

О ВОЗМОЖНОСТИ УМЕНЬШЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТИ ЛОЖНЫХ ОТКАЗОВ БЛОКОВ ТИПА LRU НА ОСНОВЕ АЛГОРИТМИЧЕСКОЙ ИЗБЫТОЧНОСТИ

* Национальный авиационный университет, Киев, Украина

Анотація. Досліджено можливість зменшення ймовірності помилкових відмов блоків типу LRU при експлуатації бортового обладнання повітряних суден на основі тимчасової надмірності алгоритму контролю тих визначальних параметрів, по яких при однократному вимірі було сформоване рішення “не норма”. Інструментом дослідження є статистичні експерименти на моделях – комп'ютерних програмах, що імітують процес формування ситуації “помилкова відмова” при допусковому контролі.

Ключові слова: алгоритм контролю працездатності, функції помилок контролю, імітаційні моделі, альфа-фільтрація, кратність фільтрації.

Аннотация. Исследована возможность уменьшения вероятности ложных отказов блоков типа LRU при эксплуатации бортового оборудования воздушных судов на основе временной избыточности алгоритма контроля тех определяющих параметров, по которым при однократном измерении было сформировано решение “не норма”. Инструментом исследования являются статистические эксперименты на моделях – компьютерных программах, имитирующих процесс формирования ситуации “ложный отказ” при допусковом контроле.

Ключевые слова: алгоритм контроля работоспособности, функции ошибок контроля, имитационные модели, альфа-фильтрация, кратность фильтрации.

Abstract. There was investigated the possibility of reducing the probability of false rejection of LRU type blocks at operation of the onboard equipment of air courts based on time redundancy of the control algorithm of those defining parameters on which at unitary measurement the decision “not norm” has been generated. The research tool is statistical experiments on models – the computer programs simulating process of formation of a situation “false rejection” under admission control.

Keywords: working capacity control algorithm, errors control functions, imitating models, alpha filtration, filtration degree.

1. Введение

В составе комплексов современного пилотажно-навигационного оборудования воздушных судов (ВС) гражданской авиации имеется значительное число электронных компонентов – Line Replacement Units (LRU), а также электромеханических и гидравлических компонентов систем общесамолётного оборудования. Компоненты являются конструктивно и функционально законченными сборками и выполняются в виде быстростъёмных блоков (БСБ) радиоэлектронных, вычислительных и электрических систем, а также в виде легко демонтируемых агрегатов (ЛДА). БСБ и ЛДА содержат средства контроля работоспособности и являются типовыми элементами замены (ТЭЗ) в системах бортового оборудования. При идентификации средствами контроля отказного состояния системы её работоспособное состояние восстанавливается после посадки воздушного судна при техническом обслуживании на стояночной линейке путём замены БСБ или ЛДА на заведомо работоспособный аналог из запасного комплекта.

Поскольку компоненты бортового оборудования и их средства контроля не являются абсолютно надёжными, то последние “имеют право” как на пропуск отказного состояния, так и на формирование ложных сигналов ошибок. Для подтверждения отказа и при необходимости восстановления работоспособности демонтированные БСБ или ЛДА поступают в центр технического обслуживания авиакомпании или внешний сервисный центр. Доля “ложных снятий” компонентов по данным источников [1, 2] составляет от

10% до 30%, что существенно снижает эффективность функционирования авиакомпании. Возможность реализации при измерении параметра ситуации “ложный отказ” всегда скрыта в принятом решении “не норма”.

В статье рассматривается организация функционального контроля компонентов бортового оборудования в полёте на основе избыточных алгоритмов, обеспечивающих существенное снижение вероятности ложных отказов по сравнению с однократным измерением параметра при сохранении заданной достоверности принятия решения о техническом состоянии.

2. Организация функционального контроля на основе алгоритма с n -кратным повторным измерением параметров

Применение избыточных алгоритмов для контроля технического состояния компонентов бортового оборудования предполагает n -кратное измерение и анализ каждого из параметров системы, по которым принято решение “не норма”, что приводит к увеличению продолжительности контроля примерно в $0,5 \cdot n$ раз, и это можно было бы отнести к недостаткам введения временной избыточности.

Однако появление в 90-х годах прошлого века и бурное внедрение микропроцессоров в качестве встроенных средств контроля (ВСК) бортового оборудования и последующее развитие программных средств, а также повышение быстродействия цифровых вычислителей обеспечивают, как правило, выполнение жестких временных ограничений при функциональном контроле компонентов бортового оборудования в полёте.

Схема организации допускового контроля на основе избыточного алгоритма, обеспечивающего существенное уменьшение вероятности ложного отказа, приведена на рис. 1 и заключается в следующем.

