперсии.

Для разработки прогнозных моделей использовали результаты обучающего эксперимента. Затем был использован метод потенциальных функций.

Он позволяет проводить классификацию даже в тех случаях, когда классы «годных» и «негодных» образцов имеют взаимопроникновения.

Результат ИП МПФ представляет классификацию экземпляров по классам годности. По результатам обучения делается вывод: если суммарный потенциал, наводимый на  $j$ -ый экземпляр всеми прочими экземплярами выборки, больше некоторого порогового значения, то данный экземпляр относят к классу  $K_1$  – классу годных, если меньше – относят к классу  $K_2$  – классу негодных (ненадежных). Здесь приняты следующие обозначения:

$\varphi_{j \in K_1}$  – суммарный нормированный потенциал;

$R^{(jl)}$  – расстояние между точками  $j$ -ого и  $l$ -ого экземпляра в пространстве информативных признаков;

$\varphi^{(jl)}$  – потенциал  $j$ -ого экземпляра, наводимый на него  $l$ -ым экземпляром;

$R_j^{(jl)}$  – обобщенное расстояние по всем  $k$  признакам для  $j$ -ого и  $l$ -ого экземпляров.

Нормировка осуществляется либо по математическому ожиданию информативного параметра по всем признакам, либо – среднеквадратичному отклонению, так же осуществляется операция нормирования и центрирования информативных признаков.

Для верификации МДФ и МПФ было проведено ИП на основе регрессионных моделей

Задачу ИП с оценкой значения прогнозируемого параметра решали также с помощью регрессионных моделей. Постановка задачи такого прогнозирования сводилась к нахождению модели (оператора)  $H_x$ .

Оценка значения прогнозируемого параметра  $j$ -го экземпляра для случая, когда принимается линейная модель зависимости между  $\tilde{y}$  и  $x_i$ , находится из выражения:

$$y^{*(j)}(t_{np}) = H_x[\{x_i^{(j)}\}] = B_0 + B_1 x_1^{(j)} + B_2 x_2^{(j)} + \dots + B_i x_i^{(j)} + \dots + B_k x_k^{(j)}, \quad (2)$$

где  $x_i^{(j)}$  - значение  $i$ -го признака  $j$ -го экземпляра;

$B_i$  – постоянные коэффициенты.

Для нахождения коэффициентов  $B_i$  в линейной регрессионной модели удобнее перейти к центрированным и нормированным значениям  $\tilde{x}_{iu}$  случайных величин  $\tilde{x}_i$ , которые определялись по формуле

$$\tilde{x}_{iu} = \frac{\tilde{x}_{iu} - M^*[\tilde{x}_i]}{D^{*1/2}[\tilde{x}_i]}.$$

Здесь  $M^*[\tilde{x}_i]$  и  $D^*[\tilde{x}_i]$  - оценки математического ожидания и среднеквадратического отклонения случайной величины  $\tilde{x}_i$ , вычисленные по данным обучающего эксперимента:

$$M^*[\tilde{x}_i] = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_i^{(j)};$$

$$D^{*1/2}[\tilde{x}_i] = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_i^{(j)} - M^*[\tilde{x}_i])^2}.$$

Какова бы ни была центрированная и нормированная случайная величина  $\tilde{y}_i$  и  $k$  случайных величин  $\tilde{x}_{1u}$ ,  $\tilde{x}_{2u}$ , ...,  $\tilde{x}_{ku}$ , тоже центрированных и нормированных, всегда можно найти такие коэффициенты  $b_i$ , при которых будет иметь место равенство:

$$\tilde{y}_y = b_1 \tilde{x}_{1y} + b_2 \tilde{x}_{2y} + \dots + b_k \tilde{x}_{ky} + \Delta \tilde{y}. \quad (3)$$

независимо от законов распределения случайных величин.

В этом выражении  $b_i$  – постоянные коэффициенты регрессионной модели с центрированными и нормированными значениями случайных величин;  $\Delta \tilde{y}$  - ошибка прогнозирования, которая содержит все то, что не дает линейной связи между прогнозируемым параметром  $\tilde{y}_y$  и признаками  $\{\tilde{x}_{iy}\}$ .

Оценка значения прогнозируемого параметра по выражению (3) может быть определена, если найдены значения коэффициентов  $b_i$ . Они должны быть такими, чтобы дисперсия ошибки  $D[\Delta \tilde{y}]$  была минимальна, а математическое ожидание ошибки  $M[\Delta \tilde{y}]$  было равно нулю, т.е.

$$D[\Delta \tilde{y}] \rightarrow \text{мин}, \quad M[\Delta \tilde{y}] = 0.$$

Если дисперсия ошибки не превышает допустимого значения, оператор прогнозирования можно рекомендовать для оценки значения прогнозируемого параметра новых экземпляров. В этом случае, измерив для  $m$  – го экземпляра значения его признаков, и подставив их в выражение (2) получим оценку  $y^{*(m)}(t_{np})$  в виде

$$y^{*(m)}(t_{np}) = B_0 + B_1 x_1^{(m)} + B_2 x_2^{(m)} + \dots + B_k x_k^{(m)}.$$

Оценка ошибки прогнозирования будет тем точнее, чем больший объем выборки использован в обучающем эксперименте, так как при этом будут точнее найдены оценки математического ожидания, среднеквадратического отклонения и коэффициента корреляции.

