

# Построение прогнозных моделей качества электронных средств КА

Р.О. Мишанов<sup>а</sup>, С.В. Тюлевин<sup>б</sup>, М.Н. Пиганов<sup>а</sup>, Е.С. Еранцева<sup>а</sup>

<sup>а</sup> Самарский национальный исследовательский университет имени академика С.П. Королёва, 443086, Московское шоссе, 34, Самара, Россия

<sup>б</sup> АО «РКЦ «Прогресс», 443009, ул. Земеца, 18, Самара, Россия

## Аннотация

Приведены результаты построения прогнозных моделей показателей качества и надёжности электронных средств по результатам обучения. В процессе обучения использовались различные варианты нормирования и центрирования контролируемых параметров. Для построения моделей использовались методы теории распознавания образов и экстраполяции. Модернизирована методика построения моделей и индивидуального прогнозирования электронных средств для космической аппаратуры. Выполнена верификация полученных моделей. Проведен анализ эффективности моделей по вероятностным характеристикам.

*Ключевые слова:* прогнозная модель; электронные средства; верификация; обучение; информативные параметры; анализ

## 1. Введение

Реализация возрастающих требований к качеству и надёжности радиоэлектронных средств (РЭС) и электрорадиоизделий (ЭРИ) обеспечивается постоянным совершенствованием их конструкции, технологии изготовления, методов контроля и испытаний. Определяющее влияние на надёжность скрытых дефектов, не выявляемых существующей системой технологического контроля и приемочных испытаний, определило развитие работ по исследованию механизмов и причин отказов с использованием методов и средств дефектоскопии и физико-химического анализа.

Однако, несмотря на эффективность работ в этом направлении, сложность и высокая стоимость их выполнения вызвало необходимость поиска и разработки методов и средств выявления скрытых дефектов ЭРИ, соответствующих темпам современного серийного производства. Кроме того, около 30% дефектов и отказов ЭРИ не поддаются контролю с помощью этих методов и средств [1].

В связи с этим получают развитие методы контроля и прогнозирования надёжности и других показателей качества по информативным параметрам [2-8], которые основываются на предположении о существовании стохастической связи между надёжностью и начальными значениями совокупности информативных параметров изделия. Выбор совокупности информативных параметров оказывает решающее влияние на достоверность контроля и прогнозирования и приводит к успешному решению поставленной задачи только в том случае, если в исходном наборе такие параметры содержатся. Обеспечение присутствия информативных параметров в исходном наборе возлагается на исследователя и в большинстве случаев является очень сложной задачей.

Обеспечение качества и надёжности РЭС космического назначения требует широкого внедрения новых методов диагностического неразрушающего контроля [9-15]. Для их разработки необходимо установить зависимости основных показателей надёжности от физических свойств и параметров приборов ЭРИ, от происходящих в них физико-химических процессов, физической природы механизмов отказов [16].

Одним из перспективных направлений в разработке эффективных и экономически приемлемых методов оценки качества и надёжности РЭС и ЭРИ является прогнозирование их будущего состояния.

Прогнозирование отказов и изменение свойств аппаратуры и изделия может быть проведено на различных этапах ее жизненного цикла (контроль, испытания, применение, эксплуатация). Наибольшую точность обеспечивает индивидуальное прогнозирование (ИП). Его смысл заключается в том, что по величине информативного параметра или по результатам наблюдения за каждым конкретным экземпляром с использованием оператора прогнозирования прогнозной модели делается вывод о потенциальной надёжности этого экземпляра, т. е. о возможности его использования по назначению в течение заданного срока службы [17]. Для построения оператора (математической модели), алгоритма, методики индивидуального прогнозирования и управления качеством аппаратуры требуется структурная модель ИП. Такая модель строится в графической форме в виде укрупненной технологической схемы с описанием функций, выполняемых составными частями [18].

