УДК : 629.7.017.1 : 519.2

РАСЧЕТ ЖИВУЧЕСТИ СЛОЖНЫХ СИСТЕМ С УЧЕТОМ ТОЧНОСТИ АППРОКСИМАЦИИ ФУНКЦИИ БИНОМИАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

к.т.н. В.Ю. Дубницкий, В.В. Дегтяренко
(представил д.т.н., проф. В.С. Харченко)

Проведён анализ влияния точности аппроксимации функции биномиального распределения на результаты моделирования живучести сложных систем. Даны рекомендации по области применения различных вариантов аппроксимации.

В связи с ростом сложности систем управления, важных для безопасности, большое внимание уделяется оценке живучести данного класса систем [1]. Повышенный интерес к проблеме живучести систем сложной структуры обусловлен тем, что традиционный анализ безотказности не дает исчерпывающих сведений об их работоспособности. Связано это с отсутствием знаний о поведении системы при отклонении условий ее эксплуатации от нормативных. Таким образом, возникает задача построения живучих систем, что заставляет разработчиков углублять представления о моделях причин и самих процессах потери работоспособности проектируемых систем.

Введём основные допущения:

– указанные системы относятся к классу систем с неприводимой структурой [2] и известными вероятностями безотказной работы элементов ($\mathbf{P_i}$, $\mathbf{i}=\overline{\mathbf{1,n}}$);

– основные и резервные элементы равнонадежны и равнопоражаемы экстремальными воздействиями (ЭВ);

– анализируемые системы функционируют в условиях ЭВ импульсного типа, точечного действия;

– параметрами ЭВ являются кратность **m** воздействия на систему в случайный момент времени $\mathbf{t_{эв}}$. Воздействие вызывает в системе одновременный отказ **m** элементов.

Известно [3], что в этом случае вероятность безотказной работы системы определяется как

$$\mathbf{P_s = \sum_{m=1}^{N} B_m p^m (1-p)^{N-m}}, \qquad (1)$$

где **N** - число элементов в системе; **p** - вероятность безотказной работы элемента; $\mathbf{B_m}$ - число путей успешного функционирования системы, содержащих

$\mathbf{m}$ элементов.

Задача вычисления показателя $\mathbf{B_m}$, $\mathbf{m = \overline{1, N}}$, как отмечено в [4], имеет комбинаторную сложность, и для системы из большого числа элементов с неприводимой структурой [2] трудноразрешима. В [5] для оценивания показателя $\mathbf{P_s}$ предложено использовать метод статистического моделирования.

Выражение (1) приводится к виду

$$\mathbf{P_s = \sum_{m=1}^{N} p_m b(N, m, p)}\ , \tag{2}$$

где $\mathbf{p_m = B_m \big/ C_N^m}$; $\mathbf{b(N, m, p) = C_N^m p^m (1-p)^{N-m}}$, $\mathbf{m = \overline{1, N}}$ - биномиальные вероятности.

Тогда величина $\mathbf{p_m}$ может быть интерпретирована как вероятность того, что при отказе любых $\mathbf{N - m}$ произвольно выбранных элементов система сохранит работоспособность, и оценена методом статистических испытаний на какой-либо модели структуры.

Известно, что метод статистических испытаний требует большого количества реализаций псевдослучайных величин, распределённых, в нашем случае, по биномиальному закону. В этом случае даже не большие погрешности при однократном вычислении функции распределения случайной величины могут приводить к большим ошибкам на заключительных этапах моделирования.

Для обоснования учета влияния точности аппроксимации функции биномиального распределения на точность результатов моделирования живучести систем рассмотрим следующую задачу. Пусть по результатам моделирования вероятность сохранения системой работоспособного состояния равна $\mathbf{p^*}$. Тогда среднеквадратическое отклонение математического ожидания этой оценки равно величине

$$\mathbf{\frac{\delta}{\sqrt{n}} = \sqrt{np^*(1-p^*)}}\ . \tag{3}$$

Откуда, используя методы теории погрешностей [6], следует, что с погрешностью до величины $\mathbf{\sqrt{n}}$ предельная относительная погрешность $\boldsymbol{\varepsilon}$, оценка вероятности сохранения системой работоспособного состояния, составит

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \left|\frac{\partial}{\partial \mathbf{p^*}} \ln \delta\right| \mathbf{\Delta p^*} = \frac{\mathbf{\Delta p^*}}{\mathbf{2p^*}}\ , \tag{4}$$

где $\Delta\mathbf{p^*}$ - предельная абсолютная ошибка величины $\mathbf{p^*}$, зависящая от точности аппроксимации биномиального распределения.