## Исследование эффективности методов ИП

Было проведено исследование эффективности прогнозирования тонкоплёночных резистивных и ёмкостных элементов. Результаты приведены на рисунках 1-6.

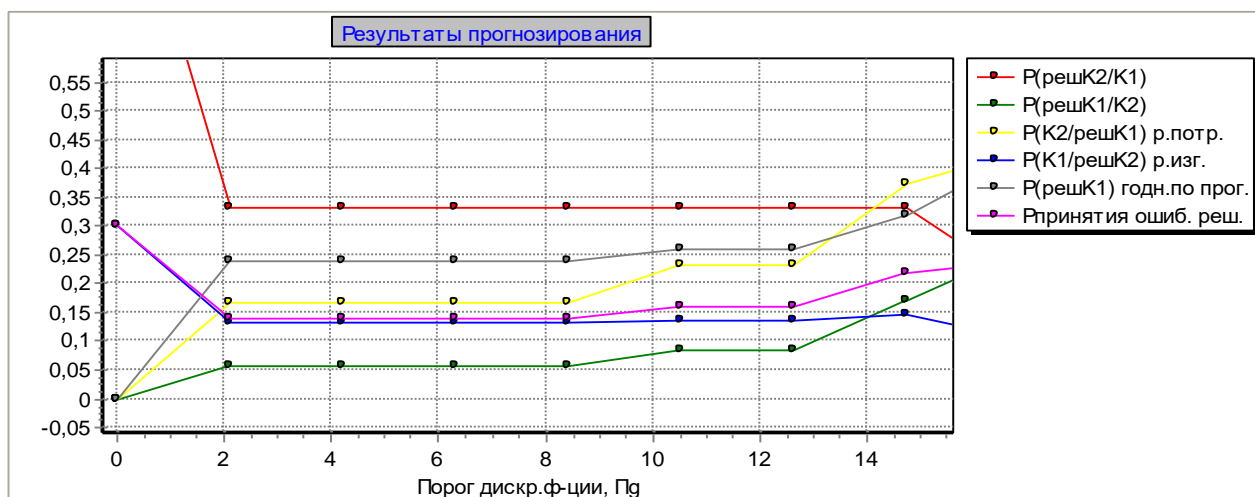


Рисунок 1 – Влияние порога дискриминантной функции  $\Pi_g$  на эффективность прогнозирования тонкоплёночных резистивных элементов

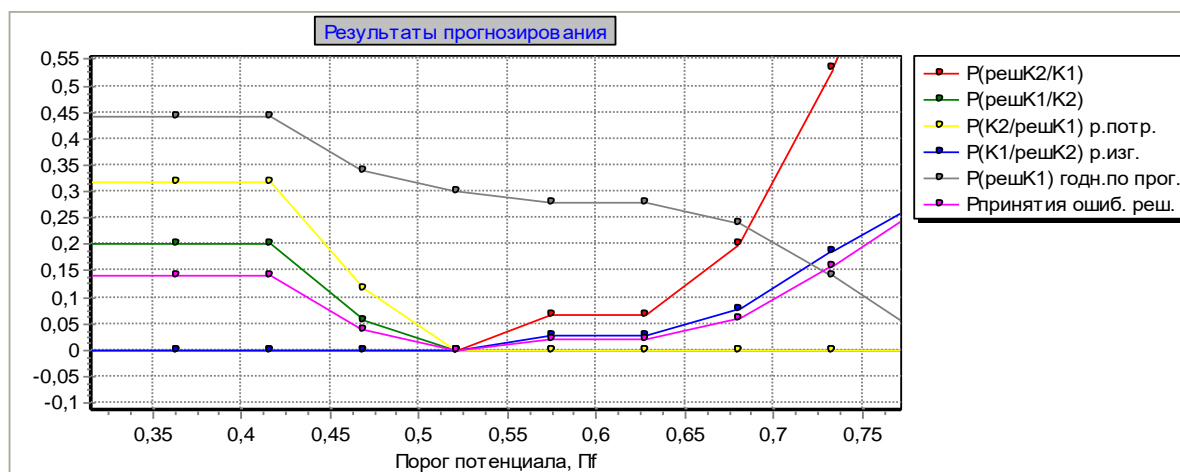


Рисунок 2 – Влияние порога потенциальной функции  $\Pi_f$  на эффективность прогнозирования тонкоплёночных резистивных элементов