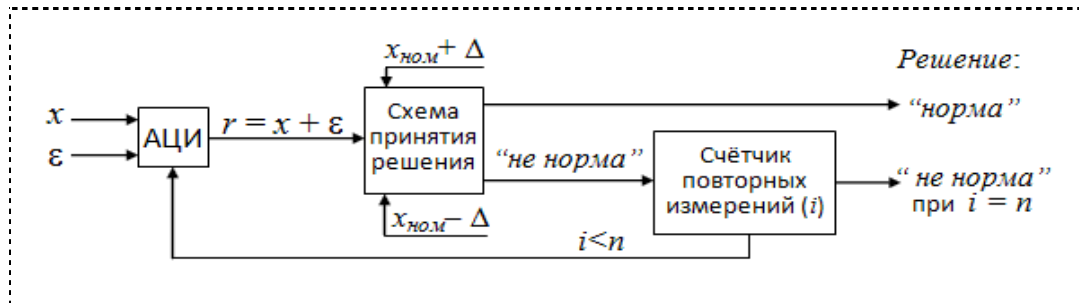


Рис. 1. Схема организации диагностирования на основе алгоритма с n -кратным повторным контролем параметра, по которому сформировано решение “не норма”

Алгоритм контроля характеризуется заданным числом n повторных измерений диагностического параметра (ДП), и пусть для определённости $n = 2$. Если при контроле ДП принимается решение “норма”, то осуществляется контроль следующего параметра системы.

В случае принятия решения “не норма” в процессе контроля может реализоваться одна из двух ситуаций [3]:

- ситуация $x \notin 2\Delta$ & $r \in 2\Delta$, при которой формируется верное решение “не норма”;
- ситуация “ложный отказ”, при которой принимается ошибочное решение “не норма”.

В этом случае производится первое повторное измерение данного ДП. Результат первого повторного измерения r_1 анализируется схемой принятия решения. При $r_1 \in 2\Delta$ принимается решение “норма” и осуществляется переход к контролю следующего параметра системы. При $r_1 \notin 2\Delta$ (решение “не норма”) счётчик числа повторных измерений

формирует сигнал на второе повторное ($i = 2$) измерение. Поскольку $n = 2$, то по результату второго повторного измерения r_2 принимается окончательное решение (норма/не норма) по контролируемому параметру.

Таким образом, организация контроля на основе алгоритма с n -кратным повторным контролем параметров обеспечивает перепроверку решений “не норма” с целью уменьшения вероятности ложного отказа.

Можно утверждать, что такой алгоритм организации контроля работоспособности обеспечивает своеобразную фильтрацию ситуации “ложный отказ” с несколькими уровнями: однократная фильтрация ($n = 1$), двухкратная фильтрация ($n = 2$), трёхкратная фильтрация ($n = 3$) и т. д. При анализе работоспособности бортового оборудования воздушного судна максимальное число повторных измерений параметра в данных исследованиях не превышает $n = 3$.

Идея повторных измерений (перепроверки) контролируемого параметра не является новой и неоднократно обсуждалась в специальной литературе. Так, в работе [3] показано, что достоверность контроля бортового радиоэлектронного оборудования можно повысить многократной перепроверкой параметров, которые по результатам контроля признаются находящимися вне поля допуска. При этом уменьшается ошибка 1-го рода, а принятие решения на основе сравнения полученного значения x с контрольным допуском $\delta_k < \delta$ позволяет уменьшить ошибку 2-го рода.

Исследуемый в статье алгоритм контроля работоспособности реализуется без перехода к контрольному допуску и обеспечивает перераспределение вероятностей ошибочных решений. Применение алгоритмов α -фильтрации не приводит к снижению достоверности контроля и направлено на уменьшение вероятности ложных отказов в полёте.

Некоторое увеличение вероятности необнаруженного отказа составляет не более $(1 - D_{\min})$, то есть остаётся на уровне, соответствующем однократному контролю параметра, и не является критическим, поскольку все компоненты бортового оборудования имеют резервирование (дублирование, троирование или тетрирование). Возможная ситуация “пропуск отказа в полёте” идентифицируется после завершения полёта средствами встроенного бортового тестирования и/или наземными средствами в ходе планового технического обслуживания.

В данной статье исследование предлагаемых алгоритмов с n -кратной фильтрацией выполнено на имитационных моделях процесса контроля, обеспечивающих статистическую оценку ошибок контроля 1-го и 2-го рода.

3. Имитационная модель реализации алгоритма с n -кратным повторным контролем параметра

Моделирующие программы отображают (имитируют) последовательность действий средств допускового контроля в соответствии с рис. 1 и реализованы в программной среде Mathcad. Для случая принятия ошибочного решения по результату однократного измерения определяющего параметра статистические оценки вероятности ложного и необнаруженного отказов можно получить на основе моделей, представленных на листинге 1.

Модели реализуют нормальное распределение значений определяющего параметра и случайной составляющей погрешности в поле рассеяния. Источником (генератором) нормально распределённых чисел в Mathcad является программа $\text{rnorm}(M, m, \sigma)$, при обращении к которой формируется последовательность (вектор) из M случайных нормально распределённых чисел с математическим ожиданием m и средним квадратическим отклонением σ [4].

Вектор нормированных нормально распределенных значений определяющих параметров формируется оператором $dp := \text{norm}(M, 0, 1)$, а вектор нормированных нормально распределенных значений случайной составляющей помехи – оператором $pot := \text{norm}(M, 0, z)$.

