УДК 004.052

Ю.Л. ПОНОЧОВНЫЙ, Е.Б. ОДАРУЩЕНКО

Полтавский военный институт связи, Украина

ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОЦЕССА ОЦЕНКИ НАДЕЖНОСТИ ОТКАЗОУСТОЙЧИВЫХ КОМПЬЮТЕРНЫХ СИСТЕМ ИНФОРМАЦИОННО-УПРАВЛЯЮЩИХ КОМПЛЕКСОВ

Рассмотрено моделирование отказов и восстановлений аппаратной и программной компонент отказоустойчивых компьютерных систем информационно-управляющих комплексов. Проанализированы свойства имитационного моделирования методом Монте-Карло многоканальной резервированной системы с заданным значением погрешности

имитационная модель, метод Монте-Карло, отказоустойчивые компьютерные системы

Введение

Последние достижения научно-технического прогресса позволили внедрить автоматизированные системы во все сферы жизнедеятельности человека и общества. Центральной частью таких систем на сегодня являются информационно-управляющие комплексы. Для систем, обеспечивающих критические отрасли (военного назначения; АЭС; транспортные коммуникации; банковские, телекоммуникационные системы и др.), характерно повышение требований к безопасности, живучести и надежности. В связи с этим ядром информационно-управляющих систем (ИУС) критических комплексов являются отказоустойчивые компьютерные системы (ОКС). Одним из средств обеспечения надежности ОКС ИУС является моделирование будущих состояний системы на этапах ее проектирования и разработки. При этом используются соответствующие модели и методы оценки надежности ОКС ИУС, которые учитывают такие факторы: функции системы; архитектуру построения; используемую элементную базу; условия применения и связанные с этими факторами источники отказов.

Формулирование проблемы. Современные ОКС ИУС являются сложными аппаратно-программными комплексами. Из теории надежности известно, что отказы таких систем вызваны проявлением различных дефектов. Так, к отказам аппаратных средств (АС) приводят физические дефекты (ДФ); отказы программных средств (ПС), как правило, вызваны дефектами проектирования и производства (ДП). Наиболее часто для моделирования отказов ОКС ИУС применяется математический аппарат марковских случайных процессов, в котором параметры проявления дефектов во времени – константы. Однако, исследование проявления ДП [1] показали, что после обнаружения и устранения дефекта интенсивности отказов и восстановлений ПС изменяются. Для исследования функционирования ОКС ИУС в условиях проявления ДП предложен математический аппарат многофрагментного моделирования. Особенностью многофрагментного моделирования является увеличение количества рассматриваемых состояний системы, что в некоторых случаях приводит к существенной громоздкости модели. В случаях, когда построение аналитической модели по определенным причинам усложняется, применяют метод статистических испытаний или метод Монте-Карло. Идея метода Монте-Карло заключается в следующем: вместо описания случайного явления с помощью аналитических выражений, проводится розыгрыш – моделирование случайного явления процедурой, которая позволяет получить случайный результат. Применение метода статистических испытаний оправдано для сложных систем, которые состоят из большого количества элементов и в которых случайные факторы определенным образом взаимосвязаны. Кроме того, моделирование случайных явлений методом Монте-Карло проводится с целью проверки достоверности результатов, полученных при применении определенного математического аппарата.

Основными аспектами, лежащими в основе построения имитационной модели исследуемого процесса согласно [2] являются:

– обоснование необходимости имитационного моделирования;

– обоснование выбора показателя эффективности процесса функционирования системы;

– выбор способа формализации модели;

– определение параметров и переменных модели.

1. Построение имитационной модели

Необходимость метода статистических испытаний для исследования ОКС ИУС, функционирующей в условиях проявления различных дефектов с изменяющимися параметрами проявления во времени обусловлена следующим:

– необходимостью проверки достоверности результатов, полученных в ходе аналитического многофрагментного моделирования;

– необходимостью разработки подхода к построению имитационных моделей функционирования рассматриваемых систем с целью снятия накладываемых в ходе аналитического моделирования ограничений.