Таким образом, при любом $\mathbf{p^*}$ относительная ошибка оценки вероятности сохранения системой работоспособного состояния системы является линейной функцией точности аппроксимации биномиального распределения.

Поэтому целью статьи является исследование точности различных способов аппроксимации биномиального распределения при условии, что системы, живучесть которых моделируется, содержат **n** (**5< n < 300**) элементов и вероятности отказа элемента **p** (**0,01< p <0,5**).

Для непосредственного вычисления величины $b(m,n,p)$ все расчеты будем выполнять при условии, что $p \le 0{,}5$, так как если $p > 0{,}5$, то

$$b(m,n,p) = b(m-n,n,1-p), \tag{5}$$

что следует из условия (1). Отсюда понятно, что для расчетов величины $b(m,n,p)$ можно принять $p \le 0{,}5$.

Из рассмотрения отношения

$$\frac{b(m+1,n,p)}{b(m,n,p)} = \frac{C_n^{m+1} p^{m+1} q^{n-m-1}}{C_n^m p^m q^{n-m}} = \frac{n-m}{m+1}\frac{p}{q} \tag{6}$$

следует рекуррентная формула

$$b(m+1,n,p) = \frac{n-m}{m+1}\frac{p}{q} b(m,n,p) \tag{7}$$

при условии, что $p(0) = q^n,\ \ p(1) = \frac{np}{q} p(0).$

Тогда, используя (1) и (6), можно получить, что

$$p(a \le X \le d) = \sum_{m=0}^{d} b(m,n,p) - \sum_{m=0}^{a} b(m,n,p). \tag{8}$$

В настоящее время известны следующие аппроксимации биномиального распределения: с использованием функции нормального распределения; нормализующего преобразования; с использованием распределения Пуассона; X^2 – распределения; F – распределения; неполной Бета – функции [7]. Последние три способа в данном сообщении не рассматриваются, так как сравнение различных способов вычисления указанных функций само по себе является весьма трудоемкой задачей, требующей самостоятельного изучения.

Исследование проводились в следующем порядке. Результаты применения той или иной аппроксимационной формулы сравнивали с результатами, полученными по формуле (7) или (8), которые были проверены по таблицам [9, 10]. Оказалось, что эти формулы в диапазоне $0 \le p \le 0{,}5$ и $n \le 30$ дают совпадение с указанными работами с точностью до 10^{-5}. При больших **n** и **m,** используя формулу Стирлинга для определения величины **n!,** в [11] приведено выражение для функции $b(m,n,p)$:

$$b^*(m,n,p) \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\frac{1}{\sqrt{npq}}\left(\frac{m}{np}\right)^{-(m+0,5)}\left(\frac{n-m}{nq}\right)^{-(n-m+0,5)}. \tag{9}$$

Отсюда, используя (5), может быть получено выражение для функции $B(m,n,p)$.

В [8] введена следующая терминология. Если значения функции $\mathbf{B(m,n,p)}$ принадлежит интервалу $\mathbf{[0{,}005;0{,}05]}$ или $\mathbf{[0{,}93;0{,}995]}$, то говорят, что аппроксимация требуется на ″хвостах″. Если

$$\mathbf{0{,}05 < B(m,n,p) < 0{,}93}, \qquad (10)$$

то говорят об аппроксимации между ″хвостами″. В указанной работе рекомендуют такие формулы:

$$\mathbf{B^*(m,n,p)} = \begin{cases} \mathbf{\Phi\left[2\sqrt{(m+1)\cdot(1-p)} - 2\sqrt{(n-m)\cdot p}\right]}, & \text{на "хвостах";} \\ \mathbf{\Phi\left[\sqrt{(4m+3)\cdot(1-p)} - \sqrt{(4n-4m-1)\cdot p}\right]}, & \text{между "хвостами".} \end{cases} \qquad (11)$$

Весьма распространены аппроксимации биномиального распределения, полученные на основе формулы Муавра – Лапласа.