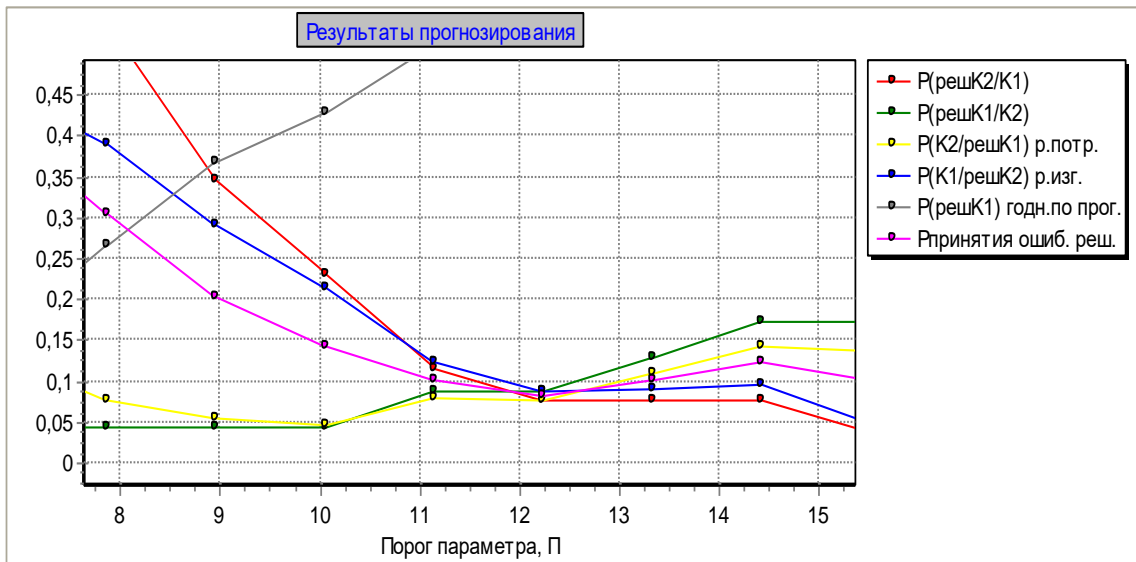


Рисунок 3 – Влияние порога регрессионной функции  $\Pi$  на эффективность прогнозирования тонкоплёночных резистивных элементов

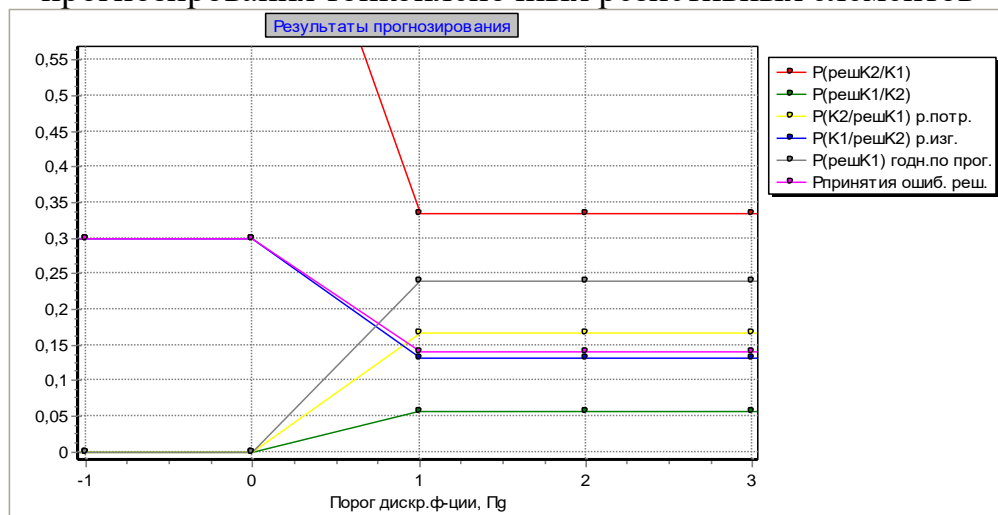


Рисунок 4 – Влияние порога дискриминантной функции  $\Pi_d$  на эффективность прогнозирования тонкоплёночных ёмкостных элементов

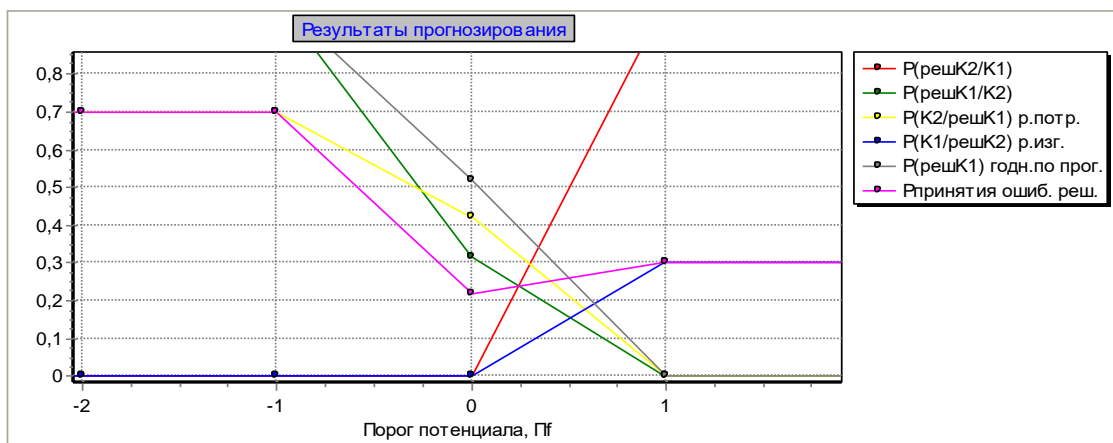


Рисунок 5 – Влияние порога потенциальной функции  $\Pi_f$  на эффективность прогнозирования тонкоплёночных ёмкостных элементов

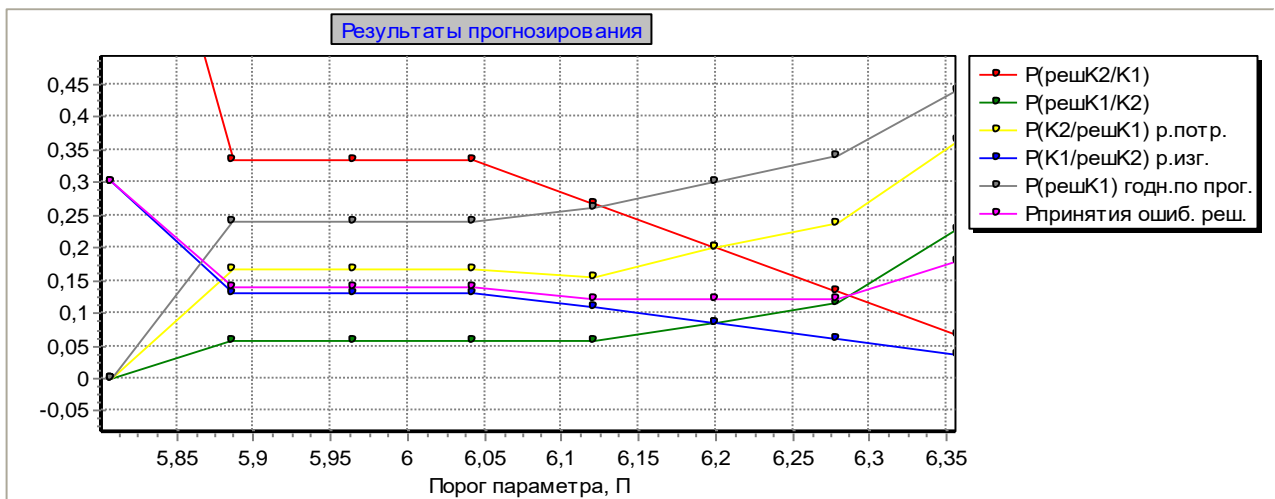


Рисунок 6 – Влияние порога регрессионной функции  $\Pi$  на эффективность прогнозирования тонкоплёночных ёмкостных элементов

Критерием высокой эффективности было минимальное значение суммы риска потребителя  $R_{\text{ПТ}}$  и вероятности ошибочных решений  $R_{\text{ОШ}}$ . Анализ этих зависимостей для ТПР показал следующее. Минимальное значение риска потребителя  $R_{\text{ПТ}}=0 \dots 0,12$  для МДФ наблюдается при  $\Pi_g=0 \dots 3$ , а минимальное значение вероятности ошибочных решений  $R_{\text{ОШ}}=0,13 \dots 0,3$  будет при  $\Pi_g=0 \dots 3$  (рисунок 1). Метод потенциальных функций обеспечивает минимальное значение  $R_{\text{ПТ}}=0$  при изменении порога  $\Pi_f$  от 0,52 до 0,75. Минимальное значение  $R_{\text{ОШ}}=0,01$  будет при изменении порога  $\Pi_f$  от 0,53 до 0,75 (рисунок 2). Метод регрессионных функций (рисунок 3) обеспечивает минимальное значение  $R_{\text{ПТ}}=0,05$  при значениях  $\Pi=9 \dots 10$ .

Анализ зависимостей для ТПК показал следующее: МДФ даёт  $R_{\text{ПТ}}=0$  при пороге  $\Pi_g=0$ , т.е. в одной точке, а  $\min R_{\text{ОШ}}=0,14$  – при  $\Pi_g=1 \dots 3$  (рисунок 4); МПФ обеспечивает  $\Pi_{\text{ПТ}}=0$  при  $\Pi_f=1$ . Минимальное значение  $R_{\text{ОШ}}=0,21 \dots 0,3$  будет при  $\Pi_f=0 \dots 1$  (рисунок 5); МРФ обеспечивает  $\min$  риска потребителя  $\Pi_{\text{ПТ}}=0 \dots 0,16$  при  $\Pi=5,8 \dots 5,87$ , а минимальное значение  $R_{\text{ОШ}}=0,14$  – при  $\Pi=5,88 \dots 6,05$  (рисунок 6).



## Индивидуальное прогнозирование экстраполяцией

Для случая малоинформативных параметров был исследован метод экстраполяции. Он основан на использовании квазидетерминированных (КД) моделей.

Для выбора подходящей КД модели был проведен обучающий эксперимент. Он заключается в наблюдении за величиной дрейфа сопротивления  $\frac{\Delta R}{R}$  и емкости  $\frac{\Delta C}{C}$  и регистрации их значений в моменты времени  $t_i$ . Математические ожидания  $m_y(t_i)$  дрейфа сопротивления и емкости для элементов 7-10 выборок представлены в таблице 1.

Для описания временной зависимости дрейфа сопротивления и емкости была подобрана модифицированная логарифмическая модель вида:

$$y^{*(j)}(t_{\text{пр}}) = a_0^{(j)} \ln [a_1^{(j)}(t_{\text{пр}} - t_1) + e], \quad (4)$$

где  $y^{*(j)}(t_{\text{пр}})$  – оценка значения прогнозируемого параметра к моменту  $t_{\text{пр}}$ ;

$a_0^{(j)}, a_1^{(j)}$  – коэффициенты КД модели;  $a_1^{(j)} = \frac{y^{*(j)}(t_{ik})}{t_{ik}}$ .

Очевидно, что при  $t = t_0$ ,  $y^{*(j)}(t_0) = a_0^{(j)}$ . Поэтому для каждого  $j$ -го экземпляра необходимо было по данным наблюдения определить лишь коэффициент  $a_1^{(j)}$ .

Находили такие коэффициенты  $a_1^{(j)}$ , при которых оценка  $y^{*(j)}(t_{\text{пр}})$  возможно меньше отклонялась бы от фактических значений  $y^{(j)}(t_{\text{пр}})$ . Для этого был использован метод наименьших квадратов.

Точность прогнозирования оценивали величиной второго начального момента

$m_{2(k)}^{(P)}$ :

$$m_{2(k)}^{(P)} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (\Delta_k^{(j)})^2,$$

где  $\Delta_k^{(j)} = y^{(j)}(t_{пр}) - y^{*(j)}(t_{пр})$ ; P – номер модели.

Чем меньше  $m_{2(k)}^{(P)}$ , тем выше точность прогнозирования.

Таблица 1 – Математические ожидания  $m_y(t_i)$  дрейфа сопротивления и емкости

№ выборки	n <sub>к</sub>						
	1	2	3	4	5	6	7
	t <sub>i</sub> , ч						
	24	100	250	500	1000	5000	10000
	m <sub>y</sub> (t <sub>i</sub> )						
7	0,064	0,097	0,12	0,14	0,17	0,18	0,19
8	0,36	0,63	0,78	0,87	0,92	1,09	1,21
9	-0,11	-0,21	-0,26	-0,31	-0,37	-0,43	
10	-0,05	-0,07	-0,09	-0,11	-0,13	-0,15	

Для первой модели (P = 1) были вычислены значения  $m_{2(k)}^{(1)}$ . Модель (4) не дала высокой точности прогнозирования. Установлено, что на величину  $m_{2(k)}^{(P)}$  большое влияние оказывает систематическая ошибка. Для устранения систематической ошибки в эту модель была введена поправка:

$$y_1^{*(j)}(t_{пр}) = y^{*(j)}(t_{пр}) + \Delta_k^{(1)}, \quad (5)$$

где  $\Delta_k^{(1)} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (\Delta_k^{(j)})^1$ .

Для улучшения модели (5) была предложена поправка в следующем виде:

$$y_2^{*(j)}(t_{\text{пр}}) = a_0^{(j)} \ln \left[ (a_1^{(j)} + \delta \frac{a_1^{(j)}}{a_{1\text{max}}})(t_{\text{пр}} - t_1) + e \right], \quad (6)$$

где  $\delta = \frac{1}{n} (A_1^{(j)} - a_1^{(j)})$ ,  $A_1^{(j)} = a_1^{(j)}$  при  $t_k = t_{\text{пр}} = 10000$  или  $5000$  ч ( $n_k = 7$  или  $6$ );

$a_{1\text{max}}$  – максимальный из полученных коэффициентов  $a_1^{(j)}$ .

После определения  $y_1^{*(j)}(t_{\text{пр}})$  и  $y_2^{*(j)}(t_{\text{пр}})$  были вычислены  $m_{2(k)}^{(2)}$ ,  $\Delta_k^{(2)}$  и  $m_{2(k)}^{(3)}$ ,

$\Delta_k^{(3)}$  и оценена точность моделей (5) и (6).

Дальнейшее улучшение модели производили введением поправки:

$$y_3^{*(j)}(t_{\text{пр}}) = y_2^{*(j)}(t_{\text{пр}}) + \Delta_k^{(3)}. \quad (7)$$

Затем была предложена еще одна модель

$$y_4^{*(j)}(t_{\text{пр}}) = y_3^{*(j)}(t_{\text{пр}}) + \Delta_k^{(3)} \frac{y_2^{*(j)}(t_{\text{пр}})}{y_{2\text{max}}^*}, \quad (8)$$

где  $y_{2\text{max}}^*$  - максимальное значение из всех  $y_2^{*(j)}(t_{\text{пр}})$ .

Установлено, что максимальную точность ИП для 7, 8 и 9-ой выборок обеспечивает модель (7), для 10-ой выборки – модель (5).

Было проведено также сравнение исследованных моделей по значениям риска потребителя  $P_n$ , вероятность ошибочных решений  $P_{\text{ош}}$ , экономической эффективности. Экономическая эффективность  $\mathcal{E}$  определялась с учетом

соотношения стоимостей приемки нестабильного и забраковки годного экземпляров, которое для американской космической РЭА составляет 143.

Для сравнения моделей по  $P_n$  и  $P_{ош}$  было проведено разделение образцов на классы стабильных и нестабильных. К нестабильным были отнесены образцы, для которых дрейф сопротивления и емкости на  $t_{пр}$  превышает 0,2, 1,2, 0,6 и 0,2%, соответственно, для 7, 8, 9 и 10 выборок.

Оптимальные значения  $n_k$ ,  $t_{пр}$  и номера моделей, определённые по  $P_{n \min}$ ,  $P_{ош \min}$  и  $\mathcal{E}_{\max}$ , представлены в таблице 2.

Таблица 2 – Оптимальные значения  $n_k$ ,  $t_{пр}$

№ выборки	$t_{пр}$ , ч	модель	$n_k$	$t_{пр}$ , ч	модель	$n_k$	$t_{пр}$ , ч	модель	$n_k$
	По $P_{n \min}$			По $P_{ош \min}$			По $\mathcal{E}_{\max}$		
7	10000	4	3	5000	4	5	10000	4	4
8	10000	5	3	1000	4	3	10000	5	3
9	5000	4	4	5000	4	4	5000	4	3
10	5000	2	5	5000	2	3	5000	2	5

Из сравнения вариантов по точности в экономической эффективности следует, что для ИП новых образцов, аналогичных образцам в 7, 8, 9 и 4 выборках целесообразно использовать следующие модели:

$$\left(\frac{\Delta R}{R}\right)_7^{(j)} = a_0^{(j)} \ln \left[ a_1^{(j)} \left( 1 - \frac{0,016}{0,281} \right) (10000 - 500) + e \right] - 0,163;$$

$$\left(\frac{\Delta R}{R}\right)_8^{(j)} = a_0^{(j)} \ln \left[ a_1^{(j)} \left( 1 - \frac{0,027}{0,056} \right) (10000 - 250) + e \right] - 0,442 \frac{y_2^{(j)}(t_k)}{y_{2 \max}^{(j)}(t_k)};$$

$$\left(\frac{\Delta C}{C}\right)_9^{(j)} = - \left\{ a_0^{(j)} \ln \left[ a_1^{(j)} \left( 1 - \frac{0,021}{0,138} \right) (10000 - 500) + e \right] - 0,164 \right\};$$

$$\left(\frac{\Delta C}{C}\right)_{10}^{(j)} = -\left\{a_0^{(j)} \ln \left[ a_1^{(j)} (5000 - 250) + e \right] - 0,046 \right\}.$$

Оценки математических ожиданий дрейфа сопротивления за 10000 ч и дрейфа емкости ( $m_y$ ) за 5000 ч, среднеквадратических отклонений (S) и доверительные интервалы (ДИ) для математических ожиданий для уровня значимости 0,05 до и после отбраковки приведены в таблице 3.

Таблица 3 – Оценки математических ожиданий

№ выборки	До отбраковки			После отбраковки		
	$m_y$ , %	S, %	ДИ, %	$m_y$ , %	S, %	ДИ, %
1	0,19	0,12	0,16; 0,22	0,15	0,079	0,12; 0,18
3	1,21	0,371	1,11; 1,31	1,09	0,268	1,01; 1,17
4	0,43	0,144	-0,39; -0,47	0,04	0,132	-0,35; -0,43
5	-0,15	0,076	-0,13; -0,17	-0,12	0,058	-0,1; -0,14

### Разработка методики отбраковки нестабильных элементов

Для решения указанной задачи необходимо выявить эффективный по технико-экономическому критерию метод прогнозирования.

Прогнозирование стабильности с использованием теории распознавания образов осуществляли по двум информативным параметрам:  $\Delta \epsilon$ ,  $\operatorname{tg} \delta$  и  $U_{ш}$ ,  $K_H$ , соответственно для ТПК и ТПР.

### Заключение

1. Исследованные методы теории распознавания образов (МДФ, МПФ, МРФ) обеспечивают приемлемую эффективность прогнозирования тонкоплёночных элементов микросборок лишь в узком диапазоне порогов  $P_g$ ,  $P_f$  и  $P$ . Это не способствует разработке стабильных процессов ИП и отбраковки потенциально

ненадёжных образцов в условиях серийного производства, а также при изготовлении аппаратуры для космических аппаратов.

2. При отсутствии высокоинформативных параметров хорошие результаты ИП и отбраковки обеспечивают методы экстраполяции. Высокую эффективность ИП тонкоплёночных элементов обеспечивают логарифмические модели.

### **Список источников**

1. Эзрохи Ю.А., Каленский С.М. Применение методов математического моделирования для определения в полете степени ухудшения характеристик узлов газотурбинного двигателя // Труды МАИ. 2022. № 123. URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=165500>. DOI: [10.34759/trd-2022-123-23](https://doi.org/10.34759/trd-2022-123-23)
2. Волков А.С. Разработка имитационной модели канала с группирующимися ошибками // Труды МАИ. 2023. № 128. URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=171396>. DOI: [10.34759/trd-2023-128-12](https://doi.org/10.34759/trd-2023-128-12)
3. Федоров В.К., Сергеев Н.П., Кондрашин А.А. Контроль и испытания в проектировании и производстве радиоэлектронных средств. – М.: Техносфера, 2005. – 504 с.
4. Баюшев С.В. Применение конечно элементного моделирования при проектировании и топологической оптимизации испытательной оснастки для вибродинамических испытаний // V Всероссийская научно-техническая конференция «Актуальные проблемы ракетно-космической техники». (V Козловские чтения):

сборник материалов. – Самара: Самарский научный центр РАН, 2017. Т. 2. С. 168 – 176.

5. Кручинин М.М., Кузьмин Д.А. Математическое моделирование копровых испытаний шасси вертолета // Труды МАИ. 2017. № 92. URL: <http://trudymai.ru/published.php?ID=77093>

6. Павлов П.В., Попов Ф.Н. Информационно-диагностический комплекс дефектоскопического контроля // Труды МАИ. 2017. № 92. URL: <http://trudymai.ru/published.php?ID=76780>

7. Быков А.П., Пиганов М.Н. Прогнозирование показателей качества бортовых радиоэлектронных устройств // Труды МАИ. 2021. № 116. URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=121012>. DOI: [10.34759/trd-2021-116-05](https://doi.org/10.34759/trd-2021-116-05)

8. Блинов А.В., Разумов Д.А. Процедура формализации стратегий как элемент методики учета факторов неопределенности при прогнозировании показателей реализации программ создания космической техники // Труды МАИ. 2022. № 122. URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=164270>. DOI: [10.34759/trd-2022-122-17](https://doi.org/10.34759/trd-2022-122-17)

9. Письмаров А.В., Кирпичёв В.А., Сазанов В.П. Прогнозирование сопротивления усталости резьбовых деталей // Труды МАИ. 2022. № 124. URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=167004>. DOI: [10.34759/trd-2022-124-09](https://doi.org/10.34759/trd-2022-124-09)

10. Беляев Б.В., Лебедев А.С. Методика прогнозирования остаточного ресурса при разгерметизации летательных аппаратов // Труды МАИ. 2022. № 125. URL: <https://trudymai.ru/published.php?ID=168167>. DOI: [10.34759/trd-2022-125-08](https://doi.org/10.34759/trd-2022-125-08)

11. Белоус А.И., Солодуха В.А., Шведов С.В. Космическая электроника. В 2-х книгах. - М.: Техносфера, 2015. Кн. 2. - 696 с.
12. Пиганов М.Н. Технологические основы обеспечения качества микросборок. - Самара: СГАУ, 1999. – 231 с.
13. Мишанов Р.О., Пиганов М.Н. Методика верификации результатов индивидуального прогнозирования изделий РЭС космического назначения с помощью алгоритмов кластерного анализа // Физика волновых процессов и радиотехнические системы. 2017. Т. 20. № 2. С. 55-63.
14. Тюлевин С.В., Пиганов М.Н. Структурная модель индивидуального прогнозирования параметров космической радиоэлектронной аппаратуры // Вестник Самарского государственного аэрокосмического университета. 2008. № 1. С. 92-96.
15. Mishanov R.O., Tyulevin S.V., Piganov M.N., Erantseva E.S. Forecasting models generation of the electronic means quality // CEUR Workshop Proceedings, 2017, pp. 124-129. DOI:[10.18287/1613-0073-2017-1904-124-129](https://doi.org/10.18287/1613-0073-2017-1904-124-129)
16. Тюлевин С.В., Пиганов М.Н., Еранцева Е.С. К проблеме прогнозирования показателей качества элементов космической аппаратуры // Надёжность и качество сложных систем. 2014. № 1 (5). С. 9-17.
17. Мишанов, Р.О. Методика применения кластерного анализа для классификации электрорадиоизделий и повышения надежности аппаратуры // Известия Самарского научного центра РАН. 2017. Т. 19. № 1 (2). С. 414-419.



18. Тюлевин С.В., Пиганов М.Н., Еранцева Е.С. Индивидуальное прогнозирование показателей качества элементов космической аппаратуры // Труды Международного симпозиума «Надежность и качество». - Пенза: Изд-во ПГУ, 2014. Т. 2. С. 277-281.
19. Мишанов Р.О., Пиганов М.Н. Разработка прогнозной модели качества полупроводниковых приборов методом экстраполяции // Известия Самарского научного центра РАН. 2014. Т. 16. № 4 (3). С. 594-599.
20. Быков А.П., Пиганов М.Н. Разработка прогнозных математических моделей качества радиоэлектронных средств по результатам автономных испытаний // Физика волновых процессов и радиотехнические системы. 2021. Т. 24. № 1. С. 58-69.  
DOI: [10.18469/1810-3189.2021.24.1.39-47](https://doi.org/10.18469/1810-3189.2021.24.1.39-47)

## References

1. Ezrokhi Yu.A., Kalenskii S.M. *Trudy MAI*, 2022, no. 123. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=165500>. DOI: [10.34759/trd-2022-123-23](https://doi.org/10.34759/trd-2022-123-23)
2. Volkov A.S. *Trudy MAI*, 2023, no. 128. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=171396>. DOI: [10.34759/trd-2023-128-12](https://doi.org/10.34759/trd-2023-128-12)
3. Fedorov V.K., Sergeev N.P., Kondrashin A.A. *Kontrol' i ispytaniya v proektirovanii i proizvodstve radioelektronnykh sredstv*, (Monitoring and testing while electronic equipment design and manufacturing), Moscow, Tekhnosfera, 2005, 504 p.
4. Bayushev S.V. *V Vserossiiskaya nauchno-tekhnicheskaya konferentsiya «Aktual'nye problemy raketno-kosmicheskoi tekhniki» (V Kozlovskie chteniya): sbornik materialov*. Samara, Samarskii nauchnyi tsentr RAN, 2017, vol. 2, pp. 168 – 176.

5. Kruchinin M.M., Kuz'min D.A. *Trudy MAI*, 2017, no. 92. URL: <http://trudymai.ru/eng/published.php?ID=77093>
6. Pavlov P.V., Popov F.N. *Trudy MAI*, 2017, no. 92. URL: <http://trudymai.ru/eng/published.php?ID=76780>
7. Bykov A.P., Piganov M.N. *Trudy MAI*, 2021, no. 116. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=121012>. DOI: [10.34759/trd-2021-116-05](https://doi.org/10.34759/trd-2021-116-05)
8. Blinov A.V., Razumov D.A. *Trudy MAI*, 2022, no. 122. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=164270>. DOI: [10.34759/trd-2022-122-17](https://doi.org/10.34759/trd-2022-122-17)
9. Pis'marov A.V., Kirpichev V.A., Sazanov V.P. *Trudy MAI*, 2022, no. 124. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=167004>. DOI: [10.34759/trd-2022-124-09](https://doi.org/10.34759/trd-2022-124-09)
10. Belyaev B.V., Lebedev A.S. *Trudy MAI*, 2022, no. 125. URL: <https://trudymai.ru/eng/published.php?ID=168167>. DOI: [10.34759/trd-2022-125-08](https://doi.org/10.34759/trd-2022-125-08)
11. Belous A.I., Solodukha V.A., Shvedov S.V. *Kosmicheskaya elektronika* (Space electronics), Moscow, Tekhnosfera, 2015, Book 2, 696 p.
12. Piganov M.N. *Tekhnologicheskie osnovy obespecheniya kachestva mikrosborok* (Technological bases of quality assurance of microassemblies), Samara, SGAU, 1999, 231 p.
13. Mishanov R.O., Piganov M.N. *Fizika volnovykh protsessov i radiotekhnicheskie sistemy*, 2017, vol. 20, no. 2, pp. 55-63.
14. Tyulevin S.V., Piganov M.N. *Vestnik Samarskogo gosudarstvennogo aerokosmicheskogo universiteta*, 2008, no. 1, pp. 92-96.

15. Mishanov R.O., Tyulevin S.V., Piganov M.N., Erantseva E.S. Forecasting models generation of the electronic means quality, *CEUR Workshop Proceedings*, 2017, pp. 124-129. DOI: [10.18287/1613-0073-2017-1904-124-129](https://doi.org/10.18287/1613-0073-2017-1904-124-129)
16. Tyulevin S.V., Piganov M.N., Erantseva E.S. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system*, 2014, no. 1 (5), pp. 9-17.
17. Mishanov, R.O. *Izvestiya Samarskogo nauchnogo tsentra RAN*, 2017, vol. 19, no. 1 (2), pp. 414-419.
18. Tyulevin S.V., Piganov M.N., Erantseva E.S. *Trudy Mezhdunarodnogo simpoziuma «Nadezhnost' i kachestvo»*, Penza, Izd-vo PGU, 2014, vol. 2, pp. 277-281.
19. Mishanov R.O., Piganov M.N. *Izvestiya Samarskogo nauchnogo tsentra RAN*, 2014, vol. 16, no. 4 (3), pp. 594-599.
20. Bykov A.P., Piganov M.N. *Fizika volnovykh protsessov i radiotekhnicheskie sistemy*, 2021, vol. 24, no. 1, pp. 58-69. DOI: [10.18469/1810-3189.2021.24.1.39-47](https://doi.org/10.18469/1810-3189.2021.24.1.39-47)

Статья поступила в редакцию 26.06.2023

Одобрена после рецензирования 01.07.2023

Принята к публикации 28.08.2023

The article was submitted on 26.06. 2023; approved after reviewing on 01.07.2023;  
accepted for publication on 28.08.2023