Выбор оцениваемых показателей надежности ОКС ИУС целесообразно проводить согласно принятой системной классификации [3]. По указанной классификации ОКС ИУС рассматривается как система конкретного назначения вида I (которая в процессе эксплуатации может находиться в двух состояниях – работоспособном или неработоспособном), восстанавливаемая, обслуживаемая, непрерывного длительного применения. Для систем данного класса, выполняющих ответственные функции, в качестве показателя надежности целесообразно использовать коэффициент готовности (instantaneous availability) $K_Г$, который равен вероятности того, что объект окажется в работоспособном состоянии в произвольный момент времени, кроме планируемых периодов, в течение которых применение объекта по назначению не предусматривается [4]. Коэффициент готовности ОКС ИУС определяется как отношение среднего времени нахождения системы в работоспособном состоянии к общему времени функционирования системы. Функциональную зависимость $K_Г(t)$ можно получить при рассмотрении нескольких значений коэффициента готовности для различных временных моментов t_i.

Таким образом, целью имитационного моделирования является определение количественных значений комплексного показателя надежности – коэффициента готовности ОКС ИУС, функционирующей в условиях проявления ДФ и ДП с учетом изменения параметров проявления ДП во времени.

Анализ задачи имитационного моделирования показал, что с точки зрения формализации рассматриваемый процесс подпадает под класс математических схем систем массового обслуживания (так называемых Q-схем). Однако, использование принципов формализации Q-схем при построении моделирующего алгоритма и последующая его реализация с применением специализированных языков имитационного моделирования (GPSS, SLAM, GASP, SIMSCRIPT и др.) или модулей имитационного моделирования математических пакетов ПС (например, пакет визуально-ориентированного программирования SIMULINK, входящего составной частью в систему MATLAB) достаточно трудоемко в силу специфичности параметров проявления рассматриваемых дефектов и функционального представления ожидаемого результата. Поэтому, при построении моделирующего алгоритма целесообразно использовать метод непосредственного моделирования (без привязки к типовым математическим схемам) с использованием одного из языков программирования высокого уровня (т.н. ЯВУ [5]).

Решение задачи комплексного моделирования надежности ОКС ИУС осуществляется на основе разработки математических моделей, которые учитывают параметры, характеризующие надежностные свойства аппаратных и программных средств. В качестве таких параметров выбираются следующие.

Параметры АС: $\lambda_{ДФ}$ – интенсивность проявления ДФ АС; $\mu_{ДФ}$ – интенсивность восстановления после проявления ДФ АС. Эти параметры определяются на основе существующих статистических данных по отказам ИУС.

Параметры ПС: $\lambda_{ДП}$ и $\Delta\lambda_{ДП}$ – интенсивность проявления ДП ПС и величина ее изменения после устранения проявившегося дефекта; $\mu_{ДП}$ и $\Delta\mu_{ДП}$ – интенсивность восстановления системы после проявления ДП ПС и величина ее изменения после устранения проявившегося дефекта. Они определяются на основе разработанной методики, которая основана на комплексировании моделей оценки надежности ПС [1].

2. Разработка моделирующего алгоритма

Моделирующий алгоритм процесса функционирования ОКС ИУС с учетом ДФ и ДП разработан на основе «принципа dz» (принципа особых состояний) [5], его сущность заключается в том, что все множество событий рассматриваемого процесса функционирования системы разбивается на подмножества особых (обуславливающих смену состояний системы) и не особых событий (в которых исследуемый процесс находится все остальное время). При моделировании событий, обусловливающих смену состояний системы, обрабатываются последовательно, и моделируемое системное время смещается каждый раз до начала следующего события. Таким образом, моменты времени смены состояний системы являются случайными и определяются моментами отказов и восстановлений элементов ОКС ИУС.

Если время t безотказной работы АС или ПС есть случайная величина с функцией распределения $F(t)$, для которой существует алгоритм вычисления обратной функции $F^{-1}(t)$, то в соответствии с [2] имеем:

$$t = F^{-1}(R)\,, \qquad (1)$$

где R – случайная величина, равномерно распределенная на интервале (0…1).

С учетом того, что величина t распределена по показательному закону с плотностью $f(t) = \pi \cdot e^{-\pi t}$, где π – соответствующий параметр закона распределения (λ_i или μ_i); формулу для вычисления значений t можно записать в виде:

$$t = \frac{1}{\pi}\ln\left(R\right). \qquad (2)$$

Эффективность статистического моделирования и достоверность получаемых результатов, как известно, существенно зависят от качества используемых базовых последовательностей R_i псевдослучайных чисел (ПСЧ). Для машинной реализации собственно моделирующего алгоритма был выбран программный датчик ПСЧ RANDOM системы программирования Delphi 7.0.