Для повышения точности и достоверности ИП была предложена новая структурная модель прогнозирования. Она включает в себя следующие взаимосвязанные этапы: анализ методов ИП; физико-технический анализ отказов; предварительный выбор информативных параметров и выбор параметров прогнозирования; разработка методики исследовательских испытаний; обучающий эксперимент; окончательный выбор информативных параметров; выбор метода ИП; разработка алгоритма; разработка программы; оценка качества программного продукта; разработка прогнозной модели (оператора ИП); оценка качества моделей оператора ИП; разработка рабочей методики; верификация модели; аттестация методики; рабочее прогнозирование; оптимизация модели; уточнение модели ИП; уточняющий обучающий эксперимент; разработка или выбор новых информативных параметров; определение уровней; разработка рекомендаций; технологический процесс (ТП); контроль параметров РЭС; изменение КТВ; уточнение методики; проверка уточненной методики; эвристическое прогнозирование или отбраковка.

## 2. Разработка операторов ИП на основе регрессионных моделей

В работе [6] приведена общая методика обучающего эксперимента при индивидуальном прогнозировании показателей качества космических радиоэлектронных средств (РЭС). Она включает семь основных этапов:

Задачу ИП с оценкой значения прогнозируемого параметра при большом числе информативных параметров решали с помощью регрессионных моделей. Постановка задачи такого прогнозирования сводилась к нахождению 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 [19]:

$$y^{*(j)}(t_{np}) = H_x[\{x_i^{(j)}\}] = B_0 + B_1 x_1^{(j)} + B_2 x_2^{(j)} + \dots + B_k x_k^{(j)}, \quad (1)$$

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:

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

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

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

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

Идея представления связи между прогнозируемым параметром и признаками в виде регрессионной модели состоит в следующем [20].

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

$$\tilde{y}_u = b_1 \tilde{x}_{1u} + b_2 \tilde{x}_{2u} + \dots + b_k \tilde{x}_{ku} + \Delta \tilde{y}, \quad (2)$$

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  $\tilde{y}_u$  и признаками  $\{\tilde{x}_{iu}\}$ .

Оценка значения прогнозируемого параметра по выражению (2) 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.

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

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 (4.1) 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.

Для КМОП микросхем 3 типа и стабилитронов 2 типа были получены следующие операторы прогнозирования: выборка №44:

$$\frac{\Delta I_{ym}}{I_{ym}} = -29,53 + 29,11 t_p^+ - 51,07 U_{кр.П};$$

выборка №45:

$$\Delta U_c = -46,94 + 42,04 K_T + 0,096 R_\delta.$$

На рис. 1 приведено влияние порога  $\Pi$  регрессионной модели на эффективность прогнозирования КМОП микросхем 3 типа.

Исследование и анализ данной модели показали, что данный оператор прогнозирования для КМОП микросхем 3 типа обеспечивает оптимальное значение показателей прогнозирования при пороге  $\Pi_p=35$ . При этом  $P_0=0,22$ ;  $P_{\Pi}=0,18$ ;  $P_{\Pi}=0,13$ . Минимальное значение  $P_{\Pi}=0$  будет при  $\Pi_p=0 \dots 16$ . При этом  $P_0=0,6 \dots 0,42$ ;  $P_{\Pi}=0,63 \dots 0,54$ . Минимальное значение  $P_{\Pi \min}=0$  будет при  $\Pi=80 \dots 90$ . При этом  $P_0=0,3$ ;  $P_{\Pi}=0,32 \dots 0,33$ .

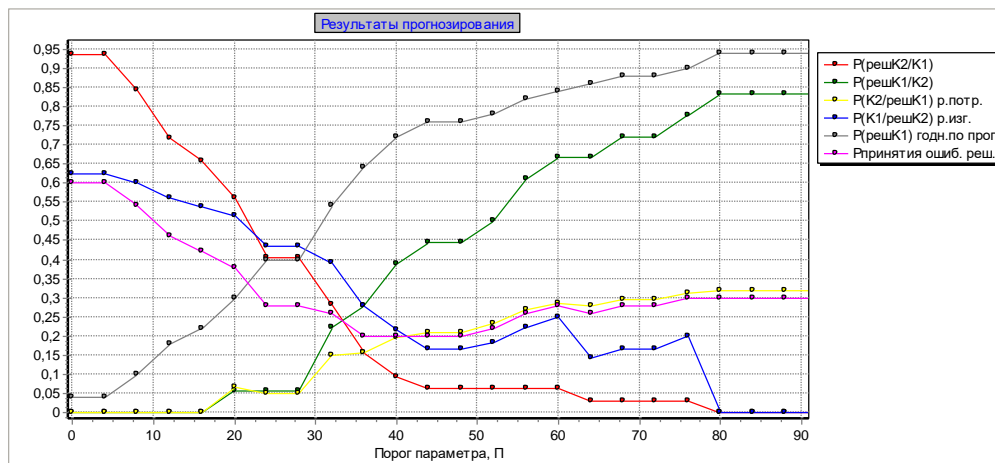


Рис. 1. Зависимость вероятностных характеристик от порога  $\Pi$  регрессионной функции для КМОП микросхем.