В соответствии с этим, если выполнены условия

$$\begin{cases} \mathbf{npq > 9}; \\ \mathbf{\dfrac{1}{n+1} < p \dfrac{n}{n+1}}, \end{cases} \qquad (12)$$

то получим

$$\mathbf{b^*(m,n,p) \approx \frac{1}{\sqrt{npq}}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{m-np}{\sqrt{npq}}\right)^2\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi npq}}\exp\left(-\frac{(m-np)^2}{2npq}\right)}. \qquad (13)$$

При этом

$$\mathbf{P(X < m) = \sum_{i=0}^{m-1} b(i,n,p) = 1 - \sum_{i=m}^{n} b(i,n,p)}. \qquad (14)$$

Используя теорему Муавра – Лапласа, получим далее

$$\mathbf{P(X \le m) = \Phi\left(\frac{m-np}{\sqrt{npq}}\right)}, \qquad (15)$$

где

$$\mathbf{F(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_0^z \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)dt}. \qquad (16)$$

Тогда

$$\mathbf{t = \frac{m-np}{\sqrt{npq}}}. \qquad (17)$$

При этом

$$\Phi(t)=\begin{cases}\frac{1}{2}+F(t), \text{если } t \geq 0;\\ \frac{1}{2}-F(|t|), \text{если } t < 0.\end{cases} \quad (18)$$

Для определения вероятности $P(a \leq X \leq b)$ известна аппроксимация вида

$$P(a \leq X \leq b)=\Phi\left(\frac{b-np}{\sqrt{npq}}\right)-\Phi\left(\frac{a-np}{\sqrt{npq}}\right). \quad (19)$$

В [11] определено, что более точной является аппроксимация вида

$$P(a \leq X \leq b)=\Phi\left(\frac{b-np+\frac{1}{2}}{\sqrt{npq}}\right)-\Phi\left(\frac{a-np-\frac{1}{2}}{\sqrt{npq}}\right). \quad (20)$$

Причем оговаривается особо, что формула (20) дает более точные, чем формула (19) приближение, если

$$a \leq np \leq b. \quad (21)$$

При расчетах, использующих функцию нормального распределения, применяли её аппроксимацию в виде, предложенном в работе [12]. Так как при моделировании живучести затраты машинного времени являются весьма существенным фактором, влияющим на эффективность исследования в целом, то аппроксимацию биномиального распределения Пуассона не рассматривали. Это обусловлено тем, что такая аппроксимация занимает промежуточное место между итерационными формулами (7, 8) и нормальными аппроксимациями по затрачиваемому на расчет времени.

Оценку качества аппроксимации δ величины $b(m,n,p)$ величиной $b^*(m,n,p)$ определяем по формуле

$$\delta_{ij}=\min_{k}\max_{m}\max_{p}\frac{\left|b^*(m,n,p)-b(m,n,p)\right|}{b(m,n,p)}, \quad (22)$$

где величина **m** находится в диапазоне, указанном в соответствующей градации **j** в табл. 1; величина **p** изменялась в диапазоне, указанном в соответствующей градации **i**; $k=\overline{1,u}$; **u** соответствует аппроксимационным выражениям при **k** =1 (9), **k** =2 (13).

Таблица 1

Данные для оценки качества аппроксимации

i	Вероятность выхода из строя элемента, p	Количество элементов системы, n				
		5…10	11…30	31…100	101…150	151…300
		j = 1	j = 2	j = 3	j = 4	j = 5
1.	0,01…0,1	$\frac{7}{0{,}12}$	$\frac{7}{0{,}06}$	$\frac{7\sim 11}{<0{,}82\cdot 10^{-3}}$	$\frac{7\sim 11}{0{,}7\cdot 10^{-4}}$	$\frac{7\sim 11}{0{,}19\cdot 10^{-4}}$

2.	0,11…0,3	$\frac{7}{0{,}058}$	$\frac{7}{0{,}04}$	$\frac{7}{0{,}19\cdot10^{-3}}$	$\frac{7\sim11}{0{,}71\cdot10^{-4}}$	$\frac{7\sim11}{0{,}08\cdot10^{-4}}$
3.	0,31…0,5	$\frac{7}{0{,}063}$	$\frac{7}{0{,}24\cdot10^{-1}}$	$\frac{7}{0{,}06\cdot10^{-3}}$	$\frac{7\sim11}{0{,}28\cdot10^{-4}}$	$\frac{7\sim11}{0{,}11\cdot10^{-4}}$

Примечание. Над чертой указан номер аппроксимирующей формулы, а под чертой – относительная погрешность. Символ ~ означает эквивалентность аппроксимирующих выражений.

Оценку качества аппроксимации функции биномиального распределения осуществляли аналогично, но с учетом того, что условие **k** =1 соответствует формуле (11), **k** =2 формуле (18), **k** =3 формуле (19). Вычисленные аппроксимирующие значения сравнивались с величиной, определённой по выражению (8). Результаты вычислений, приведенные в табл. 2, дают значения величин определенных по формуле (14) и (15) соответственно.

Таблица 2

Оценка качества аппроксимации функции биномиального распределения, **P(X<m)**

i	Вероятность выхода из строя элемента, **p**	Количество элементов системы, **n**				
		5…10	11…30	31…100	101…150	151…300
		j = 1	**j** = 2	**j** = 3	**j** = 4	**j** = 5
1.	0,01…0,1	$\frac{9}{0{,}0017}$	$\frac{9}{0{,}14\cdot10^{-3}}$	$\frac{9}{0{,}23\cdot10^{-4}}$	$\frac{7\sim17}{0{,}11\cdot10^{-4}}$	$\frac{7\sim17}{0{,}64\cdot10^{-5}}$
2.	0,11…0,3	$\frac{9}{0{,}037}$	$\frac{9}{0{,}41\cdot10^{-3}}$	$\frac{9}{0{,}62\cdot10^{-5}}$	$\frac{9\sim17}{0{,}57\cdot10^{-5}}$	$\frac{9\sim17}{0{,}19\cdot10^{-5}}$
3.	0,31…0,5	$\frac{9}{0{,}045}$	$\frac{9}{0{,}01\cdot10^{-3}}$	$\frac{9}{0{,}3\cdot10^{-5}}$	$\frac{9}{0{,}99\cdot10^{-6}}$	$\frac{9}{0{,}2\cdot10^{-5}}$

Примечание . $\mathbf{m} = \overline{\mathbf{1,n-1}}$; все остальные обозначения такие же, как в табл. 1.

Выводы. 1. При оценке вероятности сохранения системой работоспособного состояния методом статистического моделирования предельная относительная ошибка этой оценки является линейной функцией точности аппроксимации функции биномиального распределения.

2. Предлагаемые аппроксимации могут быть использованы при оценке живучести систем, подверженных экстремальным воздействиям.

3. Наиболее универсальной является аппроксимация биномиального распределения не рекуррентными выражениями вида (7) и (8).

4. При аппроксимации на ″хвостах″ и между ″хвостами″ при **n**>30 и практически любом **p**, 0,01< **p** < 0,5 целесообразно использовать аппроксимацию вида (11).

ЛИТЕРАТУРА

1. Харченко В.С. Многоверсионные цифровые системы, важные для безопастности: анализ и перспективы // Модели и системы. – 1999. – №1. – С. 61 - 64.

2. Надежность технических систем: Справочник / Ю.К. Беляев, В.А. Богатырев, В.В. Болотин и др. / Под ред. И.А. Ушакова. – М.: Радио и связь, 1985. – 109 с.

3. Харченко В.С., Тимонькін Г.М., Сичов В.О., Лисенко І.В. Теорія надійності та живучості елементів і систем літальних комплексів. – Харків.: ХВУ, 1997. – 395 с.

4. Гэри М., Джонсон Д. Вычислительные машины и труднорешаемые задачи / Под ред. А.А. Фридмана. – М.: Мир, 1982. – 265 с.

5. Пирс У. Построение надежных вычислительных машин. – М.: Мир, 1968. – 45 с.

6. Демидович Б.П., Марон И.А.. Основы вычислительной математики. – М.: Наука, 1966. – 664 с.

7. Статистические задачи отработки систем и таблицы для числовых расчетов показателей надёжности / Судаков Р.С., Северцев Н.А., Титулов В.Н., Чесноков Ю.М. – М.: Высшая школа, 1975. – 599 с.

8. Molenaar W. Approximations to the Poisson, Binomial and Hypergeometric Distributions Functions (Mathematical Centre Tracts, 31). – Mathematisch Centrum, Amsterdam, 1970. – 160 p.

9. Большев Л.Н., Смирнов В.Н. Таблицы математической статистики. – М.: Наука,1983. – 416 с.

10. Шор Я.Б., Кузьмин Ф.И., Таблицы для анализа и контроля надёжности. – М.: Советское радио, 1968. – 288 с.

11. Браунли К.А. Статистическая теория и методология в науке и технике. – М.: Наука, 1977. – 407 с.

12. Дубницкий В.Ю., Дегтяренко В.В. Оценка точности аппроксимации нормального распределения // Системи обробки інформації. – Харків : Транспорт України. – 2000. – Вип. 4(10). – С.161 - 166.

Поступила в редколлегию 22.06.2001

УДК 681.326

ОРГАНИЗАЦИЯ КОНТРОЛЯ И ДИАГНОСТИРОВАНИЯ СИСТЕМ НА ОСНОВЕ МИКРОПРОЦЕССОРНЫХ КОМПЛЕКСОВ

д.т.н., проф. Е.А. Артеменко, И.Н. Клюшников

Рассмотрены вопросы и направления решения задачи построения системы контроля и диагностирования сложных микропроцессорных комплексов.

Микропроцессоры находят всё большее применение в различных сложных системах таких, как системы управления производственными процессами, современные телекоммуникационные системы, системы управления воздушным и наземным транспортом и другие. Это обусловлено возможностью решения ими все более сложных задач ввиду быстрого совершенствования их основных характеристик. В этом отношении достаточно указать, что за последние двадцать лет их тактовая частота возросла в десятки и даже сотни раз. Растёт также и сложность их структуры. Так, число транзисторов в кристалле процессоров за этот же период возросло в сотни раз. Анализ надежности микропроцессоров показывает, что, несмотря на повышение качества проектирования и производства интегральной схемотехники, увеличение степени интеграции логических элементов в одном корпусе приводит к росту интенсивности отказов (сбоев) микропроцессорной структуры в целом и не снижает проблем, связанных с обеспечением выполнения ими требуемого качества возложенных на неё функций в условиях возникновения отказов. Важную роль играет также надежность программного обеспечения.

Для обеспечения требуемых уровней надежности и эффективности в различных системах применяется структурное резервирование, которое не требует специальной разработки дополнительного оборудования. Сравнительная оценка применения различных видов резервирования, приведенная в [1], свидетельствует о том, что различные виды структурного резервирования обеспечивают большую или меньшую вероятность безотказной работы, но выигрыш в надежности достигается на сравнительно небольшом промежутке времени, который не сравним с периодом эксплуатации систем. Следовательно, при снижении надежности ниже определённого значения необходимо восстановление её до исходного (требуемого) уровня. Анализ оценок эффективности совместного применения резервирования и восстановления [1] свидетельствует о том, что увеличение числа бригад восстановления в системе с нагруженным резервом уменьшает коэффициент простоя, но незначительно. Это же характерно и при переходе на ненагруженный резерв. Значительное влияние оказывает величина отношения $\mathbf{T_{ср}/T_{в}= \mu/\lambda}$ ($\mathbf{T_{в}=1/\mu}$ - среднее время восстановления, $\mathbf{T_{ср}=1/\lambda}$ - среднее время наработки на отказ; $\boldsymbol{\mu}$ и $\boldsymbol{\lambda}$ - интенсивности восстановления и возникновения отказа соответственно), увеличение его на порядок (сокращение среднего времени восстановления или интенсивности отказов на порядок, сокращение одной и другой величины) сокращает коэффициент простоя при дублировании на два порядка, а при троировании – на три порядка.

Особенностью цифровых систем является то, что наряду с отказами этим системам характерно наличие искажающих информацию сбоев, возникновение которых обусловлено рядом причин. В их число входят различные помехи, влияющие как на работу аппаратуры, так и на процессы обработки и передачи информации. Их интенсивность на один - два порядка выше интенсивности устойчивых отказов

В большинстве систем в настоящее время используется шестнадцати- и тридцатидвухразрядные микропроцессоры. Ориентировочную оценку влияния сбоев на работу цифровых устройств произведём следующим образом. Пусть, искажения разрядов формата представления двоичных кодов под воздействием помех подчиняются биномиальному закону распределения. Если вероятность искажения одного разряда равна 10^{-3}, то для 16-ти и 32-х разрядных форматов вероятность неискаженного формата (искажения одного разряда) соответственно равна 0,984 и 0,968 (0,0157 и 0,0310). Доля однократных искажений равна соответственно 98 и 97%. Если однократные искажения не только обнаруживать, но и исправлять, то вероятность выдачи искажённой информации уменьшается более чем в 50 и 30 раз соответственно.

Для увеличения эффективности системы необходимо, в первую очередь, добиваться уменьшения интенсивности отказов и совершенствования их эксплуатационной технологичности при разработке системы, а в период эксплуатации - сокращения среднего времени восстановления. Следовательно, посредством комплексной реализации резервирования и восстановления представляется возможным обеспечить высокие надёжностные характеристики сложных технических систем на большом промежутке времени эксплуатации.

Обеспечение надёжности и отказоустойчивости устройств и систем, построенных на основе микропроцессоров, требует разработки эффективных методов и средств контроля, которые решают наиболее сложную часть задач-обнаружение и локализацию отказа. Большинство систем специального назначения, основу которых составляют микропроцессорные структуры, является системами высокой готовности, которые не допускают или допускают лишь на незначительное время простои в выполнении операций, что также связано с оперативной реализацией мероприятий по локализации и устранению отказов.

В настоящее время для решения указанных задач используется ряд различных аппаратных и программных методов. Первые из них реализуются оперативно, а вторые - периодически. Высокая готовность и эффективность микропроцессорных комплексов обеспечивается при большой полноте оперативного контроля. Широко применяются программные методы рабочего контроля, которые позволяют обеспечивать большую полноту контроля микропроцессорных средств. Эти методы могут быть использованы только периодически. В качестве примера укажем программу самодиагностики POST базовой системы ввода-вывода BIOS, программу диагностики программно-аппаратных средств CHEKIT, пакет диагностических программ Norton Utilities 2000. Использование подобных контролирующих и диагностических комплексов программ может потребовать значительного времени для реализации, обеспечивает малую эффективность обнаружения сбоев. Интенсивно развивается граничное тестирование (сканирование). Но оно связано со значительной аппаратурной избыточностью, которая может составить 0,1 - 0,5. Следует также отметить, что реализация принципа многоверсионности позволяет выявлять и парировать дефекты программного обеспечения. Среди аппаратных методов наибольшее распространение получило введение в состав системы избыточной аппаратуры, дублирующей работу основной. Применение данного метода позволяет осуществлять оперативный контроль путем сравнения результатов выполнения операции основным и резервными устройствами, а при возникновении отказов (сбоев) осуществлять их маскирование. Для реализации указанного метода может применяться как дублирование, так и мажоритирование. В частности, компанией Stratus при производстве систем Continuos Series 400 применяется резервирование по схеме, приведенной на рис.1, и режим пошаговой блокировки [2].

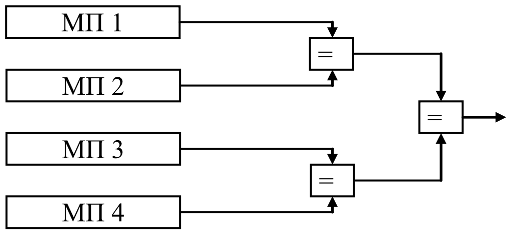

Рис. 1. Схема резервирования микропроцессорных модулей

Для контроля хранимой в запоминающих устройствах и передаваемой информации широко используется контроль на четность. Реализация такого оперативного контроля позволяет определить, в каком из нескольких параллельно работающих устройств произошел сбой в случае несовпадения результатов выполнения операции. Поэтому он облегчает диагностирование только в указанных выше резервированных структурах. При этом структура при возникновении любого сбоя переходит на самоконтроль, прекращая обработку входной информации. Из приведённых выше количественных оценок легко установить, что эффективность рассматриваемых структур значительно возрастает, если реализовывать код, обнаруживающий и исправляющий однократные искажения. В этом случае вероятность выхода структуры на самоконтроль уменьшается в десятки раз, а аппаратурная избыточность возрастает во много раз меньше. В качестве кода можно использовать модифицированный код Хемминга. Важно, что этот код не только обнаруживает и исправляет однократные искажения, но и имеет признак двукратного искажения, когда корректировать ошибки не следует [3].

Достоинством аппаратного контроля является высокая оперативность обнаружения отказов, а к недостаткам следует отнести, нечувствительность к дефектам программного обеспечения и увеличение аппаратурной избыточности, которая может быть существенной, что нежелательно в условиях ограничения на энергетические и массогабаритные характеристики.

Учитывая указанные недостатки данных методов можно показать, что большей эффективностью в сравнении с ними могут обладать методы функционального контроля.

Сущность функционального контроля заключается в проверке правильности реализации рабочих алгоритмов. Данный метод характеризуется низкой аппаратурной избыточностью и высокой оперативностью обнаружения отказов (сбоев). Уровень быстродействия современных микропроцессорных систем, а также внедрение принципа мультизадачности дают основание полагать, что выполнение задачи функционального контроля осуществимо в процессе выполнения системой основной задачи функционирования. Применение в современных системах принципов децентрализованного управления даёт основание предполагать о существовании резерва времени в рабочем такте и возможности использования этого резерва для выполнения алгоритмов контроля. Для оценки этой возможности необходим анализ ряда факторов и характеристик системы. Таким образом, при разработке системы контроля и диагностирования микропроцессорных систем (СКД МПС) необходимо решение задач:

1) обеспечения эксплуатационной технологичности при разработке и производстве объекта контроля (ОК);

2) определения состава и структуры ОК, обеспечивающих требуемую надежность и возможность осуществления операций контроля и диагностирования;

3) определения перечня наиболее информативных контролируемых параметров, характеризующих состояние ОК, а также совокупностей параметров, подлежащих оперативному и периодическому контролю;

4) выяснения диагностических возможностей СКД МПС;

5) синтеза оптимальной системы, содержащей требуемое число модулей при максимальных диагностических возможностях (минимальное число модулей при требуемых диагностических возможностях);

6) определения оптимальной совокупности тестовых микропрограмм, обеспечивающих загрузку регистров, выполнение арифметических или логических операций и выгрузку полученных результатов и алгоритмов их выборки, реализация которых обеспечивает требуемые достоверность, полноту контроля и глубину диагностирования, а время выполнения не превышало бы требуемого значения.

Исходя из перечисленного выше можно сделать вывод, что применение методов функционального контроля может иметь ряд преимуществ по отношению к другим методам и их наиболее целесообразно применять для организации системы оперативного контроля микропроцессорных структур. Для достижения максимальной эффективности при применении данного метода необходимо решение задачи оптимизации системы контроля.

ЛИТЕРАТУРА

1. Артеменко Е.А. Резервирование, диагностирование, восстановление – система обеспечения надежности сложных комплексов // Модели и системы. – 1999. – №1. – С. 4 - 7.

2. Шнитман В. Отказоустойчивые компьютеры компании Stratus // Открытые системы. – 1998. – №1. – С. 37 - 43.

3. Блейхут Р. Теория и практика кодов, контролирующих ошибки. – М.: Мир. – 1986. – 576 с.

Поступила в редколлегию 25.06.2001