Число статистических экспериментов определяется длиной вектора M и реализуется в программе с помощью цикла $for\ j \in 1..M$. Внешний цикл $for\ k \in 1..K$ дополнительно при необходимости обеспечивает увеличение числа статистических экспериментов до $M \cdot K$.

В каждом j -том эксперименте имитируется результат измерения $R \leftarrow dp_j + pot_j$ в соответствии с формулой $r = x + \varepsilon$ (рис. 1).

Имитационные модели не ограничивают выбор распределения случайной составляющей помехи только нормальным законом. “Конструирование” помехи в измерительном канале системы контроля обеспечивается введением в программу функциональной операции ϕ над ε в соответствии с априорными данными (или предпочтениями), при этом функциональный оператор $\varepsilon \leftarrow \phi(\varepsilon)$ предваряет цикл статистического эксперимента.

Листинг 1. Программы моделирования ситуаций принятия ошибочных решений при допусковом контроле с однократным измерением параметра

```

    Модель статистического прогнозирования вероятности ложного отказа
    при однократном измерении параметра
 $\alpha 0(\delta) :=$ 
    for  $k \in 1..K$  // реализация  $M \cdot K$  экспериментов;
    |
    |  $dp \leftarrow \text{norm}(M, 0, 1)$  // случайные значения параметра и помехи
    |  $\varepsilon \leftarrow \text{norm}(M, 0, z)$  // при подключении АЦП к контрольной
    | // реализации  $M$  экспериментов;
    | for  $j \in 1..M$ 
    | |  $R \leftarrow dp_j + \varepsilon_j$  // результат измерения в  $j$ -м эксперименте;
    | |  $LO \leftarrow LO + 1$  if  $|dp_j| < \delta \wedge |R| \geq \delta$  // идентификация LO;
    |  $Rez \leftarrow LO + (M \cdot K)$  // вычисление вероятности ложного отказа.
    | return Rez

    Модель статистического прогнозирования вероятности необнаруженного отказа
    при однократном измерении параметра
 $\beta 0(\delta) :=$ 
    for  $k \in 1..K$ 
    |
    |  $dp \leftarrow \text{norm}(M, 0, 1)$ 
    |  $\varepsilon \leftarrow \text{norm}(M, 0, z)$ 
    | for  $j \in 1..M$ 
    | |  $R \leftarrow dp_j + \varepsilon_j$ 
    | |  $NO \leftarrow NO + 1$  if  $|dp_j| \geq \delta \wedge |R| < \delta$  // идентификация NO;
    |  $Rez \leftarrow NO + (M \cdot K)$  // вычисление вероятности необнаруженного отказа.
    | return Rez
  
```

Получаемое значение R и имитируемое значение диагностического параметра dp_j сравниваются с нормированным эксплуатационным допуском δ на контролируемый параметр. Сравнение выполняется в схеме принятия решений, представленной логическими операторами:

– оператором $LO \leftarrow LO + 1$ if $|dp_j| < \delta \wedge |R| \geq \delta$, идентифицирующим ситуацию “ложный отказ” в программе $\alpha_0(\delta, z)$, и в случае выполнения логического условия содержимое счётчика LO увеличивается на единицу ($LO \leftarrow LO + 1$);

– оператором $NO \leftarrow NO + 1$ if $|dp_j| < \delta \wedge |R| \geq \delta$, идентифицирующим ситуацию “необнаруженный отказ” в программе $\beta_0(\delta, z)$, и в случае выполнения логического условия содержимое счётчика NO увеличивается на единицу ($NO \leftarrow NO + 1$).

Результатом моделирования являются статистические вероятности ложного $\alpha_0(\delta, z)$ и необнаруженного $\beta_0(\delta, z)$ отказов, а также вероятность принятия ошибочного решения $\Sigma_0(\delta, z) = \alpha_0(\delta, z) + \beta_0(\delta, z)$, представляемые в Mathcad графиками этих функций (рис. 2).

В силу симметрии гаусианы функции ошибок $\alpha_0(\delta, z)$ и $\beta_0(\delta, z)$ совпадают во всём диапазоне возможных значений эксплуатационных допусков.

Программы имитационного моделирования возможных ситуаций “ложный отказ” (LO) и “необнаруженный отказ” (NO) с вероятностями $\alpha_1(\delta, z)$ и $\beta_1(\delta, z)$ при контроле алгоритмом с однократной фильтрацией ситуации LO приведены на листинге 2. Суммарная вероятность принятия ошибочного решения при допусковом контроле алгоритмом с однократной альфа-фильтрацией определяется выражением $\Sigma_1(\delta, z) = \alpha_1(\delta, z) + \beta_1(\delta, z)$.