С помощью функции генерации псевдослучайных чисел Random, ЭВМ осуществляет разыгрывание случайных величин: времени, на протяжении которого компонента системы (АС или ПС) безотказно выполняла свои функции и времени, которое было нужно на восстановление работоспособного состояния этой компоненты. Учитывая длину интервала исследования системы ($t_{\max}$), необходимо провести такой розыгрыш для всех компонент системы некоторое количество раз. В результате накапливается совокупность состояний компонент на временном промежутке (0, $t_{\max}$), и если изобразить работоспособное состояние светлым прямоугольником, а неработоспособное – заштрихованным, то графический вид совокупности состояний будет следующим (рис. 1).

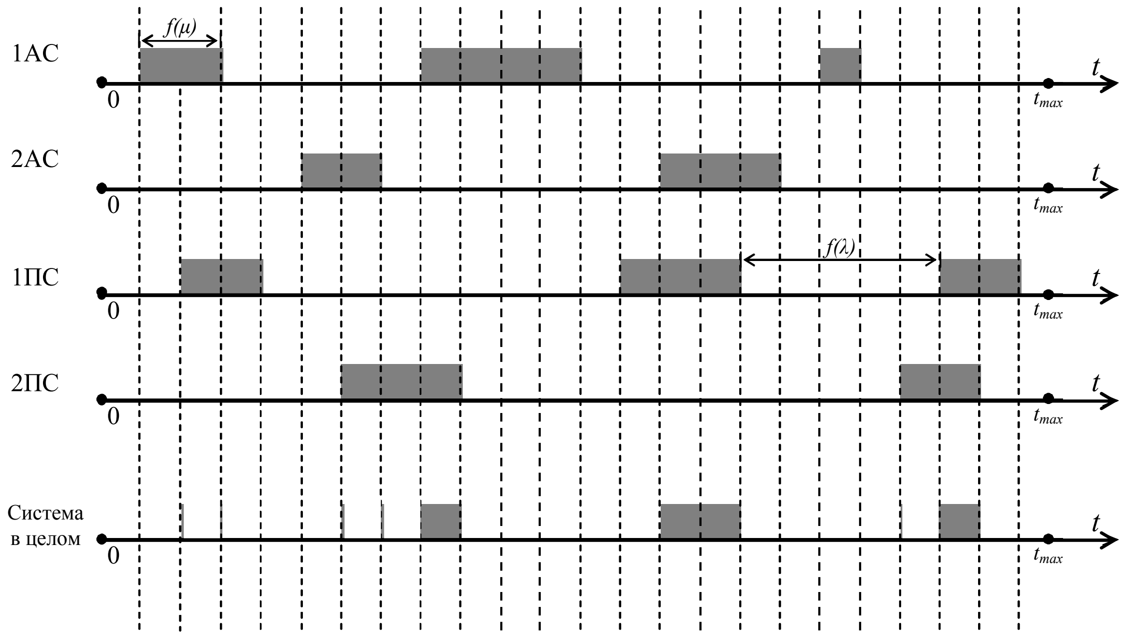

Рис. 1. Графическое изображение интервалов работоспособности и неработоспособности двухканальной двухверсионной ОКС ИУС

На основании сопоставления временных интервалов работоспособности и неработоспособности всех компонент системы (АС и ПС), а также решающего правила, зависящего от структуры системы и способа резервирования, определяются длительности интервалов работоспособности и неработоспособности системы в целом. После сложения длительности интервалов, определяются случайные реализации величин T_{Pi} – времени пребывания системы в работоспособном состоянии и T_{Bi} – времени пребывания системы в неработоспособном состоянии. На основании этих величин определяется реализация искомой случайной величины – коэффициента готовности ОКС ИУС:

$$K_{\Gamma i} = \frac{T_{Pi}}{T_{Pi} + T_{Bi}}. \qquad (3)$$

К качеству оценок, полученных в результате статистической обработки результатов моделирования, предъявляются требования несмещенности, эффективности и состоятельности [2]. Коэффициент готовности для рассматриваемой задачи есть суть случайная величина ($K_{\Gamma i}$), которая в результате эксперимента может принимать одно из возможных значений. Тогда ее статистической оценкой является выборочное среднее (среднее арифметическое):

$$\overline{K_{\Gamma}} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} K_{\Gamma i} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \frac{T_{Pi}}{T_{Pi} + T_{Bi}}, \qquad (4)$$

где $K_{\Gamma i}$ ($i = 1 \dots n$) – множество значений случайной величины K_{Γ}, полученные при n независимых реализациях имитационного алгоритма.