На рис. 2 приведено влияние порога  $\Pi$  регрессионной модели на эффективность прогнозирования стабилитронов 2 типа.

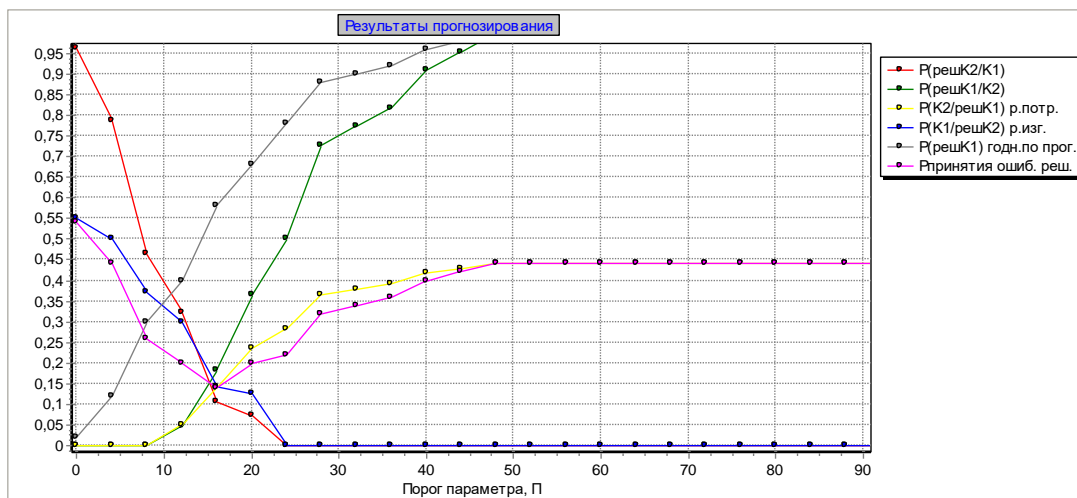


Рис. 2. Зависимость вероятностных характеристик от порога  $\Pi$  регрессионной функции для стабилитронов.

Исследование и анализ данной модели показали, что для оператора ИП стабилитронов 2 типа оптимальное значение порога будет равно  $\Pi_p=16$  при вероятности принятия ошибочных решений  $P_0=0,15$ . При этом  $P_{пт}=0,14$ ,  $P_n=0,14$ . Минимальное значение  $P_{пт}=0$  будет при  $\Pi_p=0 \dots 8$ . При этом  $P_0=0,54 \dots 0,26$ ;  $P_n=0,55 \dots 0,37$ . Минимальное значение  $P_n=0$  будет при  $\Pi_p=24 \dots 90$ . При этом  $P_0=0,22 \dots 0,44$ ;  $P_{пт}=0,29 \dots 0,44$ .

### 3. Верификация моделей

Проведем прямую верификацию. Для этого воспользуемся методом дискриминантных функций.

В общем виде постановка задачи такого прогнозирования сводится к нахождению оператора  $H_{хкл}$ .

При ИП желательно иметь простейшую модель, когда поверхностью, разделяющей пространство на две области, является гиперплоскость.

Уравнение  $(k-1)$  – мерной гиперплоскости в  $k$  – мерном пространстве признаков имеет вид:

$$g(x_1, x_2, \dots, x_k) = B_1 x_1 + B_2 x_2 + \dots + B_k x_k = \Pi_g,$$

где  $\Pi_g, B_1, B_2, \dots, B_k$ , – постоянные коэффициенты, задающие положение гиперплоскости в  $k$  – мерном пространстве.

В этом случае имеем дискриминантную функцию:

$$g(x_1, x_2, \dots, x_k) = B_1 x_1 + B_2 x_2 + \dots + B_k x_k$$

В этой функции размерность коэффициентов  $B_i$ , обратная размерности соответствующих признаков  $\tilde{x}_i$ .

При построении модели требовалось отыскать такие значения коэффициентов  $\Pi_g$  и  $B_i$ , которые наилучшим образом (в смысле минимума ошибочных классификаций) задавали бы положение этой гиперплоскости в пространстве признаков. Поскольку объем выборки, используемой в обучающем эксперименте, ограничен, то по его результатам определялись не истинные значения коэффициентов  $B_i$ , а только их оценка  $\beta_i$ .

Для нахождения оценок  $\beta_i$  был использован следующий подход. По данным обучающего эксперимента известен фактический класс, к которому принадлежит каждый из  $n$  экземпляров, –  $K_s^{(j)}$ . Если выбрать все экземпляры, попавшие в класс  $K_1$  и соответственно в  $K_2$ , то можно найти оценки условных математических ожиданий и дисперсии

каждого  $i$ -го признака  $\tilde{x}_i$  при условии, что экземпляр принадлежит к классу  $K_1$ :

$$M^*[\tilde{x}_i / K_1] = \frac{1}{n_1} \sum_{\substack{j=1 \\ j \in K_1}}^{n_1} x_i^{(j)},$$

$$D^*[\tilde{x}_i / K_1] = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{\substack{j=1 \\ j \in K_1}}^{n_1} \{x_i^{(j)} - D[\tilde{x}_i / K_1]\}^2$$

и к классу  $K_2$ :

$$M^*[\tilde{x}_i / K_2] = \frac{1}{n_2} \sum_{\substack{j=1 \\ j \in K_2}}^{n_2} x_i^{(j)},$$

$$D^*[\tilde{x}_i / K_2] = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{\substack{j=1 \\ j \in K_2}}^{n_2} \{x_i^{(j)} - D[\tilde{x}_i / K_2]\}^2.$$

Здесь  $n_1$  и  $n_2$  – число экземпляров класса  $K_1$  и  $K_2$ , соответственно, так что  $n_1 + n_2 = n$ .

Используя теоремы 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  $K_1$ :

$$M^*[G / K_1] = \sum_{i=1}^k \beta_i M^*[\tilde{x}_i / K_1] \quad (3)$$

и к классу  $K_2$ :

$$M^*[G / K_2] = \sum_{i=1}^k \beta_i M^*[\tilde{x}_i / K_2], \quad (4)$$

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

$$D^*[G / K_1] = \sum_{i=1}^k \beta_i^2 D^*[\tilde{x}_i / K_1]; \quad (5)$$

$$D^*[G / K_2] = \sum_{i=1}^k \beta_i^2 D^*[\tilde{x}_i / K_2]. \quad (6)$$

Если классы хорошо разделяются, то  $M^*[G/K_1]$  и  $M^*[G/K_2]$  будут различаться значительно, т.е.  $D^*[G/K_1]$  и  $D^*[G/K_2]$  будут малы. Поэтому в качестве критерия оптимизации при нахождении оценок коэффициентов  $\beta_i$ , использовалось выражение вида:

$$\frac{M^*[G / K_1] - M^*[G / K_2]}{\sqrt{D^*[G / K_1] + D^*[G / K_2]}} \rightarrow \text{extr.}$$

После подстановки в это выражение оценок условных математических ожиданий и дисперсий случайной величины  $G$ , определяемых выражениями (3)-(6) получаем функцию

$$V(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) = \frac{\left| \sum_{i=1}^k \beta_i M^*[\tilde{x}_i / K_1] - \sum_{i=1}^k \beta_i M^*[\tilde{x}_i / K_2] \right|}{\sqrt{\sum_{i=1}^k \beta_i^2 D^*[\tilde{x}_i / K_1] + \sum_{i=1}^k \beta_i^2 D^*[\tilde{x}_i / K_2]}}.$$

Взяв частные производные  $\frac{\partial V}{\partial \beta_i}$  и приравняв их к нулю, получим систему  $k$  алгебраических уравнений с  $k$  неизвестными  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  для нахождения оптимальных оценок  $\beta_{i \text{ опт}}$ . Полученные  $\beta_{i \text{ опт}}$  будут определять наилучший «наклон» гиперплоскости в пространстве признаков.

Затем находим пороговое значение  $\Pi_g$  для дискриминантной функции  $g(x_1, x_2, \dots, x_k)$ , которое задает наилучшее положение разделяющей гиперплоскости. Очевидно, должно выполняться условие:

$$M^*[G / K_1] > \Pi_g > M^*[G / K_2] \quad \text{или}$$

$$M^*[G / K_1] < \Pi_g < M^*[G / K_2].$$

При изменении порога будут изменяться вероятности ошибочных решений. Величину порога находили путем нескольких пересчетов вероятности ошибочных решений по данным обучающего эксперимента для различных  $\Pi_g$  и выбором такого из них, при котором оказалась наименьшей вероятность ошибочных решений.

Если полученная вероятность на превышает допустимого значения, найденный оператор можно использовать для прогнозирования класса новых экземпляров (не участвовавших в обучающем эксперименте). Для этого измеряются значения признаков  $x_i^{(m)}$  нового  $m$  – го экземпляра и вычисляется дискриминантная функция

$$G^{(m)} = g(x_1^{(m)}, x_2^{(m)}, \dots, x_k^{(m)}) = \sum_{i=1}^k \beta_i x_i^{(m)}.$$

Если имеет место неравенство  $M^*[G/K_1] > M^*[G/K_2]$  и при этом  $G^{(m)} \geq \Pi_g$ , то принимается решение об отнесении  $m$ -го экземпляра к классу  $K_1$ , если  $G^{(m)} < \Pi_g$ , то принимается решение об отнесении его к классу  $K_2$ .

Метод дискриминантных функций позволил получить следующие операторы прогнозирования:

выборка №44:

$$\Pi_g = \frac{\Delta I_{ym}}{I_{ym}} + 0,76t_p^+ + 0,5U_{кр.П}$$

выборка №45:

$$\Pi_g = \Delta U_c + 0,75K_T + 0,28R_\delta$$

На рис. 3 и 4 приведены зависимости вероятностных характеристик от порога дискриминантной функции для микросхем и стабилитронов.

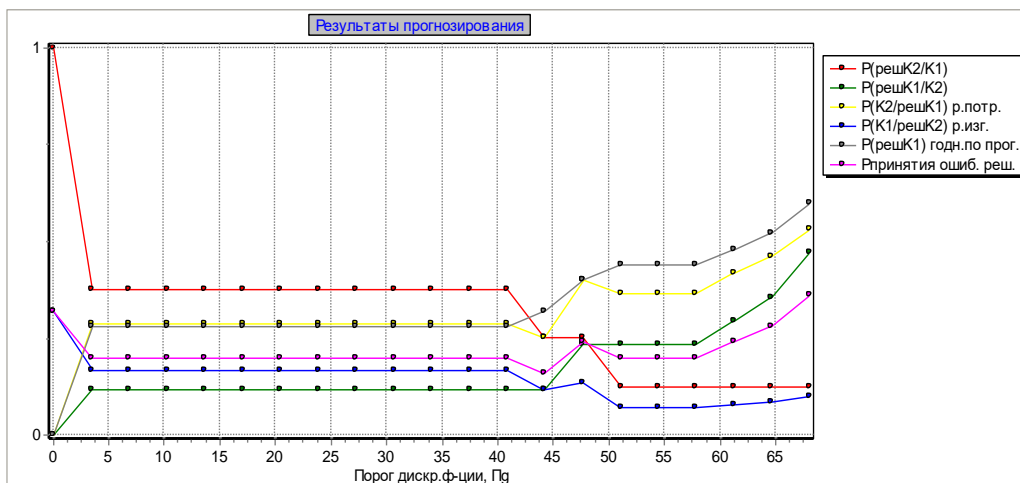


Рис. 3. Влияние порога  $\Pi_g$  на характеристики эффективности оператора ИП для КМОП ИМС 3 типа.

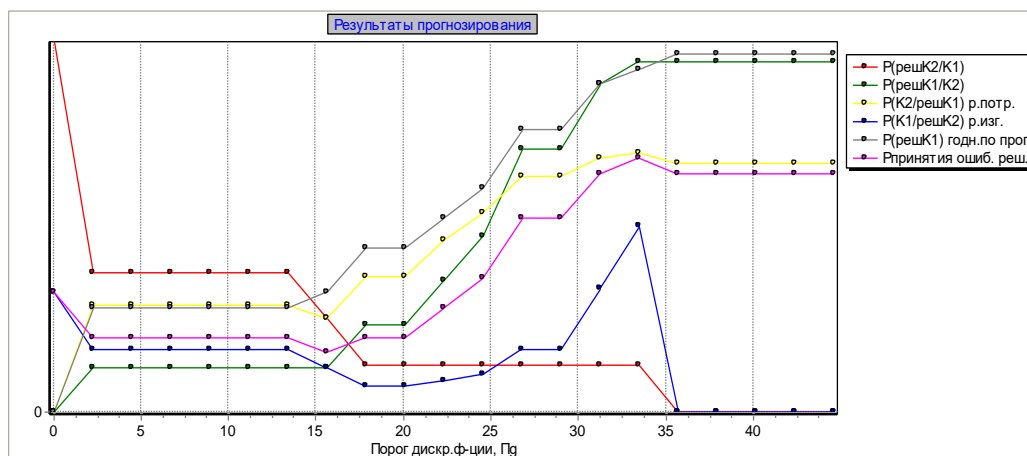


Рис. 4. Влияние порога  $\Pi_g$  на характеристики эффективности оператора ИП для стабилитронов 2 типа.

Оптимальное значение показателей прогнозирования микросхем будет при пороге  $\Pi_g=44$ . При этом  $P_0=0,17$ ;  $P_{пт}=0,27$ ;  $P_{и}=0,13$ . Минимальное значение  $P_{пт}=0,27$  будет при том же пороге  $\Pi_g=44$ . При этом  $P_0=0,27$ ;  $P_{и}=0,13$ ; минимальное значение  $P_{и\min}=0$  будет при  $\Pi_g=57...57$ . При этом  $P_0=0,21$ ;  $P_{пт}=0,37$ .

Оптимальное значение показателей прогнозирования микросхем будет при пороге  $\Pi_g=16$ . При этом  $P_0=0,18$ ;  $P_{пт}=0,25$ ;  $P_{и}=0,13$ . Минимальное значение  $P_{пт}=0,25$  будет при том же пороге  $\Pi_g=16$ . При этом  $P_0=0,18$ ;  $P_{и}=0,13$ ; минимальное значение  $P_{и\min}=0$  будет при  $\Pi_g \geq 36$ . При этом  $P_0=0,52$ ;  $P_{пт}=0,57$ .

#### 4. Заключение

Для построения прогнозных моделей электронных средств космических аппаратов был выбран метод регрессионных моделей. В качестве электронных средств были использованы микросхемы КМОП типа и стабилитроны. Прогнозные модели позволяют проводить ИП с вероятностью правильных решений  $P_{пр}=0,78$  для микросхем и  $P_{пр}=0,85$  для стабилитронов. Для верификации указанных моделей был использован метод дискриминантных функций. При этом были настроены дополнительные прогнозные модели. Они дали близкие к исходным моделям вероятности ошибочных решений: для микросхем  $P_0=0,22$  и  $0,27$ ; для стабилитронов  $P_0=0,15$  и  $0,18$ .

Следовательно, указанные модели можно использовать на этапе рабочего прогнозирования.

## Литература

- [1] Бережной, В.П. Электрофизическое диагностирование элементов радиоэлектронной аппаратуры / Бережной В.П., Юсов Ю.П., Ходневич С.П. и др. Под ред. В.П. Бережного. – М.: ЦНИИ «Электроника», 1990. – 304 с.
- [2] Жаднов, В.В. Прогнозирование надёжности электронных средств с механическими элементами/ В.В.Жаднов. – Екатеринбург: Издательство ООО «Форт Диалог-Исеть», 2014.-172с.
- [3] Тюлевин, С.В. К проблеме прогнозирования показателей качества элементов космической аппаратуры/ Тюлевин С.В., Пиганов М.Н., Еранцева Е.С // Надёжность и качество сложных систем. – 2014. – № 1(5). – С. 9-17.
- [4] Беренштейн, Г.В. Прогнозирование качества ИС на основе анализа внутренних напряжений / Г.В. Беренштейн, А.М. Дьяченко // Физические основы надёжности и деградации полупроводниковых приборов: тоз. докл. всесоюз. конф.- Кишинёв, 1991.- Ч. II.-С.36.
- [5] Лучино, А.И. Исследование возможности индивидуального прогнозирования долговечности транзисторов методом распознавания образов / А.И. Лучино, А.С. Савина // Электронная техника. Сер.8.- 1976. -Вып.10.- С.3-9.
- [6] Mishanov, R. Individual forecasting of quality characteristics by an extrapolation method for the stabilitrans and the integrated circuits / R. Mishanov, M. Piganov // The experience of designing and application of CAD systems in Microelectronics (CADSM 2015): Proceeding XIII international conference.- Ukraine, Lviv, 2015.-P. 242- 244. DOI: 10.1109/CADSM.2015.7230846.
- [7] Piganov, M. Individual prognosis of quality indicators of space equipment elements / M. Piganov, S. Tyulevin, E. Erantseva // The experience of designing and application of CAD systems in microelectronics (CADSM 2015): Proceeding XIII international conference.- Ukraine, Lviv, 2015.-P. 367- 371. DOI: 10.1109/CADSM.2015.7230878.
- [8] Мишанов, Р.О. Разработка прогнозной модели качества полупроводниковых приборов методом экстраполяции/ Р.О. Мишанов, М.Н. Пиганов // Известия Самарского научного центра Российской академии наук.-2014. – Том 6, №4(3).- С. 594-599.
- [9] Mishanov, R.O. Technology of diagnostic for non-destructive control of the bipolar integrated circuits / R.O. Mishanov, M.N. Piganov // Sense. Enable. Spitse: proceedings 2<sup>nd</sup> international scientific symposium. - Russia, St. Peterburg, 2015. – P. 38-41.
- [10] Сергеев, В.А. Контроль качества цифровых интегральных микросхем по параметрам матрицы тепловой связи/ В.А. Сергеев, В.В. Юдин // Известия ВУЗов. Электроника.- 2009. – № 6.- С.72-78.
- [11] Piganov, M.N. Apparatus diagnostic for non-destructive control chip CMOS-Type / M.N. Piganov, S.V. Tyulevin, E.S. Erantseva, R.O. Mishanov // European science and technology: materials of the VIII international research and practice conference. – Germany: Munich, 2014. – P. 398-401.
- [12] Watchik R., Bucelot T., Li G. // J. Appl. Phys.- 1998. - №9.- P. 4734-4740.
- [13] Jonson, J.B. The shotiky effect in box frequency circuit / J.B. Jonson // Phys. rev, 1925. v. 26. – P. 71-85.
- [14] Chang, M.H. Light emitting diodes reliability review / M.H. Chang, D. Das, P.V. Varde, M. Pecht // Microelectronics Reliability. – 2012. - №5.- P. 762-782.
- [15] Kuba, J. Application of low temperature infailure diagnostics of semiconductor devices / J. Kuba // Power Semic. Hybrid Device – th Jnt. Spring Semin. Electrotechnol. Prenet May 1985.- P. 31-34.
- [16] Пряников, В.С. Прогнозирование отказов полупроводниковых приборов/ В.С. Пряников – М.:Энергия, 1978. – 112 с.
- [17] Пиганов, М.Н. Прогнозирование надёжности радиоэлектронных средств/ М.Н. Пиганов, С.В. Тюлевин //Научно-технические ведомости СПбГПУ. Серия «Информатика. Телекоммуникации. Управление». – 2009. – Вып. 1. – С. 175-182.
- [18] Тюлевин, С.В. Структурная модель индивидуального прогнозирования параметров космической аппаратуры/ С.В. Тюлевин, М.Н. Пиганов // Вестник Самарского государственного аэрокосмического университета. – Самара, 2008. – Вып.1. – С. 92-96.
- [19] Пиганов М.Н. Технологические основы обеспечения качества микросборок / М.Н. Пиганов. – Самара: СГАУ, 1999. –231 с.
- [20] Тюлевин, С.В. Методика индивидуального прогнозирования надёжности космических радиоэлектронных средств/ С.В. Тюлевин // Актуальные проблемы радиоэлектроники и телекоммуникаций: Материалы Всероссийской НТК 14-16 мая 2007, г.Самара.- Самара: Издательство СГАУ, 2007. – С.162-163.