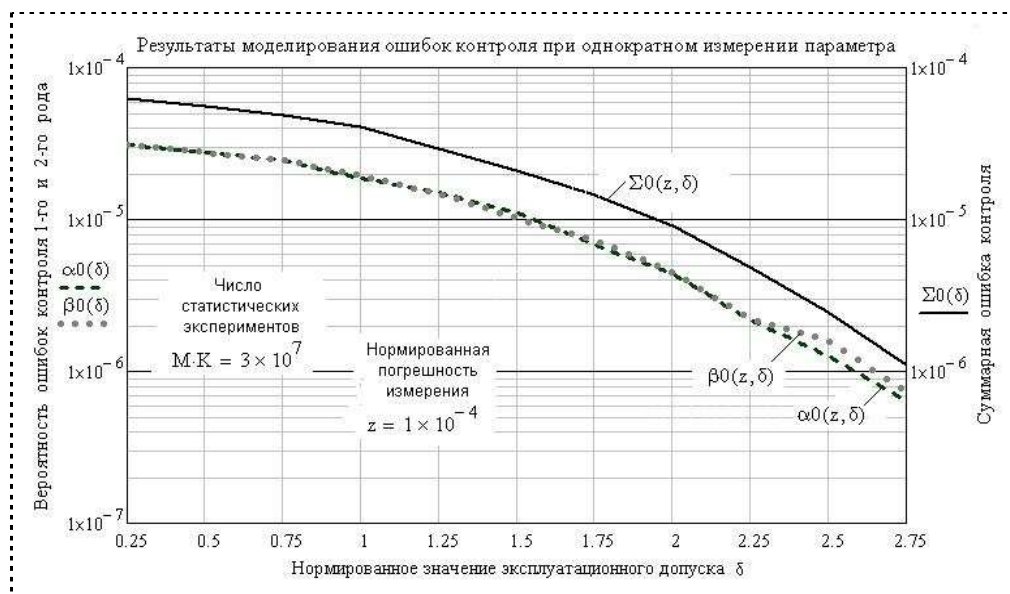


Рис. 2. Функции вероятностей ошибочных решений $\alpha_0(\delta)$, $\beta_0(\delta)$, $\Sigma_0(\delta)$ при $n = 0$

Листинг 2. Программы моделирования ситуаций LO и NO при $n = 1$

```

    Модель статистического прогнозирования вероятности ложного отказа
    при однократной фильтрации возможной ситуации "LO"
     $\alpha_1(\delta) :=$ 
    for  $k \in 1..K$  // реализация M-K экспериментов;
    | dp  $\leftarrow$  morm(M, 0, 1) // случайные значения параметра и помехи
    |  $\varepsilon \leftarrow$  morm(M, 0, z) // при подключении АЦИ к контрольной
    | dp1  $\leftarrow$  morm(M, 0, 1) // случайные значения параметра и помехи
    |  $\varepsilon_1 \leftarrow$  morm(M, 0, z) // при первом повторном измерении;
    | for  $j \in 1..M$  // реализация M экспериментов;
    | | R  $\leftarrow$  dpj +  $\varepsilon_j$  // результат измерения в j-м эксперименте";
    | | if  $|R| \geq \delta$  // условие реализации ситуации "LO";
    | | | R1  $\leftarrow$  dp1j +  $\varepsilon_{1j}$  // первое повторное измерение;
    | | | LO  $\leftarrow$  LO + 1 if  $|dp_{1j}| < \delta \wedge |R1| \geq \delta$ 
    Rez  $\leftarrow$  LO + (M.K) // вычисление вероятности ложного отказа.
    return Rez

    Модель статистического прогнозирования вероятности необнаруженного отказа
    при однократной фильтрации возможной ситуации LO
     $\beta_1(\delta) :=$ 
    for  $k \in 1..K$ 
    | dp  $\leftarrow$  morm(M, 0, 1)
    |  $\varepsilon \leftarrow$  morm(M, 0, z)
    | dp1  $\leftarrow$  morm(M, 0, 1)
    |  $\varepsilon_1 \leftarrow$  morm(M, 0, z)
    | for  $j \in 1..M$ 
    | | R  $\leftarrow$  dpj +  $\varepsilon_j$ 
    | | NO  $\leftarrow$  NO + 1 if  $|dp_j| \geq \delta \wedge |R| < \delta$ 
    | | if  $|R| \geq \delta$  // идентификация ситуации NO;
    | | | R1  $\leftarrow$  dp1j +  $\varepsilon_{1j}$ 
    | | | NO  $\leftarrow$  NO + 1 if  $|dp_{1j}| \geq \delta \wedge |R1| < \delta$ 
    Rez  $\leftarrow$  NO + (M.K) // вычисление вероятности
    return Rez // необнаруженного отказа.
    
```

Результаты исследования поведения функций ошибок при контроле ДП алгоритмом с однократной ($n = 1$) альфа-фильтрацией приведены на рис. 3.

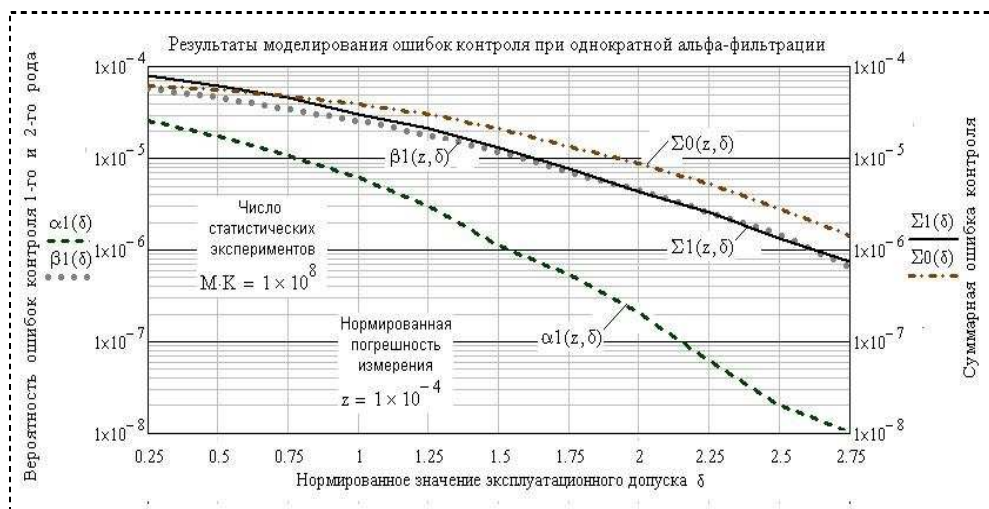


Рис. 3. Функции вероятностей ошибочных решений $\alpha_1(\delta)$, $\beta_1(\delta)$ и $\Sigma_1(\delta)$ при $n = 1$

Из результатов моделирования процесса допускового контроля параметра с однократной проверкой решения “не норма” следует, что:

- вероятность суммарной ошибки контроля $\Sigma_1(\delta)$, как правило, не превышает значений, полученных при однократных измерениях (кривая $\Sigma_0(\delta)$ на рис. 2 и 3);
- вероятность необнаруженного отказа $\beta_1(\delta, z)$ приближается снизу к вероятности принятия ошибочного решения $\Sigma_1(\delta, z)$;
- вероятность ложного отказа $\alpha_1(\delta, z)$ существенно уменьшается во всём диапазоне значений эксплуатационного допуска.

Аналогичные результаты получены при анализе алгоритмов контроля с 2-х и 3-кратной альфа-фильтрацией, модели которых представлены на листингах 3 и 4.

Листинг 3. Программа оценивания вероятностей $\alpha_2(z, \delta)$ (двухкратная альфа-фильтрация)

```

Модель статистического прогнозирования вероятности ложного отказа
при двухкратной фильтрации возможной ситуации "LO"
alpha2(delta) := for k in 1..K // реализация M·K экспериментов;
  dp ← norm(M, 0, 1) // случайные значения параметра и помехи
  epsilon ← norm(M, 0, z) // при подключении АЦП к контрольной
  dp1 ← norm(M, 0, 1) // случайные значения параметра и помехи
  epsilon1 ← norm(M, 0, z) // при первом повторном измерении;
  dp2 ← norm(M, 0, 1) // случайные значения параметра и помехи
  epsilon2 ← norm(M, 0, z) // при втором повторном измерении;
  for j in 1..M // реализация M экспериментов;
    R ← dpj + epsilonj // результат измерения в j-м эксперименте";
    if |R| ≥ delta // условие реализации ситуации "LO";
      R1 ← dp1j + epsilon1j // первое повторное измерение;
      if |R1| ≥ delta // условие реализации ситуации "LO";
        R2 ← dp2j + epsilon2j // второе повторное измерение;
        LO ← LO + 1 if |dp2j| < delta ∧ |R2| ≥ delta
  Rez ← LO ÷ (M·K) // вычисление вероятности ложного отказа.
return Rez

```

Листинг 4. Программа оценивания вероятностей $\alpha_3(z, \delta)$ (трёхкратная альфа-фильтрация)

```

Модель статистического прогнозирования вероятности ложного отказа
при трёхкратной фильтрации возможной ситуации "LO"
α3(δ) := for k ∈ 1..K // реализация M·K экспериментов;
  dp ← morm(M, 0, 1) // случайные значения параметра и помехи
  ε ← morm(M, 0, z) // при подключении АЦП к контрольной
  // точке функциональной структуры БСБ;
  dp1 ← morm(M, 0, 1) // случайные значения параметра и помехи
  ε1 ← morm(M, 0, z) // при первом повторном измерении;
  dp2 ← morm(M, 0, 1) // случайные значения параметра и помехи
  ε2 ← morm(M, 0, z) // при втором повторном измерении;
  dp3 ← morm(M, 0, 1) // случайные значения параметра и помехи
  ε3 ← morm(M, 0, z) // при третьем повторном измерении;
  for j ∈ 1..M // реализация M экспериментов;
    R ← dpj + εj // результат измерения в j-м эксперименте";
    if |R| ≥ δ // условие реализации ситуации "LO";
      R1 ← dp1j + ε1j // первое повторное измерение;
      if |R1| ≥ δ // условие реализации ситуации "LO";
        R2 ← dp2j + ε2j // второе повторное измерение;
        if |R2| ≥ δ // условие реализации ситуации "LO";
          R3 ← dp3j + ε3j // третье повторное измерение;
          LO ← LO + 1 if |dp3j| < δ ∧ |R3| ≥ δ
  Rez ← LO + (M·K) // вычисление вероятности ложного отказа.
return Rez
    
```

4. Основные результаты моделирования

Результаты исследования на имитационных моделях поведения функций ошибок $\alpha_n(\delta, z, n)$ при контроле ДП алгоритмом с n -кратной альфа-фильтрацией приведены на графиках (рис. 3 – 5), из которых следуют очевидные выводы о влиянии характеристик процесса контроля – δ, z, n – на вероятность ложного отказа.

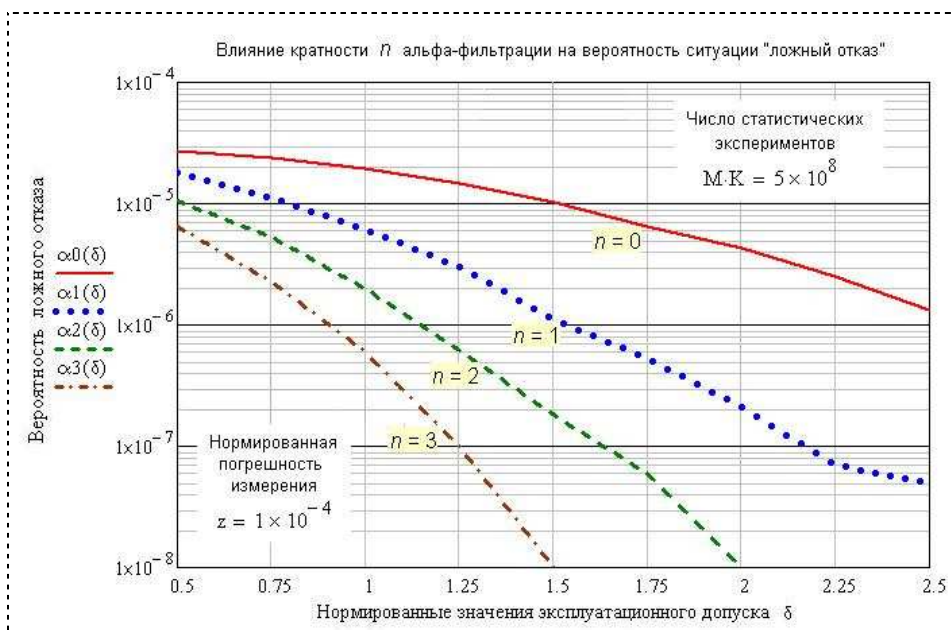


Рис. 3. Влияние кратности альфа-фильтрации на вероятность возможной ситуации "LO"

Отметим, что повышение кратности α -фильтрации n и увеличение допуска на параметр δ приводит к значительному уменьшению вероятности ложного отказа α (рис. 3 и табл. 1).

Таблица 1. Влияние кратности фильтрации на вероятность ложного отказа

Характеристика алгоритма	Эксплуатационный допуск (δ) при $z = 10^{-4}$				
	0,5	1,0	1,5	2,0	2,5
$n = 0$	$3 \cdot 10^{-5}$	$2 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$4 \cdot 10^{-6}$	$1,4 \cdot 10^{-6}$
$n = 1$	$2 \cdot 10^{-5}$	$6 \cdot 10^{-6}$	$3 \cdot 10^{-6}$	$2 \cdot 10^{-7}$	$5 \cdot 10^{-8}$
$n = 2$	$1 \cdot 10^{-5}$	$2 \cdot 10^{-6}$	$2 \cdot 10^{-7}$	$1 \cdot 10^{-8}$	—
$n = 3$	$7 \cdot 10^{-6}$	$6 \cdot 10^{-7}$	$1 \cdot 10^{-8}$	—	—

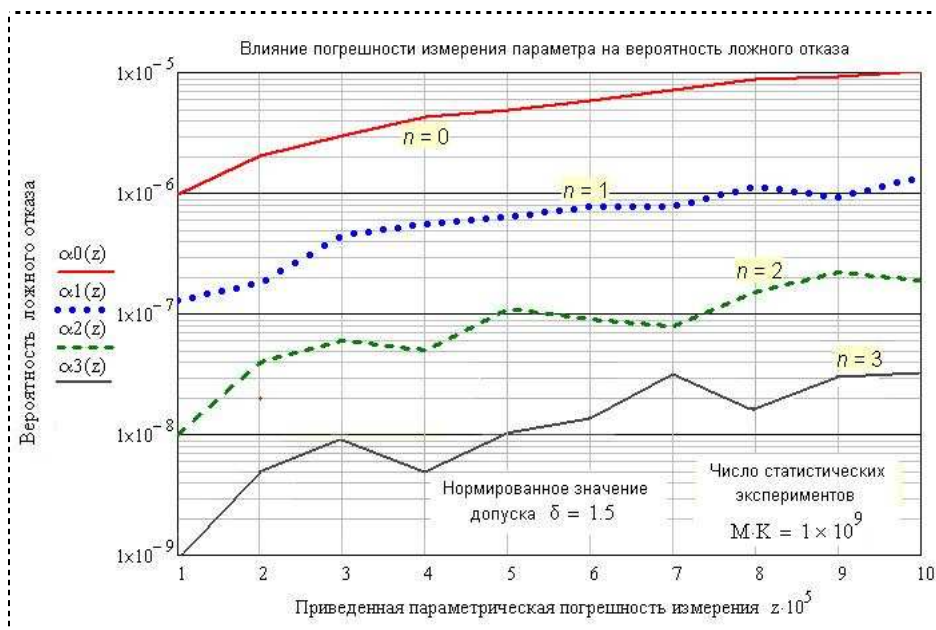


Рис. 4. Влияние погрешности измерения на вероятность ситуации “LO” ($z \in 10^{-5} \dots 10^{-4}$)

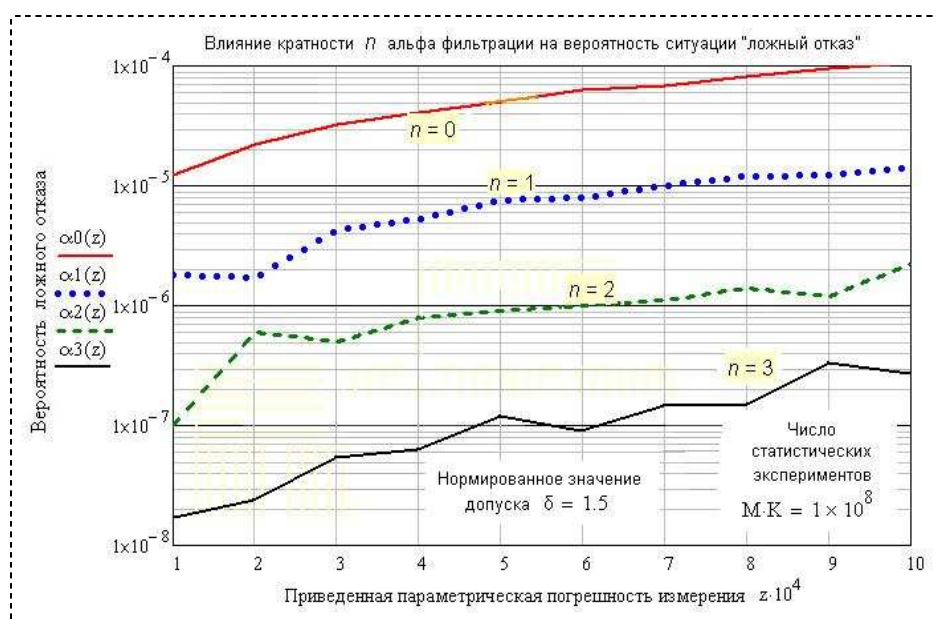


Рис. 5. Влияние погрешности измерения на вероятность ситуации “LO” ($z \in 10^{-4} \dots 10^{-3}$)

Отметим также, что повышение точности z измерителей ДП на один порядок даёт уменьшение вероятности ложного отказа также примерно на один порядок. Такое поведение функции ошибки 1-го рода $\alpha_n(\delta, z, n)$ сохраняется во всём диапазоне вариации характеристик z и n процесса контроля (рис. 4 и 5).

5. Оценки эффективности алгоритмов контроля с n -кратной альфа-фильтрацией

Поскольку кратность α -фильтрации определяет возможность снижения вероятности ложных отказов при организации контроля работоспособности алгоритмом с конкретным значением n , то качество алгоритма с α -фильтрацией может оцениваться безразмерным показателем его эффективности по соотношению вида

$$\sum \alpha_n(\delta, z, n) = \alpha_n(\delta, z, n) / \alpha_0(\delta, z, n), n \in 1, 2, 3, \quad (1)$$

которое показывает, во сколько раз уменьшается ошибка первого рода при контроле параметра алгоритмом с повторными измерениями по сравнению с однократным измерением.

Влияние кратности повторных измерений n на эффективность (1) алгоритмов контроля с α -фильтрацией иллюстрируется на рис. 6.

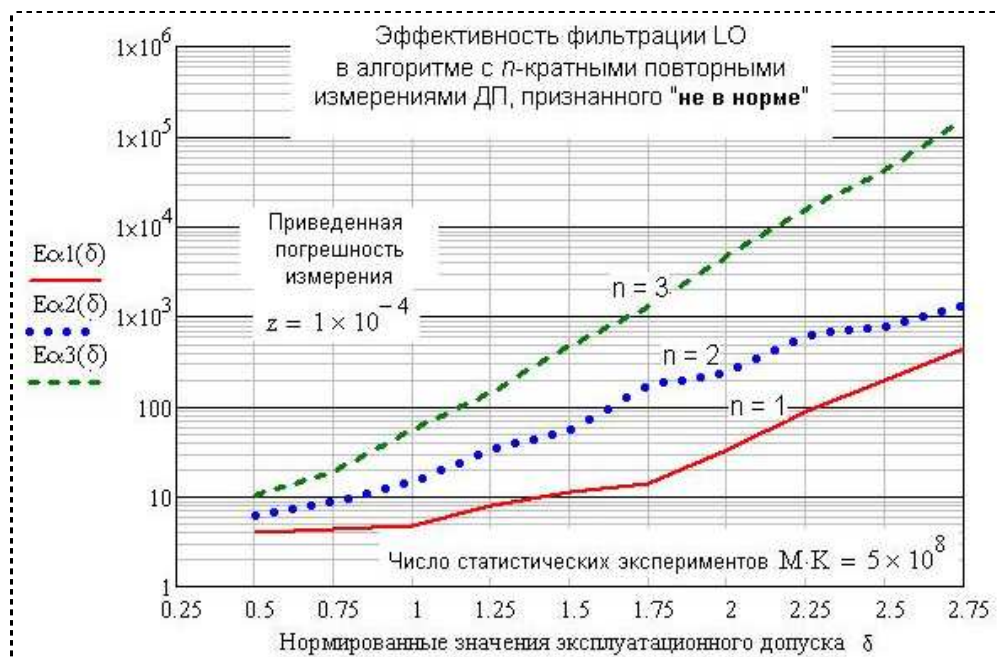


Рис. 6. Эффективность алгоритмов контроля с фильтрацией ситуации "LO" при $n \in 1, 2, 3$

Эффективность алгоритмов контроля многократно возрастает при изменении числа повторных измерений от одного до трех и при увеличении эксплуатационного допуска во всём диапазоне возможных значений (рис. 6 и табл. 1), а также при увеличении точности измерителей параметров, что наглядно следует из рис. 4 и 5.

Таблица 2. Статистические данные о качестве предлагаемых алгоритмов контроля

Характеристика алгоритма	Эксплуатационный допуск (δ)				
	0,5	1,0	1,5	2,0	2,5
$n = 1$	4	6	10	35	200
$n = 2$	7	15	55	250	800
$n = 3$	10	60	500	5000	40 000

6. Заключение

1. Исследованы алгоритмы допускового контроля определяющих параметров компонентов авионики с повторным контролем тех параметров, по которым принято решение “не норма”. Установлено, что повторный контроль таких параметров приводит к перераспределению ошибок первого и второго рода в пределах, не превышающих заданную достоверность контроля работоспособности. Эффективность алгоритмов не обосновывалась теоретически, но полностью подтверждена статистическим анализом на имитационных моделях.
2. Исследование свойств указанного алгоритма выполнено на Mathcad-моделях, имитирующих простую процедуру допускового контроля (измерение → сравнение с допуском → принятие решения). Модели выполнены в виде отдельных модулей, структура которых определена кратностью повторных измерений (0, 1, 2 или 3) и обеспечивает “фильтрацию” ошибки 1-го рода (альфа-фильтрацию). Структура программных модулей, как и схема допускового контроля, достаточно проста и прозрачна, что позволяет признать результаты имитационного моделирования объективными.
3. При повторном контроле параметров увеличение кратности на единицу уменьшает вероятность ложных отказов примерно на порядок, по которым принято решение “не норма”, что существенно уменьшает вероятность ложных отказов (до значений, характеризующих события, определяемые Авиационными правилами [1], как крайне маловероятные) при одновременном повышении вероятности необнаруженных отказов практически до значений допустимой суммарной вероятности принятия ошибочного решения по результатам контроля работоспособности.
4. Уменьшение вероятности ложного отказа наблюдается при различных сочетаниях и увеличении значений характеристик процесса контроля – допуска на параметр, точности измерителя и кратности повторного контроля, что обеспечивает снижение интенсивности неоправданного демонтажа блоков и агрегатов бортового оборудования.
5. Глубина α -фильтрации алгоритма контроля однозначно задаёт требования к точности измерителей ВСК на борту ВС при заданных эксплуатационных допусках на определяющие параметры. Учитывая, что покупная стоимость ВСК экспоненциально увеличивается в зависимости от класса точности диагностики, целесообразность использования рассмотренных циклических алгоритмов контроля с альфа-фильтрацией в совокупности с аналоговыми измерителями невысокой точности для обеспечения заданной достоверности контроля сомнений не вызывает.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Авиационные правила АП-25. Нормы лётной годности самолётов. – М.: МАК, 1994. – 344 с.
2. Грибов В.М. Статистический анализ функций ошибок принятия решения при допусковом контроле работоспособности компонентов авионики / В.М. Грибов, Д.В. Смолич // Математичні машини і системи. – 2014. – № 2. – С. 128 – 136.
3. Новиков В.С. Эксплуатация радиоэлектронного авиационного оборудования: учебник / Новиков В.С. – М.: Транспорт, 1989. – 288 с.
4. Кирьянов Д.В. Mathcad 14 / Кирьянов Д.В. – СПб.: БХВ-Петербург, 2007. – 704 с.

Стаття надійшла до редакції 15.04.2014