Статистическая оценка коэффициента готовности, построена с абсолютной точностью $\varepsilon > 0$ и достоверностью $1 - \alpha$, если для нее справедливо соотношение [5]:

$$\mathrm{P}\left(\left|\overline{K_{\Gamma}} - \mathrm{M}\left[K_{\Gamma}\right]\right| < \varepsilon\right) = 1 - \alpha, \qquad (5)$$

где $\mathrm{M}[K_{\Gamma}]$ – истинное значение математического ожидания случайной величины K_{Γ}.

Базируясь на предельных теоремах теории вероятностей [2], можно определить требуемое количество реализаций $n_{тр}$ исследуемого процесса при его моделировании, чтобы с абсолютной точностью ε и достоверностью $1 - \alpha$ получить значение оценки коэффициента готовности. Однако, для этого необходимо знать значение дисперсии случайной величины $K_Г$ $\sigma^2 > 0$ [2]. В данной задаче значение σ^2 неизвестно, поэтому для определения количество реализаций $n_{тр}$ согласно [2] возможно применение трех методов (двойной выборки, последовательного или многошагового). Для данной задачи наиболее приемлемым является последовательный метод, в котором для достижения заданной точности обеспечивается минимальное количества реализаций на начальном этапе моделирования. Метод состоит из следующих этапов:

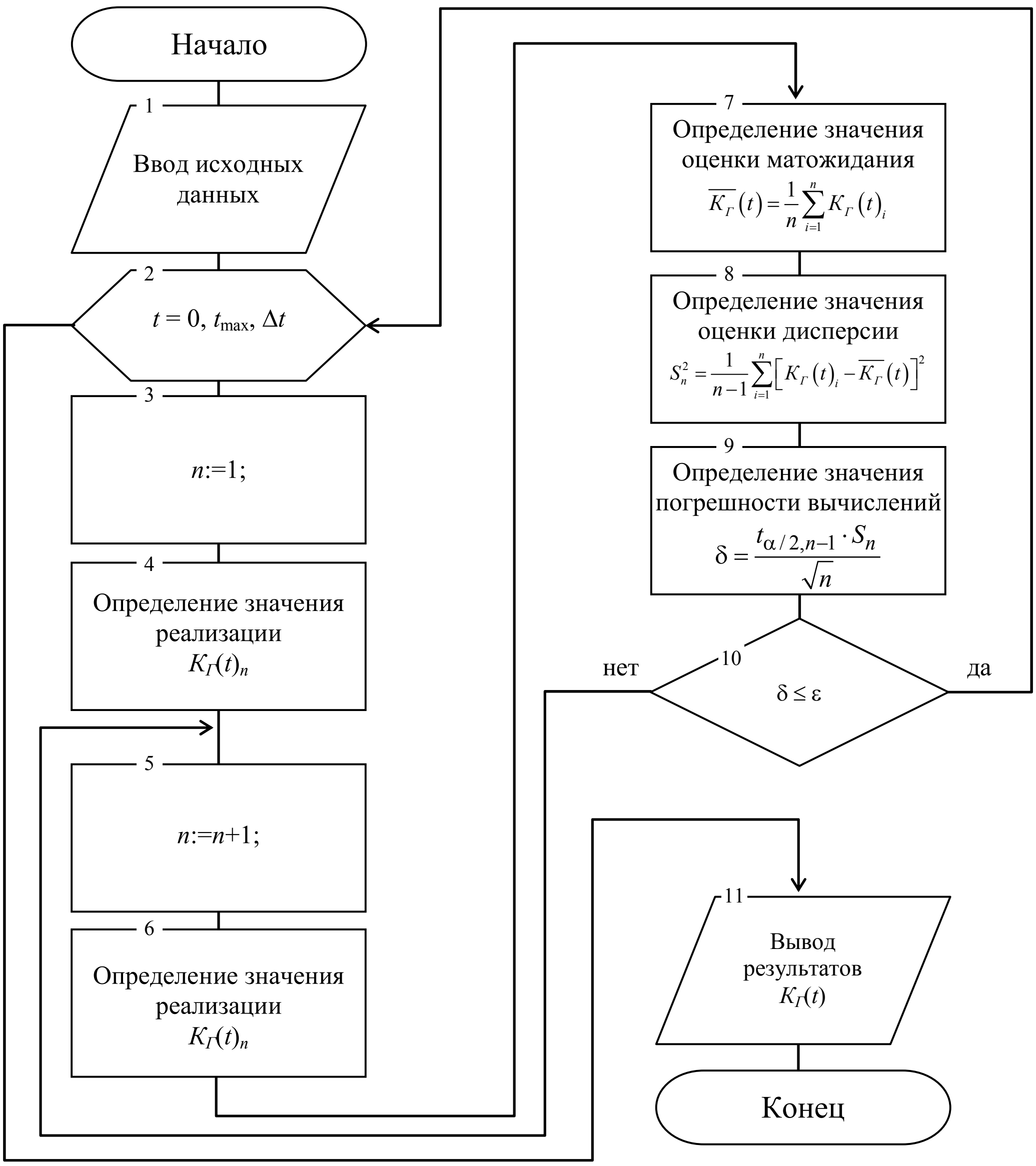

Рис. 2. Алгоритм имитационного моделирования функционирования ОКС ИУС

1. Построение первой реализации $K_{Г1}$ случайной величины $K_Г$.

2. Построение реализации $K_{Гn}$ $(n \ge 2)$ случайной величины $K_Г$, не зависящей от предыдущих $K_{Г1} \dots K_{Гn-1}$ реализаций.

3. Определение оценки S_n^2 для дисперсии σ^2:

$$S_n^2 = \frac{1}{n-1}\left[\sum_{i=1}^{n} {K_{Гi}}^2 - \frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n} K_{Гi}\right)^2\right]. \qquad (6)$$

4. Определение точности δ статистической оцен-

ки коэффициента готовности по формуле:

$$\delta = \frac{t_{\alpha/2,n-1} \cdot S_n}{\sqrt{n}}\,, \qquad (7)$$

где $t_{\alpha/2,n-1}$ – квантиль распределения Стьюдента с $n-1$ степенями свободы.

5. Проверка условия $\delta \le \varepsilon$, если условие не выполнено, то осуществляется возврат ко второму этапу с заменой n на $n+1$, в противном случае принимается $n_{mp} = n$.

Блок-схема моделирующего алгоритма с учетом указанных особенностей изображена на рис. 2.

3. Результаты вычислительного эксперимента с имитационной моделью и сравнительный анализ с результатами аналитического моделирования

Оценка коэффициента готовности двухканальной двухверсионной ОКС ИУС с помощью аналитического многофрагментного моделирования выполнена в [6].

При этом выбраны следующие значения параметров (табл. 1).

Таблица 1

Численные значения параметров аналитического многофрагментного моделирования

$\lambda_{ДФ}$ (1/ч)	$\mu_{ДФ}$ (1/ч)	$\lambda_{ДП}$ (1/ч)	$\mu_{ДП}$ (1/ч)	$\Delta\lambda_{ДП}$ (1/ч)	$\Delta\mu_{ДП}$ (1/ч)
10^{-3}	$4{,}1\cdot10^{-2}$	$1{,}5\cdot10^{-3}$	0,2	$5\cdot10^{-4}$	$5\cdot10^{-2}$

При подстановке указанных значений параметров в программу расчета имитационной модели Monte_karlo.exe, с доверительной вероятностью 0,99 и погрешностью 0,0001 получены результаты, представленные в графическом виде на рис.3.

Сравнительный анализ результатов оценивания надежности ОКС ИУС произведен по комплексному показателю надежности $K_Г$(t). Из анализа этих зависимостей следует вывод о высокой сходимости результатов аналитического и имитационного моделирования.

При этом максимальное абсолютное рассогласование результатов моделирования не превышает $5\cdot10^{-3}$.

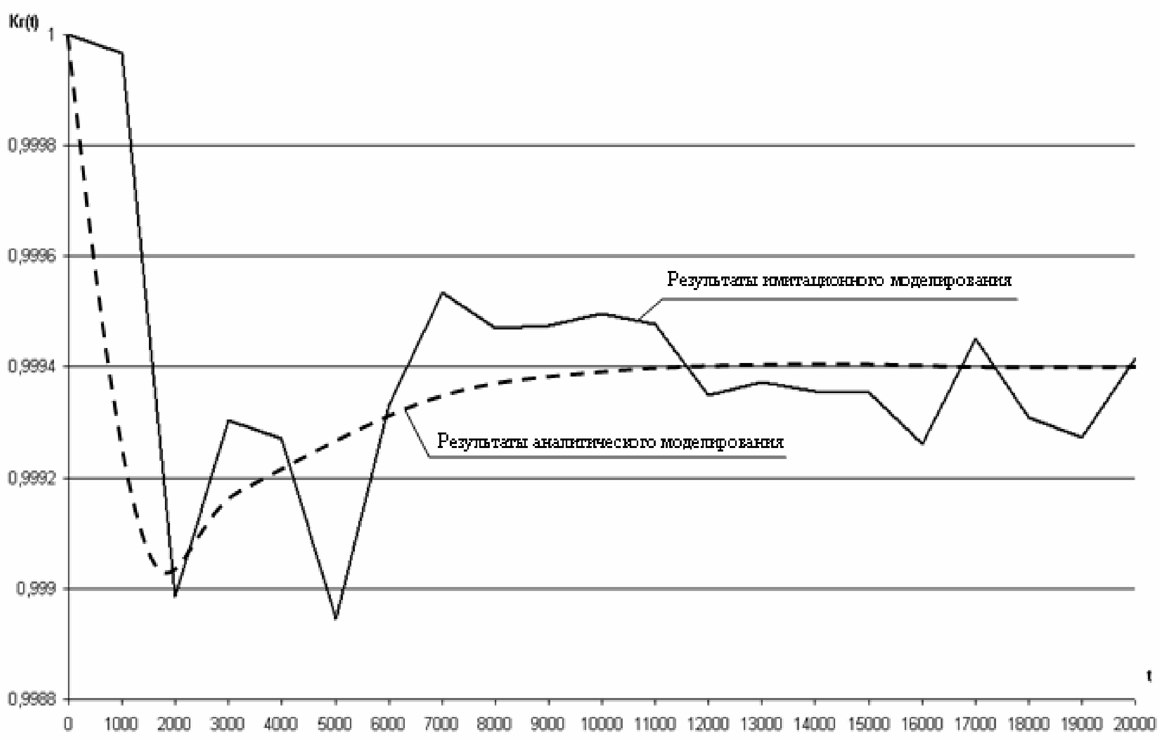

Рис. 3. Изменение коэффициента готовности ОКС ИУС от времени функционирования системы

Заключение

Анализ полученных результатов моделирования надежности ОКС ИУС методом Монте-Карло позволяет сформулировать следующие выводы.

1. Применение имитационного моделирования, как и в случае применения базовых многофрагментных макромоделей, позволяет описать процесс функционирования ОКС ИУС с учетом изменяющихся параметров АК и ПС и повысить точность оценок готовности таких систем.

Из анализа графиков рис. 3 видно, что учет изменения интенсивности восстановления после проявления ДП ПС особенно важен для прогнозирования поведения системы на начальном этапе применения.

2. Применение метода Монте-Карло позволяет ускорить в 1,5 раза определение изменяющихся значений коэффициента готовности ОКС ИУС при ограниченном количестве временных отсчетов функции $K_{\Gamma i}(t)$ ($i < 10$) по сравнению с применением многофрагментного моделирования.

3. Экспериментально подтверждена достоверность результатов, полученных с помощью аналитических многофрагментных моделей функционирования ОКС ИУС.

Анализ графиков на рис. 3 показал, что результаты аналитических и статистических испытаний отличаются не более чем на 3%.

Планируется включить разработанную имитационную модель в комплексную методику оценки и обеспечения надежности ОКС ИУС.

Литература

1. Одарущенко Е. Б. Оценка надежности восстанавливаемых цифровых систем на основе многофрагментных марковских моделей // Системи обробки інформації. – Х.: ХФВ „Транспорт України”. – 2000. – Вип. 4 (10). – 212 с.

2. Надежность и эффективность в технике: Справочник. В 10т. / Под ред. Б. В. Гнеденко – М.: Машиностроение, 1987. – Т. 2. Математические методы в теории надежности и эффективности. – 296 с.

3. Надійність техніки. Аналіз надійності. Основні положення: ДСТУ 2861-94 – [Чинний від 1996 – 01 – 01]. – К., 1995. – 35 с. (Держстандарт України).

4. Надійність техніки. Терміни та визначення: ДСТУ 2860-94 – [Чинний від 1996 – 01 – 01]. – К., 1995. – 92 с. (Держстандарт України).

5. Марков А. А. Моделирование информационно-вычислительных процессов: Учебное пособие для вузов. – М.: Изд. МГТУ им. Н.Э. Баумана, 1999. – 248 с.

6. Харченко В. С., Одарущенко О. Н., Одарущенко Е. Б. Базовые многофрагментные макромодели оценки надежности отказоустойчивых компьютерных систем информационно-управляющих комплексов // Радіоелектронні та комп’ютерні системи. – 2006. – № 5 (17). – С. 62-70.

Поступила в редакцию 5.02.2007

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Б.М. Конорев, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков.