

СОДЕРЖАНИЕ

ФУНДАМЕНТАЛЬНЫЕ ОСНОВЫ ПРОБЛЕМ НАДЕЖНОСТИ И КАЧЕСТВА

Абрамов О. В. ОСНОВНЫЕ ОСОБЕННОСТИ И СВОЙСТВА МЕТОДА ГАРАНТИРОВАННОГО ПРОГНОЗА.....	3
Затучный Д. А. ПОВЫШЕНИЕ ТОЧНОСТИ ОЦЕНКИ ДОСТОВЕРНОСТИ ИНФОРМАЦИИ, ПЕРЕДАВАЕМОЙ ПРИ АВТОМАТИЧЕСКОМ ЗАВИСИМОМ НАБЛЮДЕНИИ, НА ОСНОВЕ АНАЛИЗА КАЧЕСТВА ДОПОЛНИТЕЛЬНЫХ ДАННЫХ.....	11
Керимбай Н. Н., Ергалиев Д. С., Базарбек А. Б., Омархан А. Ш., Керимбай Г. Н. ИСПОЛЬЗОВАНИЕ СИСТЕМЫ GEONETCAST ДЛЯ МОНИТОРИНГА ЗЕМЛИ.....	17
Волчихин В. И., Безяев А. В., Иванова Н. А., Серикова Ю. И. БЫСТРАЯ ОЦЕНКА КАЧЕСТВА ОБУЧЕНИЯ СЕТИ ИСКУССТВЕННЫХ НЕЙРОНОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ КВАНТОВОГО ОРАКУЛА, ПРЕДСКАЗЫВАЮЩЕГО ВЕРОЯТНОСТИ ПОЯВЛЕНИЯ РЕДКИХ СОБЫТИЯ АЛГОРИТМОМ ГОСТ Р 52633.3	25

ТЕХНОЛОГИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ПОВЫШЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ И КАЧЕСТВА ИЗДЕЛИЙ

Батищева О. М., Папшев В. А., Родимов Г. А. ТЕОРЕТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ТЕМПЕРАТУРЫ В ЗОНЕ ИЗНАШИВАНИЯ ПРИ УЛЬТРАЗВУКОВОЙ СБОРКЕ.....	30
Кузнецов Н. С., Смогунов В. В., Юрков Н. К. МОДЕЛИ ДИНАМИКИ ГЕТЕРОСТРУКТУР СНЕГОЛЕДОВЫХ МАСС	42
Чернышова Т. И., Третьяков В. В. МЕТОД ПОВЫШЕНИЯ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ ПРИ ПРОЕКТИРОВАНИИ АНАЛОГОВЫХ БЛОКОВ ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ СИСТЕМ	50
Горячев В. Я., Бростилова Т. Ю., Кисляков С. В. ДАТЧИКИ МЕХАНИЧЕСКИХ ВЕЛИЧИН НА БАЗЕ ФАЗОВРАЩАТЕЛЕЙ С БЕГУЩИМ МАГНИТНЫМ ПОЛЕМ	59

ДИАГНОСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ОБЕСПЕЧЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ И КАЧЕСТВА СЛОЖНЫХ СИСТЕМ

Керимбай Н. Н., Ергалиев Д. С., Нысанбаева А. Б., Керимбай Г. Н., Сергазы Н. Н. РАЗВИТИЕ МЕТОДА ЛОКАЛИЗАЦИИ КОРНЕЙ АЛГЕБРАИЧЕСКИХ УРАВНЕНИЙ, ОСНОВАННОГО НА ПРИНЦИПЕ ВЫЧИСЛИТЕЛЬНОЙ РАЗРЕШИМОСТИ.....	70
---	----

Полтавский А. В., Юрков Н. К., Гриншкун А. В. АЛГОРИТМ ИДЕНТИФИКАЦИИ ТЕКСТОВОЙ ИНФОРМАЦИИ.....	77
Садыхов Г. С., Савченко В. П. КРИТЕРИИ ПРОВЕРКИ ПРОСТЕЙШИХ ЗАКОНОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ РЕСУРСА	85
Мишанов Р. О., Пиганов М. Н. МЕТОДИКА ОПРЕДЕЛЕНИЯ НАБОРА ИНФОРМАТИВНЫХ ПАРАМЕТРОВ ДЛЯ ПРОВЕДЕНИЯ ИНДИВИДУАЛЬНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА И НАДЕЖНОСТИ РАДИОЭЛЕКТРОННЫХ СРЕДСТВ	93

ФУНДАМЕНТАЛЬНЫЕ ОСНОВЫ ПРОБЛЕМ НАДЕЖНОСТИ И КАЧЕСТВА

УДК 65.012.122

DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-1

ОСНОВНЫЕ ОСОБЕННОСТИ И СВОЙСТВА МЕТОДА ГАРАНТИРОВАННОГО ПРОГНОЗА¹

О. В. Абрамов

Введение

Прогнозирование состояния технических устройств и систем играет важную роль при планировании их эксплуатации. Умение предсказать возможный момент отказа особенно важно для объектов ответственного назначения, потеря работоспособности которых связана с большими материальными потерями или катастрофическими последствиями. В большинстве своем это сложные системы, изготавливаемые в небольшом числе экземпляров, эксплуатирующиеся в отличающихся условиях и реализующие экстремальные технологии. Стратегия эксплуатации таких систем должна носить индивидуальный и превентивный (упреждающий отказы) характер.

Индивидуальное планирование эксплуатации возможно при условии получения текущей информации о действительном состоянии каждого объекта, т.е. реализация индивидуальной стратегии эксплуатации требует непрерывного или дискретного контроля и анализа технического состояния объекта. Предполагается, что реальное техническое состояние объекта можно оценить по результатам контроля (измерения) его параметров, а прогнозирование их изменений позволяет эксплуатировать объект до появления признаков опасного снижения надежности, исключив при этом преждевременные демонтажи узлов и агрегатов, а также выполнение других трудоемких работ, имеющих зачастую сомнительную полезность для надежности функционирования.

Основные трудности при решении задачи прогнозирования для синтеза стратегии эксплуатации по состоянию связаны с тем, что прогноз приходится осуществлять для каждого объекта индивидуально, при малых объемах исходной информации (по небольшому набору результатов контроля) и в присутствии помех (ошибок контроля), статистические свойства которых достоверно не известны. В этих условиях классические методы математической статистики и теории случайных процессов теряют свои привлекательные свойства, а их использование для прогнозирования приводит к существенным ошибкам и невысокой достоверности прогноза.

Известны некоторые подходы к решению задачи индивидуального прогнозирования и планирования эксплуатации при дефиците и неполной достоверности исходной информации, позволяющие получать в этих условиях достаточно надежные результаты. К их числу относится метод индивидуального гарантированного прогноза [1, 2]. Основная его идея состоит в том, что из множества возможных реализаций случайного процесса деградации свойств (состояния) исследуемого технического объекта, согласующихся с результатами контроля (не противоречащих им), выбираются «наихудшие». Под наихудшими реализациями понимаются такие, которые раньше остальных могут выйти за пределы области работоспособности. Такие реализации можно называть экстремальными [3].

¹ Работа выполнена при частичной финансовой поддержке гранта ДВО РАН программы «Дальний Восток», проект №15-I-4-007 о (0262-2015-0124).

Основные элементы метода гарантированного прогноза

Пусть работоспособность технического объекта определяется состоянием выходного параметра $y(t)$, причем условие работоспособности задано в виде $A(t) \leq y(t) \leq B(t)$, где $A(t), B(t)$ – нижняя и верхняя границы допустимых изменений параметров соответственно. Будем считать, что процесс изменения параметра представляет собой реализацию случайной функции следующего вида:

$$Y(t) = \sum_{k=0}^m Y_k u_k(t), \quad (1)$$

где m – фиксировано; $\{Y_k\}_{k=0}^m$ – случайные величины; $\{u_k(t)\}_{k=0}^m$ – непрерывные детерминированные функции времени.

Объект эксплуатируется в интервале времени $[0, T]$, в течение которого может осуществляться контроль или перестройка (коррекция) параметра. Ошибки контроля (а также ошибки идентификации процесса, погрешности, вызванные наличием обратимых флуктуаций, и др.) будем рассматривать как некоторую помеху $\Psi(t)$, накладывающуюся на данную реализацию процесса (1). О помехе известно только, что возможные ее значения не превышают некоторых заданных величин δ_t . Для определенности будем считать, что

$$|\Psi(t)| \leq \delta, \quad t \in [0, T]. \quad (2)$$

Задача состоит в назначении таких моментов контроля и коррекций, при которых гарантируется прохождение параметра y в области допустимых значений в течение времени эксплуатации $[0, T]$. При этом необходимо стремиться к тому, чтобы число контрольных замеров (и коррекций) было по возможности минимальным.

Пусть в результате контроля, проведенного на интервале $[t_0, t_\mu]$, получен отрезок реализации $\theta(t)$. Ввиду наличия ошибок измерения (помехи) наблюдаемые и истинные значения параметра будут связаны следующим соотношением:

$$\theta(t_j) = y(t_j) + \Psi(t_j), \quad (3)$$

где $y(t_j)$ – истинное значение параметра в момент t_j .

На основании соотношений (2) и (3) можно записать $\theta(t) - \delta \leq y(t) \leq \theta(t) + \delta, \quad t \in [t_0, t_\mu]$. Таким образом, на интервале $[t_0, t_\mu]$ истинная реализация процесса $Y(t)$ заключена в *трубке*, ограниченной функциями $f(t) = \theta(t) - \delta$ (снизу) и $g(t) = \theta(t) + \delta$ (сверху). В этой трубке находится множество реализаций случайного процесса (1), кривых вида $\sum y_k u_k(t)$, которые назовем *допустимыми*.

Для прогнозирования поведения процесса при $t > t_\mu$ выделим из этого множества кривых «наихудшие», т.е. такие, которые при $t > t_\mu$ идут либо выше, либо ниже всех остальных. Эти наихудшие допустимые реализации ранее других пересекутся с ограничениями $A(t)$ и $B(t)$, и ближайший к t_μ момент пересечения наихудшей реализации с $A(t)$ или $B(t)$ естественно принять за момент следующего $(\mu+1)$ -го контроля.

Если в качестве модели случайного процесса изменения параметров состояния исследуемого технического объекта может быть принята структура в виде полинома Чебышева со случайными коэффициентами, то наихудшими реализациями будут экстремальные полиномы Карлина [4]. Аппарат экстремальных полиномов Карлина позволяет построить так называемый *конус прогноза*, образованный двумя наихудшими реализациями: нижней $L_1(t)$ и верхней $L_2(t)$, внутри которого на интервале прогноза будет гарантированно находиться истинная реализация случайного процесса изменения технического состояния исследуемого объекта.

Рассмотрим случай дискретного контроля. Пусть процесс изменения параметра по-прежнему представляет собой полином вида (1), где $\{u_k(t)\}_{k=0}^m$ – непрерывно дифференцируемые функции на $[0, T]$, образующие систему Чебышева. Измерения проводятся в моменты времени $t_0 < t_1 < \dots < t_\mu$, результаты измерений $\{\theta_j\}_{j=0}^\mu$. Ошибки измерений по абсолютной величине не превосходят заданного числа $\delta > 0$. Интервалы $[\theta_j - \delta, \theta_j + \delta]$, $j=0, 1, \dots, \mu$, назовем *окнами контроля*.

Реализацию $y(t)$ случайного процесса (1), которая на $[t_0, t_\mu]$ проходит через все окна контроля, т.е. для которой выполняются неравенства

$$|y(t_j) - \theta_j| \leq \delta, \quad j = 0, 1, \dots, \mu, \quad (4)$$

назовем *допустимой*.

Таким образом, в отличие от предыдущего в данном случае допустимые реализации процесса ограничены только значениями в окнах, т.е. неравенствами (4). Можно показать, что и в данном случае существуют экстремальные полиномы – аналоги полиномов Карлина (при условии, что число окон не менее $m + 1$), которые выделяют конус прогноза.

Нахождение экстремальных реализаций $L_1(t)$ и $L_2(t)$ сводится в этом случае к решению следующих двух задач линейного программирования [2, 5]:

- 1) $\max_{z_k} \sum_{k=0}^m z_k u_k(t^*);$
- 2) $\min_{z_k} \sum_{k=0}^m z_k u_k(t^*),$

при ограничениях

$$\theta_j - \delta \leq \sum_{k=0}^m z_k u_k(t^*) \leq \theta_j + \delta, \quad j=0, 1, \dots, \mu, \quad (5)$$

где t^* – любая фиксированная точка из $(t_\mu, T]$.

Особенности и свойства метода

Метод гарантированного прогноза (МГП) обладает целым рядом полезных свойств. Главное из них состоит в том, что предлагаемый метод позволяет получать гарантированный результат прогноза при минимальном объеме априорной информации об ошибках исходных данных. Для осуществления прогноза достаточно задать лишь границы возможных значений ошибок (множество возможных значений ошибок). При этом понятие ошибок исходных данных может включать в себя не только ошибки измерений, но и ошибки принятой модели процессов дрейфа параметров, других возмущающих факторов. Гарантированный прогноз позволяет получать строгие оценки для самих искомым величин (значений параметров в будущем), а не для математических ожиданий или вероятностей. Немаловажна и простая вычислительная схема алгоритмов получения экстремальных реализаций (границ конуса прогноза), которая при непрерывном контроле сводится к известным процедурам нахождения полиномов Карлина, а при дискретном – к задаче линейного программирования [5].

Рассматриваемый метод прогноза отвечает общим требованиям, предъявляемым на практике к любой прогнозирующей процедуре:

- а) процедура должна быть оптимальной в смысле принятого критерия оптимальности прогноза;
- б) результат прогноза должен быть однозначным (для данной процедуры);
- в) в предположении об отсутствии ошибок измерения и модели результат прогноза должен совпадать с истинным значением прогнозируемого параметра. Иначе говоря, должно выполняться так называемое условие несмещенности:

$$y(t) = \Phi[y(\tau)], \quad t \in T \setminus T_k, \quad \tau \in T_k \subset T,$$

где $y(\tau)$ – истинное значение прогнозируемого параметра на интервале наблюдений (контроля) $T_k \subset T$; $y(t)$ – истинное значение параметра на интервале прогноза $T \setminus T_k$; Φ – оператор преобразования (алгоритм прогноза).

Однозначность и несмещенность гарантированного прогноза следуют из процедуры построения экстремальных реализаций.

Метод является оптимальным в том смысле, что позволяет определить минимальный интервал $l(t) = L_1(t) - L_2(t)$, внутри которого гарантированно находится значение параметра в любой будущий момент времени t при максимально неблагоприятных изменениях параметра, согласующихся с принятыми допущениями об ошибках измерения и модели дрейфа параметра:

$$l^*(t) = \min_{y_\alpha, y_\beta \in \mathfrak{R}} \max_{t \in T \setminus T_k} |y_\alpha(t) - y_\beta(t)|,$$

где \mathfrak{R} – множество допустимых реализаций, содержащее на интервале контроля $T_k \subset T$ только возможные относительно результатов наблюдений $\theta(t)$ и ограничений на ошибку реализации $y(t)$, т.е. удовлетворяющие неравенству $\theta(t) - \delta_1(t) \leq y(t) \leq \theta(t) + \delta_2(t)$, $t \in T_k$, где $y_\alpha, y_\beta(t)$ – произвольные реализации $y(t)$ из множества \mathfrak{R} .

МГП, являясь по своей сути методом интервального оценивания будущих значений параметра (любое t -сечение конуса прогноза дает интервал возможных значений параметра в данный момент времени), вместе с тем позволяет осуществлять и точечный прогноз.

Рассмотрим произвольное t -сечение конуса прогноза ($t \in T \setminus T_k$). В рассматриваемый момент времени t прогнозируемый параметр y имеет максимальное $y_t^{\max} = L_{1t}$ и минимальное $y_t^{\min} = L_{2t}$ значения. Примем за точечную оценку прогнозируемого параметра в момент t среднееарифметическое y_t^{\min} и y_t^{\max} , т.е.

$$\hat{y}_t = 0,5 \left(y_t^{\min} + y_t^{\max} \right). \quad (6)$$

Несложно убедиться, что эта оценка оптимальна в смысле минимума максимально возможной ошибки оценивания параметра y_t . Действительно, максимальное отклонение этой оценки от наиболее неблагоприятного возможного значения прогнозируемого параметра в момент времени t будет минимальным:

$$\min_{\{\hat{y}_t\}} \max_{z \in Q} \left| \hat{y}_t - \sum_{k=0}^m z_k u_k(t) \right|,$$

где Q – множество всех возможных действительных векторов $z = \{z_k\}_{k=0}^m$, не противоречащих результатам измерений и принятым допущениям об ошибках контроля (5).

Таким образом, если не нарушена гипотеза о предельно возможных ошибках измерений, то апостериорно по конкретной выборке измерений может быть определена максимально возможная ошибка в полученной оценке для параметра y в момент прогноза t , которая равна

$$\max |\Delta y_t| = 0,5 (y_t^{\max} - y_t^{\min}). \quad (7)$$

Вследствие однозначности значений y_t^{\max} и y_t^{\min} рассматриваемый метод дает однозначную оценку для параметра y_t .

Можно показать, что МГП обладает свойством асимптотической сходимости. При соблюдении гипотезы о предельно возможных ошибках измерений величина $l_t = y_t^{\max} - y_t^{\min}$ с увеличением числа любых измерений будет уменьшаться (не возрастать). Для случая непрерывного контроля асимптотическая сходимость доказывается исходя из свойств экстремальных полиномов [4]. При дискретном контроле сходимость МГП следует из свойства усечения (с увеличением числа

измерений) выпуклого многогранника, описываемого системой неравенств (5) и представляющего собой область возможных действительных значений вектора коэффициентов z . Таким образом, включение в обработку любого дополнительного числа проведенных измерений уменьшает (не увеличивает) максимально возможную ошибку, т.е. с увеличением числа обрабатываемых измерений максимальная ошибка оценивания (прогноза) параметра не может быть ухудшена.

Мы обращаем на этот факт внимание, так как классические методы подобным свойством в ряде случаев не обладают. Так, широко распространенный метод наименьших квадратов при нарушении гипотезы о некоррелированности ошибок наблюдений приводит к асимптотическому росту ошибок оценивания и, следовательно, прогноза [6].

Точность гарантированного прогноза зависит от ошибок измерения, интервала наблюдения (числа измерений μ) и интервала упреждения (горизонта прогноза): $t_{\text{пр}} = t - t_{\mu}$. При этом ошибка прогноза растет с увеличением ошибок контроля и интервала прогноза и убывает с ростом интервала наблюдения. Следует заметить, что МГП позволяет в некоторых случаях получить точное значение прогнозируемого параметра уже при конечном числе измерений. Так, например, при линейной модели процессов дрейфа параметров сходимость к истинной реализации может быть получена уже по результатам трех измерений, если в каждом из них измерительное устройство давало максимальную ошибку с чередованием ее знака, т.е.

$$\theta_1 = y(t_1) + \delta, \quad \theta_2 = y(t_2) - \delta, \quad \theta_3 = y(t_3) + \delta,$$

где $y(t_j)$ – истинное значение параметра в момент измерения t_j ; θ_j – результат измерения. При этом система неравенств (5), полученная по результатам измерений $y(t)$, имеет единственное решение, т.е. $L_1(t) \equiv L_2(t)$.

Нетрудно заметить, что для произвольной модели вида (1) сходимость результатов гарантированного прогноза к истинной реализации $y(t)$ может быть достигнута при чередовании максимальной и минимальной ошибок в каждой из $m+2$ точек контроля. Возможность полной сходимости при ограниченном числе наблюдений – важное достоинство МГП. Статистические методы прогнозирования такими свойствами не обладают.

Как отмечалось выше, МГП позволяет наряду с ошибками измерений учитывать и некоторые другие погрешности, главные из которых связаны с отличием реального процесса изменения параметров от принятой математической модели. Модели вида (1) достаточно хорошо описывают процессы необратимых изменений параметров, происходящих вследствие старения или износа. Обратимые изменения, вызываемые нестабильностью питающих напряжений, изменением нагрузок, колебаниями температуры и т.д., рассматриваются обычно в виде некоторой высокочастотной помехи, накладывающейся на основную тенденцию дрейфа параметров. Статистические характеристики такой помехи чаще всего бывают неизвестны. Более реальна ситуация, когда известны ограничения на величину обратимых флуктуаций. Эти ограничения можно учесть при решении задачи гарантированного прогноза.

Представим истинную реализацию процесса изменения параметра в виде

$$y(t) = y_m(t) + \eta(t), \tag{8}$$

где $y_m(t)$ – функция вида (1), описывающая процесс необратимых изменений параметра; $\eta(t)$ – составляющая, описывающая обратимые изменения параметра (в общем случае это ошибка математической модели).

Будем считать, что о составляющей $\eta(t)$ известно только, что $|\eta(t)| \leq \Delta$. Пусть $\theta = \{\theta_j\}_{j=0}^{\mu}$ – вектор измеренных значений параметра. Полагая, как и прежде, что измерения проводятся с ошибкой $|\Psi(t)| \leq \delta$, можно записать $\theta - \delta \leq y \leq \theta + \delta$, где $y = \{y_j\}_{j=0}^{\mu}$ – вектор истинных значений параметра.

Учитывая соотношение (8), запишем

$$\theta - \delta - \Delta \leq \{y_m(t)\}_{j=0}^{\mu} \leq \theta + \delta + \Delta. \tag{9}$$

Ограничения (9) задают множество допустимых реализаций процесса изменений параметра, соответствующих принятой модели необратимых изменений. Осталось решить уже рассмотренную задачу нахождения экстремальных реализаций (полиномов) $L_1(t)$ и $L_2(t)$.

Отличие реального процесса изменения параметров от принятой модели $y_m(t)$ не всегда удается представить в виде (8). Это происходит в случаях, когда неудачно выбрана базовая система функций $\{u_k(t)\}_{k=0}^m$ или неправильно определен порядок m аппроксимирующего полинома. Увеличение порядка полинома позволяет всегда обеспечить нахождение истинной реализации в конусе прогноза. Однако это достигается путем существенного ухудшения точности прогноза, так как с ростом m конус прогноза резко расширяется. В этой ситуации более оправданной будет попытка для построения конуса прогноза использовать полиномы возможно меньшей степени, аппроксимируя ими истинный процесс на отдельных интервалах. Примерами такой аппроксимации могут быть кусочно-линейная или кусочно-экспоненциальная. Основная идея этого подхода аналогична принципам, заложенным в методах скользящего среднего или экспоненциального сглаживания, и состоит в задании различных весов отдельным результатам измерений (неравноценности более «старых» измерений и последних).

Одной из основных возникающих при этом задач является определение моментов «склеек» кусков аппроксимирующих функций. Решить такую задачу можно путем введения в алгоритм прогноза специального индикатора. Этот индикатор должен реагировать на возникновение «опасных» расхождений между результатами прогноза и контроля. С точки зрения теории управления он может рассматриваться как критерий скорости отработки прогнозирующей системой ошибок модели $y(t)$ [7]. Вопросы конструирования индикатора выбора длины скользящей выборки измерений рассмотрены в работах [1, 7].

Заканчивая обсуждение особенностей и свойств МГП, отметим возможность вероятностной трактовки гарантированного прогноза. Если множества, к которым принадлежат возможные ошибки, задаются с некоторой вероятностью (например, ограничения (5) выполняются с вероятностью P_r), другими словами, если известна вероятность того, что истинная реализация наблюдаемого процесса проходит через все окна контроля (принадлежит трубке контроля), то МГП позволяет определить границы, в пределах которых с вероятностью не меньшей P_r будет находиться исследуемый параметр в будущем.

Использование метода гарантированного прогноза при планировании эксплуатации технических объектов

Остановимся на использовании МГП при решении задачи индивидуального планирования профилактических коррекций параметров контролируемых технических систем. Как отмечалось выше, пересечение экстремальных реализаций $L_1(t)$, $L_2(t)$ с границами области допустимых изменений параметра $A(t)$ и $B(t)$ определит моменты времени τ_1 , τ_2 , минимальный из которых целесообразно принять за момент очередного $(\mu + 1)$ -го контроля:

$$t_{\mu+1} = \min \{ \tau_1, \tau_2 \}, \quad (10)$$

где τ_1 , τ_2 – решение уравнений $L_1(t) = B(t)$, $L_2(t) = A(t)$ соответственно.

Очевидно, что в течение времени $t_r = t_{\mu+1} - t_\mu$ контролируемый параметр будет гарантированно (или с вероятностью P_r) находиться в области допустимых значений, поэтому до момента $t_{\mu+1}$ производить измерение или коррекцию параметра нет необходимости. В момент $t_{\mu+1}$ следует выполнить очередное измерение параметра, результат которого использовать для определения следующего промежутка времени, в течение которого параметр не выйдет за допустимые пределы. Если этот промежуток (назовем его интервалом гарантированной эксплуатации) окажется меньше некоторого минимально целесообразного времени эксплуатации t_r^{\min} ($t_{\mu+2} - t_{\mu+1} < t_r^{\min}$), то в момент времени $t_{\mu+1}$ следует провести профилактическую коррекцию параметра $y(t)$, т.е. $t_{\pi} = t_{\mu+1}$.

Если предположить, что в процессе профилактики полностью восстанавливаются свойства объекта, то задачу оптимального выбора значения параметра [8, 9], устанавливаемого в момент профилактики $y_n^0(t_{\pi})$, можно сформулировать следующим образом:

$$y_n^0(t_{\pi}) = \arg \max \min \{ \tau_1(y_n), \tau_2(y_n) \}. \quad (11)$$

Если информация об изменениях параметра $y(t)$ после проведения профилактики отсутствует, то исходя из принципа наихудшего случая можно принять

$$y_n(t_n) = 0,5[A(t_n) + B(t_n)]. \quad (12)$$

Рассмотренный метод несложно обобщить на случай, когда техническое состояние объекта характеризуется вектором параметров $y(t)$. Применение МГП в такой ситуации не будет иметь качественных отличий по сравнению с ранее описанным, если множество Ω_{Ψ} возможных значений ошибок $\Psi(t)$ представляет собой ортогональный параллелепипед. В этом случае исходная задача гарантированного прогноза сводится к r одномерным, где r – размерность вектора $y(t)$. Наличие стохастических или функциональных связей между параметрами, определяющими техническое состояние объекта, влияния на результат не оказывает. Если каналы контроля компонент $y(t)$ связаны между собой по ошибке (например, область возможных значений ошибок Ω_{Ψ} представляет собой шар или эллипсоид), то, учитывая линейность целевой функции и выпуклость ограничений (5), можно свести задачу определения экстремальных реализаций к задаче выпуклого программирования.

Заключение

В статье авторы попытались оценить достоинства и недостатки метода гарантированного прогноза, а также возможность и целесообразность использования этого метода в задачах планирования эксплуатации контролируемых технических систем ответственного назначения.

Библиографический список

1. Абрамов, О. В. Прогнозирование состояния технических систем / О. В. Абрамов, А. Н. Розенбаум. – М. : Наука, 1990. – 126 с.
2. Абрамов, О. В. Управление состоянием сложных технических систем / О. В. Абрамов // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2010. – Т. 1. – С. 24–26.
3. Абрамов, О. В. Анализ и прогнозирование техногенных рисков / О. В. Абрамов // Информатика и системы управления. – 2012. – № 3. – С. 97–105.
4. Karlin, S. Tchebycheff Systems: with Applications in Analysis and Statistics / S. Karlin, W. J. Studden. – John Wiley & Sons, New York, 1966. – P. 77–79.
5. Абрамов, О. В. Алгоритм оценки и прогнозирования остаточного ресурса сложных технических систем / О. В. Абрамов // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2013. – Т. 1. – С. 5–6.
6. Эльясберг, П. Е. Определение движения по результатам измерений / П. Е. Эльясберг. – М. : Наука, 1976. – 416 с.
7. Цыпкин, Я. З. Адаптация и обучение в автоматических системах / Я. З. Цыпкин. – М. : Наука, 1968. – 400 с.
8. Абрамов, О. В. Выбор оптимальных значений параметров настройки технических устройств и систем / О. В. Абрамов // Автоматика и телемеханика. – 2016. – № 4. – С. 55–66.
9. Абрамов, О. В. Параллельные алгоритмы расчета и оптимизации надежности по постепенным отказам / О. В. Абрамов // Автоматика и телемеханика. – 2010. – № 7. – С. 126–135.

Абрамов Олег Васильевич

доктор технических наук, профессор,
заслуженный деятель науки РФ,
заведующий лабораторией управления
надежностью сложных систем,
Институт автоматизации и процессов управления
Дальневосточного отделения
Российской Академии наук
(690041, Россия, г. Владивосток, ул. Радио, 5)
E-mail: abramov@iacp.dvo.ru

Abramov Oleg Vasil'evich

doctor of technical science, professor,
honored scientist of the Russian Federation,
head of the laboratory of reliability control
of complex systems,
Institute for Automation and Control processes,
Far Eastern Branch of Russian Academy of Sciences
(690041, 5 Radio street, Vladivostok, Russia)

Аннотация. Рассмотрен метод индивидуального гарантированного прогноза технического состояния систем ответственного назначения, основанный на использовании экстремальных свойств полиномов Чебышева и идеях минимакса. Приведены результаты анализа свойств и возможностей метода. Показано, что этот метод позволяет осуществлять прогноз даже при небольшом числе измерений параметров, не требует сведений о стохастических свойствах ошибок измерений и других помех, обладает адаптивными свойствами. Наиболее целесообразно использовать этот метод при планировании эксплуатации сложных систем ответственного назначения, отказы которых связаны с большими материальными потерями или катастрофическими последствиями.

Ключевые слова: параметр, работоспособность, техническая система, надежность, параметрический отказ, прогнозирование.

Abstract. The method of individual guaranteed forecasting based on the extremal Tchebycheff polynomials properties and the ideas of minimax estimation is considered. The basic features and possibilities of the forecast method are investigated. It is shown that this method makes a forecasting even if the number of test measurements is small. It does not need any stochastic properties of measurement errors and other noises and possesses adaptive properties. It is the most expedient to use this method at maintenance planning for high-duty complex engineering systems which failure may cause heavy manufacturing losses or grave consequences.

Key words: parameter, working capacity, engineering system, reliability, parametrical failure, forecasting.

УДК 65.012.122

Абрамов, О. В.

Основные особенности и свойства метода гарантированного прогноза / О. В. Абрамов // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 3–10. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-1.

**ПОВЫШЕНИЕ ТОЧНОСТИ ОЦЕНКИ ДОСТОВЕРНОСТИ
ИНФОРМАЦИИ, ПЕРЕДАВАЕМОЙ ПРИ АВТОМАТИЧЕСКОМ
ЗАВИСИМОМ НАБЛЮДЕНИИ, НА ОСНОВЕ АНАЛИЗА
КАЧЕСТВА ДОПОЛНИТЕЛЬНЫХ ДАННЫХ**

Д. А. Затушный

Переход к режиму автоматического зависимого наблюдения предполагает передачу достоверной информации по линии передачи данных. В некоторых случаях при оценке достоверности передаваемой информации может возникнуть предположение о том, какой тип элемента надежнее. Данные такого рода происходят из информации, где и когда произведен тот или другой элемент, или его использования в других системах [1].

В этом случае задача нахождения оценки вероятности безотказной работы линии передачи данных с борта воздушного судна (ВС) заключается в нахождении максимума функции $f(z)$ по области, заданной ограничениями

$$\sum_{i=1}^m N_i z_i \leq A, \quad (1)$$

$$z_1 \leq z_2 \leq \dots \leq z_m, \quad z_i \geq 0, \quad m = 3. \quad (2)$$

Максимум функции, характеризующей отказ линии передачи данных [2], находится в одной из следующих точек:

$$\left(\frac{A}{N_m}\right), \left(\left(\frac{A}{N_{m-1} + N_m}\right); \left(\frac{A}{N_{m-1} + N_m}\right)\right), \dots, \left(\left(\frac{A}{N_1 + \dots + N_m}\right); \dots; \left(\frac{A}{N_1 + \dots + N_m}\right)\right). \quad (3)$$

Верхняя оценка вероятности этого события (обозначим ее \bar{Q}_1) будет находиться следующим образом [3]:

$$\bar{Q}_1 = \max \left\{ \left(\frac{A}{N_m}\right)^{n_m}, \left(\frac{A}{N_{m-1} + N_m}\right)^{n_{m-1}} + \left(\frac{A}{N_{m-1} + N_m}\right)^{n_m}, \left(\frac{A}{N_1 + \dots + N_m}\right)^{n_1} + \dots + \left(\frac{A}{N_1 + \dots + N_m}\right)^{n_m} \right\}. \quad (4)$$

В качестве показателя качества использования дополнительной информации при оценке вероятности безотказной работы системы связи введем величину [4]

$$\delta = \frac{\bar{Q} - \bar{Q}_1}{\bar{Q}}. \quad (5)$$

Рассмотрим случай, когда количество элементов по каждому типу в линии передачи данных равно, т.е. выполняются соотношения

$$n_1 = n_2 = n_3 = 1, \quad N_1 \leq N_2 \leq N_3.$$

В случае, если мы вычисляем надежность линии передачи данных без учета дополнительной информации, полученной по признакам классификации, имеем [5]

$$\bar{Q} = \max(z_1^n + z_2^n + z_3^n), \quad (6)$$

при ограничениях

$$N_1 z_1 + N_2 z_2 + N_3 z_3 \leq A. \quad (7)$$

Из (6) и (7) следует, что

$$\bar{Q} = \max \left\{ \left(\frac{A}{N_1} \right)^n, \left(\frac{A}{N_2} \right)^n, \left(\frac{A}{N_3} \right)^n \right\} = \left(\frac{A}{N_1} \right)^n. \quad (8)$$

Максимальное значение \bar{Q}_1 достигается в точках

$$\left(0, 0, \frac{A}{N_3} \right), \left(0, \frac{A}{N_2 + N_3}, \frac{A}{N_2 + N_3} \right), \left(\frac{A}{N_1 + N_2 + N_3}, \frac{A}{N_1 + N_2 + N_3}, \frac{A}{N_1 + N_2 + N_3} \right)$$

и равняется

$$\bar{Q}_1 = \max \left\{ \left(\frac{A}{N_3} \right)^n, 2 \left(\frac{A}{N_2 + N_3} \right)^n, 3 \left(\frac{A}{N_1 + N_2 + N_3} \right)^n \right\}.$$

Исследуем изменение оценки надежности при использовании дополнительной информации, т.е. выполнение неравенства

$$\bar{Q}_1 < \bar{Q}. \quad (9)$$

Неравенство (9) выполняется, если

$$\left(\frac{A}{N_3} \right)^n < \left(\frac{A}{N_1} \right)^n, \quad 2 \left(\frac{A}{N_2 + N_3} \right)^n < \left(\frac{A}{N_1} \right)^n, \quad 3 \left(\frac{A}{N_1 + N_2 + N_3} \right)^n < \left(\frac{A}{N_1} \right)^n.$$

В результате аналитического исследования получается следующий результат: неравенство (9) выполняется при выполнении трех условий:

$$N_1 < N_3, \quad n > \frac{\ln 2}{\ln \left(\frac{N_2 + N_3}{N_1} \right)}, \quad n > \frac{\ln 3}{\ln \left(\frac{N_1 + N_2 + N_3}{N_1} \right)}. \quad (10)$$

Очевидно $\delta \rightarrow 1$, если $N_3 \rightarrow \infty$, а N_1 и N_2 фиксированные. Это означает, что дополнительная информация при такой ситуации дает наилучшую оценку, если наибольший объем информации об использовании элементов линии передачи данных на других ВС или априорных испытаниях приходится на наименее надежный тип элемента. Результаты исследований по данному случаю представлены в табл. 1. В таблице приведены данные по информации об использовании и наличии в линии передачи данных элементов двух типов (приемной и передающей аппаратуры), так как информацию о среде связи можно считать фиксированной.

Таблица 1

Результаты исследований для случая равного количества элементов по каждому типу в линии передачи данных

N_1	n_1	N_2	n_2	\bar{Q}	\bar{Q}_1
50	1	100	1	$3,59 \cdot 10^{-3}$	$8,98 \cdot 10^{-4}$
70	1	100	1	$1,83 \cdot 10^{-3}$	$8,98 \cdot 10^{-4}$
100	1	100	1	$8,98 \cdot 10^{-4}$	$8,98 \cdot 10^{-4}$
200	1	100	1	$8,98 \cdot 10^{-4}$	$8,98 \cdot 10^{-4}$

Данные, приведенные в табл. 1, подтверждают теоретический результат, полученный выше: для данного случая показатель качества использования дополнительной информации равен нулю в случае, когда наибольший объем информации об использовании элементов линии передачи данных или априорных испытаниях приходится на наименее надежный тип элемента или объемы

информации об использовании элементов линии передачи данных равны по каждому типу элемента. При условии, когда объем информации об использовании наиболее надежных элементов линии передачи данных равен 70 % от объема информации об использовании менее надежных элементов, показатель качества равен 0,51, а при условии, когда это соотношение равно 0,5, показатель качества равен 0,75. Можем сделать следующий вывод: дополнительная информация о параметрах надежности элементов, составляющих линию передачи данных, дает преимущество в случае малого объема информации по наименее надежному типу элемента, причем показатель качества от использования информации такого вида тем больше, чем меньше этот объем информации.

Рассмотрим теперь случай разного числа элементов всех типов в системе, когда объем информации об использовании каждого типа одинаков, т.е. $N_1 = N_2 = N_3 = N$, $n_1 \leq n_2 \leq n_3$.

Из этих соотношений следует, что

$$\bar{Q} = \left(\frac{A}{N} \right)^{n_1},$$

$$\bar{Q}_1 = \max \left\{ \left(\frac{A}{N} \right)^{n_3}, \left(\frac{A}{2N} \right)^{n_2} + \left(\frac{A}{2N} \right)^{n_3}, \left(\frac{A}{3N} \right)^{n_1} + \left(\frac{A}{3N} \right)^{n_2} + \left(\frac{A}{3N} \right)^{n_3} \right\}.$$

Неравенство (9) выполняется, если выполняются три условия:

$$\left(\frac{A}{N} \right)^{n_3} < \left(\frac{A}{N} \right)^{n_1},$$

$$\left(\frac{A}{2N} \right)^{n_2} + \left(\frac{A}{2N} \right)^{n_3} < \left(\frac{A}{N} \right)^{n_1}, \quad (11)$$

$$\left(\frac{A}{3N} \right)^{n_1} + \left(\frac{A}{3N} \right)^{n_2} + \left(\frac{A}{3N} \right)^{n_3} < \left(\frac{A}{N} \right)^{n_1}.$$

Сопоставляя соотношения, полученные в результате исследования каждого из неравенств в отдельности, имеем следующий результат: неравенство (9) выполняется, если

$$n_1 < n_3,$$

$$n_2 > n_1 + \frac{(n_2 - n_1) \ln 2}{\ln \frac{A}{N}}, \quad (12)$$

$$n_3 > n_1 + \frac{(n_3 - n_1) \ln 2}{\ln \frac{A}{N}}.$$

Так как второе и третье неравенства выполняются в любом случае, то, исходя из этих условий и учитывая, что $\ln \frac{A}{N} < 0$, можно сделать вывод, что в данном случае использование дополнительной информации повышает качество оценки надежности линии передачи данных, если количество элементов хотя бы по двум признакам классификации неодинаково.

Показатель качества использования дополнительной информации (5) стремится к единице ($\delta \rightarrow 1$), если

$$\frac{\left(\frac{A}{N} \right)^{n_1} - \left(\frac{A}{2N} \right)^{n_2} - \left(\frac{A}{2N} \right)^{n_3}}{\left(\frac{A}{N} \right)^{n_1}} \rightarrow 1.$$

Имеем

$$1 - \left(\frac{1}{2}\right)^{n_2} \left(\frac{A}{N}\right)^{n_2 - n_1} - \left(\frac{1}{2}\right)^{n_3} \left(\frac{A}{N}\right)^{n_3 - n_1} \rightarrow 1.$$

Это возможно, если вычитаемое стремится к 0, а это происходит, если $N \rightarrow \infty$.

Таким образом, дополнительная информация в данном случае дает наивысшее качество оценки, если объем информации по использованию всех элементов, входящих в линию передачи данных, достаточно большой. Результаты исследований по данному случаю представлены в табл. 2.

Таблица 2

Результаты исследований для случая разного числа элементов всех типов в системе, когда объем информации об использовании каждого типа одинаков

N_1	n_1	N_2	n_2	\bar{Q}	\bar{Q}_1
100	2	100	3	$3,59 \cdot 10^{-3}$	$3,99 \cdot 10^{-4}$
70	2	70	5	$3,59 \cdot 10^{-3}$	$3,1 \cdot 10^{-4}$
50	2	50	3	$3,59 \cdot 10^{-3}$	$8,98 \cdot 10^{-4}$
15	2	15	4	$1,59 \cdot 10^{-3}$	$1,59 \cdot 10^{-3}$

Данные, приведенные в табл. 2, подтверждают теоретический результат, полученный выше: для данного случая показатель качества использования дополнительной информации равен нулю в случае, когда объем информации об использовании элементов линии передачи данных достаточно мал. При условии, когда объем информации об использовании элементов линии передачи равен 50, показатель качества равен 0,75. Можем сделать следующий вывод: дополнительная информация о параметрах надежности элементов, составляющих линию передачи данных, в случае равного объема информации по использованию элементов, дает преимущество в случае объема информации по использованию хотя бы 50 элементов обоих типов, причем показатель качества использования дополнительной информации в этом случае достаточно высок.

Рассмотрим случай, когда объем информации по использованию в линии передачи данных и число элементов наиболее надежного типа не больше, чем объем информации по использованию и числу элементов наименее надежного типа, т.е. $N_1 \leq N_2 \leq N_3$, $n_1 \leq n_2 \leq n_3$.

В этом случае

$$\bar{Q} = \max \left\{ \left(\frac{A}{N_1}\right)^{n_1}, \left(\frac{A}{N_2}\right)^{n_2}, \left(\frac{A}{N_3}\right)^{n_3} \right\} = \left(\frac{A}{N_1}\right)^{n_1};$$

$$\bar{Q}_1 = \max \left\{ \left(\frac{A}{N_3}\right)^{n_3}, \left(\frac{A}{N_2 + N_3}\right)^{n_2} + \left(\frac{A}{N_2 + N_3}\right)^{n_3}, \left(\frac{A}{N_1 + N_2 + N_3}\right)^{n_1} + \left(\frac{A}{N_1 + N_2 + N_3}\right)^{n_2} + \left(\frac{A}{N_1 + N_2 + N_3}\right)^{n_3} \right\}.$$

Неравенство (9) выполняется, если

$$\left(\frac{A}{N_3}\right)^{n_3} < \left(\frac{A}{N_1}\right)^{n_1},$$

$$\left(\frac{A}{N_2 + N_3}\right)^{n_2} + \left(\frac{A}{N_2 + N_3}\right)^{n_3} < \left(\frac{A}{N_1}\right)^{n_1},$$

$$\left(\frac{A}{N_1 + N_2 + N_3}\right)^{n_1} + \left(\frac{A}{N_1 + N_2 + N_3}\right)^{n_2} + \left(\frac{A}{N_1 + N_2 + N_3}\right)^{n_3} < \left(\frac{A}{N_1}\right)^{n_1}.$$

По итогам исследований получен результат: $\delta \rightarrow 1$, если $N_3 \rightarrow \infty$, $(N_2 + N_3) \rightarrow \infty$, $(N_1 + N_2 + N_3) \rightarrow \infty$, т.е. $\delta \rightarrow 1$, если $N_3 \rightarrow \infty$, а N_1 и N_2 ограничены.

Сделаем вывод: дополнительная информация в данном случае дает оценку наивысшего качества в случае минимальной информации об использовании по двум наиболее надежным типам элементов и очень большом объеме информации по третьему типу элемента. Результаты исследований по данному случаю представлены в табл. 3.

Таблица 3

Результаты исследований для случая, когда объем информации по использованию в линии передачи данных и число элементов наиболее надежного типа не больше, чем объем информации по использованию и числу элементов наименее надежного типа

N_1	n_1	N_2	n_2	\bar{Q}	\bar{Q}_1
100	2	150	3	$4 \cdot 10^{-4}$	$4 \cdot 10^{-4}$
50	3	150	4	$1,2 \cdot 10^{-5}$	$8 \cdot 10^{-6}$
40	2	200	4	$2 \cdot 10^{-4}$	$2 \cdot 10^{-5}$
50	1	50	3	$5,99 \cdot 10^{-2}$	$5,99 \cdot 10^{-2}$

Данные, приведенные в табл. 3, подтверждают теоретический результат, полученный выше: для данного случая показатель качества использования дополнительной информации равен нулю, когда объем информации об использовании наиболее надежных элементов линии передачи данных по отношению к объему использования другого элемента не превышает некоторую величину (в данном случае 0,33). Наивысший показатель качества по этим данным равен 90 %. Можем сделать следующий вывод: дополнительная информация о параметрах надежности элементов, составляющих линию передачи данных, в данном случае дает преимущество при выполнении условия ограниченного объема информации по использованию наиболее надежного элемента (соотношение должно быть больше 0,66).

Другими словами, использование дополнительной информации подобного типа улучшает качество оценки вероятности безотказной работы, если число элементов наиболее надежного типа меньше числа элементов самого ненадежного типа.

Библиографический список

1. Юрков, Н. К. Проблема обеспечения электромагнитной совместимости радиоэлектронных средств / Н. К. Юрков, П. Г. Андреев, А. С. Жумабаева // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 1. – С. 201–203.
2. Исследование программных пакетов моделирования влияния электромагнитных воздействий на изделия радиоэлектронных средств / С. А. Бростилов, Т. Ю. Бростилова, Н. К. Юрков, Н. В. Горячев, В. А. Трусов, В. Я. Баннов, А. О. Бекбаулиев // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 1. – С. 206–209.
3. Акиншин, Р. Н. Методика оценки эффективности автоматизированных радиолокационных систем контроля в зоне ответственности / Р. Н. Акиншин, В. А. Ушаков, Д. В. Морозов // Научный вестник Московского государственного технического университета гражданской авиации. – 2011. – № 168 (6). – С. 66–76.
4. Затучный, Д. А. Оценка вероятности безотказной работы при передаче информации / Д. А. Затучный // Научный вестник Московского государственного технического университета гражданской авиации. – 2013. – № 198. – С. 88–90.
5. Затучный, Д. А. Метод оценки достоверности передаваемой информации при помощи видеосистем в гражданской авиации / Д. А. Затучный, П. П. Колодий // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2008. – Т. 1. – С. 309–312.

Затучный Дмитрий Александрович

кандидат технических наук, профессор,
кафедра вычислительных машин, комплексов,
систем и сетей,
Московский государственный технический
университет гражданской авиации
(125993, г. Москва, Кронштадтский бульвар, 20)
E-mail: zatuch@mail.ru

Zatuchnyy Dmitriy Aleksandrovich

candidate of technical sciences, professor,
sub-department of calculable machines, complexes,
systems and networks,
Moscow State Technical University of Civil Aviation
(125993, 20 Kronshtadtskiy avenue, Moscow, Russia)

Аннотация. Предложен модернизированный метод оценки достоверности передаваемой при автоматическом зависимом наблюдении информации на основе полученных данных о соотношении между параметрами надежности элементов линии передачи данных. Введен показатель качества использования дополнительной информации. Проанализирована эффективность использования данного метода для различных случаев. Сделаны выводы о том, в каких ситуациях использование подобной информации дает преимущество при оценке достоверности.

Ключевые слова: автоматическое зависимое наблюдение, достоверность информации, линия передачи данных, показатель качества использования дополнительной информации.

УДК 621.396.98.004.1

Затучный, Д. А.

Повышение точности оценки достоверности информации, передаваемой при автоматическом зависимом наблюдении, на основе анализа качества дополнительных данных / Д. А. Затучный // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 11–16. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-2.

Abstract. The modernized method of estimation of authenticity of transferrable at an automatic dependent supervision information is offered on the basis of the obtained data about a betweenness by the parameters of reliability of elements of data's link broadcasting. The index of quality of the use of additional information is entered. Efficiency of the use of this method is analysed for different cases. Drawn conclusion about that, in what situations the use of similar information gives advantage at the estimation of authenticity.

Key words: automatic dependent supervision, authenticity of information, data's link broadcasting, index of quality of the use additional information, volume of information, reliability of the element type.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ СИСТЕМЫ GEONETCAST ДЛЯ МОНИТОРИНГА ЗЕМЛИ

Н. Н. Керимбай, Д. С. Ергалиев, А. Б. Базарбек,
А. Ш. Омархан, Г. Н. Керимбай

Введение

Космическая деятельность играет важную роль в процессе глобализации и информатизации мирового сообщества, решении многих социально-экономических проблем и научно-исследовательских задач, а также в обеспечении национальной безопасности. Дистанционное зондирование Земли из космоса (ДЗЗ) предоставляет уникальную возможность получать ценную информацию о земных объектах и явлениях в глобальном масштабе с высоким пространственным и временным разрешением [1].

Космическая съемка поверхности Земли определяет физические, химические, биологические, геометрические параметры объектов наблюдения в различных средах Земли. Для мониторинга окружающей среды на базе космических средств наиболее продуктивно используется информационная спутниковая система, которой присущи целостность, целенаправленность, динамизм, преемственность, совместимость, автономность. Структурно эта сложная спутниковая система мониторинга включает орбитальный и наземный сегменты: первый осуществляет функцию наблюдения, второй – наряду с наблюдением функции оценки и прогноза. Весьма существенны регулярность проведения съемок и оперативное предоставление данных пользователям. Это обеспечивает орбитальная группировка системы, которая формируется из нескольких КА, долгосрочно функционирующих на солнечно-синхронных орбитах. Информационные и эксплуатационные характеристики космических аппаратов определяются многоспектральной съемкой с разрешением порядка 100 м и выше с полосой обзора 800–2000 км [2]. Проект реализуется совместно с ведущим европейским университетом – Берлинским техническим университетом.

Цель данной статьи – изучение космической системы дистанционного зондирования Земли, предназначенной для получения оперативной мониторинговой информации на территории Республики Казахстан.

Для обеспечения доступа к материалам ДЗЗ, а также стимулирования их использования на территории Казахстана развернута наземная сеть станций приема и обработки данных с КА «Meteosat-10» на базе кафедры «Космическая техника и технологии» Евразийского национального университета имени Л. Н. Гумилева (ЕНУ). В наземном целевом комплексе для приема, обработки и распространения данных ДЗЗ конечным потребителям используется система GEONETCast.

GEONETCast представляет собой глобальную сеть спутниковых систем распространения данных об окружающей среде в мировом масштабе сообщества пользователей. Это система является важным звеном Глобальной системы наблюдения Земли (ГЕОСС), которая координируется межправительственной группой по наблюдению за Землей (ГЕО). Основная цель GEONETCast состоит в укреплении международного сотрудничества в области глобального наблюдения Земли.

Проект GEONETCast предназначен поставлять широкий спектр экологических данных по всему миру. Он представляет управляемый, удобный и недорогой сервис распространения информации, призванный обеспечить глобальной информацией для принятия обоснованных решений в ряде важнейших областей, в том числе:

- сельское хозяйство: поддержка устойчивого развития сельского хозяйства и борьба с опустыниванием;
- биоразнообразие: понимание, мониторинг и сохранение биоразнообразия;
- климат: понимание, оценка, прогнозирование, смягчение и адаптация к изменчивости и изменению климата;
- экосистемы: совершенствование системы управления и защиты наземных, прибрежных и морских экосистем;

- энергетика: совершенствование управления топливно-энергетическими ресурсами;
- катастрофы: снижение людских и материальных потерь от природных и техногенных катастроф;
- здоровье: понимание экологических факторов, влияющих на здоровье и благополучие человека;
- вода: улучшение управления водными ресурсами благодаря лучшему пониманию водного цикла;
- погода: сбор информации для прогнозирования и предупреждения погодных явлений.

Доступ и совместное использование жизненно важных данных принесут социальные выгоды за счет улучшения здоровья человека и благосостояния, управления окружающей средой и экономического роста.

Методика исследования

Основные поставщики GEONETCast спутниковых данных:

– EUMETSAT (*Европейская организация спутниковой метеорологии*) – Meteosat (*метеорологический спутник*) и MetOp (*метеорологический спутник Европейского космического агентства*) спутниковые данные;

– NOAA (*Национальное управление океанических и атмосферных исследований*) – GOES (*Геостационарный эксплуатационный спутник наблюдения за окружающей средой*) и POES (*Полярные эксплуатационные экологические спутники*) спутниковых данных и продукции NOAA-NESDIS (атмосферных и морских).

EUMETSAT эксплуатирует три EUMETCast вещания: EUMETCast Европа в Ku-диапазоне через EUTELSAT 10A; EUMETCast Африка в C-диапазоне через EUTELSAT 5 West A и EUMETCast Северная и Южная Америка в C-диапазоне с помощью SES-6 (рис. 1).

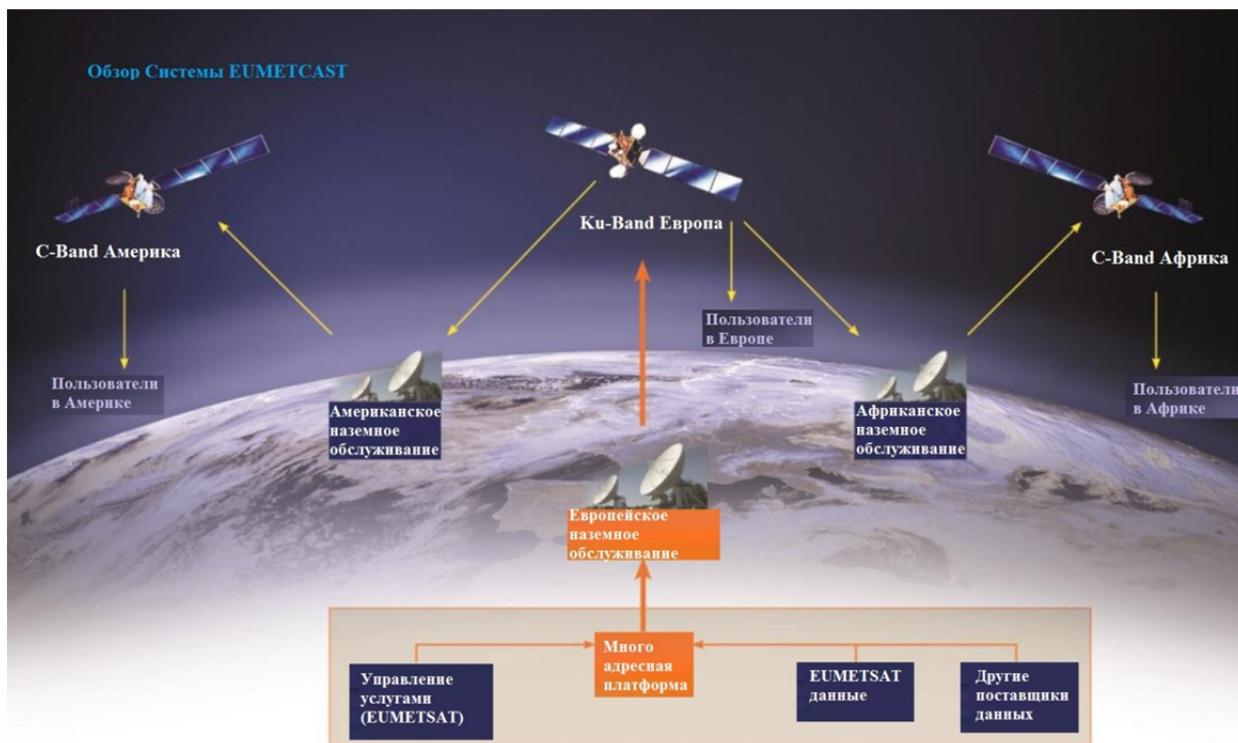


Рис. 1. Обзор системы EUMETCAST

Обмен данными об окружающей среде и доставка данных с помощью EUMETCast Европа охватывают всю Европу, Ближний Восток, Центральную Азию, в том числе территорию Казахстана (рис. 2). EUMETCast Европа работает с использованием стандарта второго поколения спутникового вещания (DVB-S2). В следующей таблице приведены параметры транспондера (табл. 1).

Таблица 1

Параметры целевого транспондера Ku-диапазона на EUTELSAT 10A

Транспондер	C4
Диапазон приема	10,7–12,75 ГГц (Ku-диапазон)
Частота нисходящей линии связи (downlink)	11 263 МГц
Скорость передачи символов (symbolrate)	33 000 kS/s
Поляризация	Горизонтальная
Спад (roll-off)	5 %
MODCOD 1 (Базовое обслуживание)	8PSK3/5 МРЕТранспортный поток (TS) ISI = 1 Максимальная скорость передачи данных 55 Мбит / с (на уровне TS) Максимальная скорость передачи данных IP 50 Мбит / с
MODCOD 2 (Высокий уровень обслуживания)	16APSK2/3 МРЕ Транспортный поток (TS) ISI = 1 Максимальная скорость передачи данных 85 Мбит / с (на уровне TS) Максимальная скорость передачи данных IP 77 Мбит / с

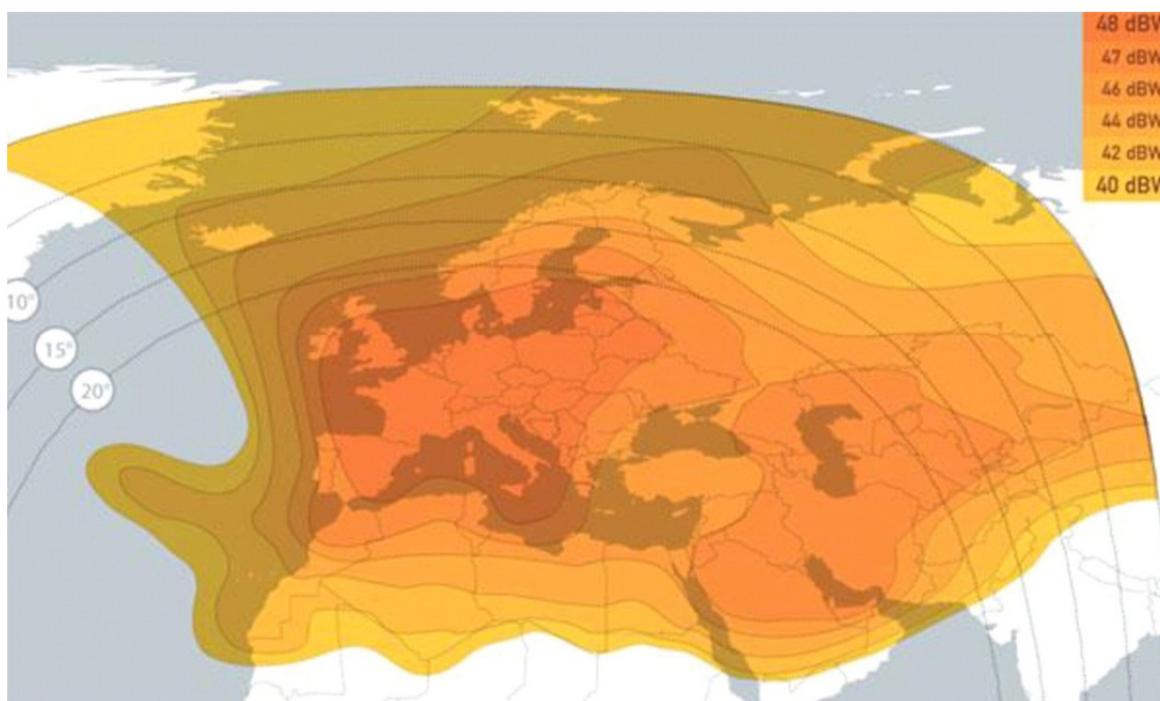


Рис. 2. Охват спутника EUTELSAT 10A

Чтобы работать с системой GEONETCast должны выполняться следующие требования для приема станции:

аппаратные компоненты:

- ПК, жесткий диск, монитор;
- DVB-S2 приемник (т.е. АусекаSR1 orTBS 5925);
- кабель / разъемы;

– спутниковая антенна для сервиса на высоком уровне громкости: Алматы: 2,4 м, Астана: 1,2 м, Баку: 1,8 м, Тель-Авив: 1,8 м;

– универсальный V/H LNB (HD Прием) в Ku-диапазоне (10,7 до 12,75 ГГц), коэффициент шума ниже 0,6 Дб;

программные компоненты:

- EUMETCast ключевой блок (ЭКУ);
- EUMETCast клиентского программного обеспечения;

- EONETCast набор инструментов addonfor ILWIS Open, включая другие (бесплатно) программное обеспечение процедуры;
- GEONETCast файловый менеджер;
- импорт подпрограммы;
- другие оригинальные программные процедуры, Java-апплеты, пакетные файлы;
- ILWIS Open.

Экспериментальная часть

Как говорилось в начале, на базе нашей кафедры есть лаборатория по приему и обработке спутниковых снимков, где применяется GEONETCast. Были выполнены все вышеуказанные требования. Уровень сигнала Ku wide band со спутника Eutelsat 10A в Астане составляет 46 дБ и для его приема необходима приемная антенна диаметром не менее 100 см. В связи с этим на крыше здания Евразийского университета была установлена параболическая антенна, размер которой составил 120 см. На рис. 3 показан принцип работы антенны с учетом препятствий, т.е. как должна настраиваться антенна, чтобы различные препятствия не мешали прием-передаче сигналов.

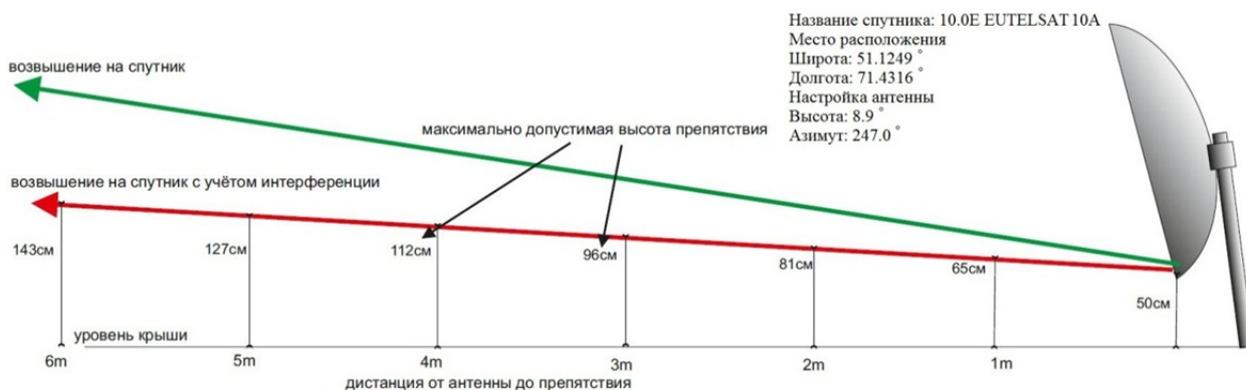


Рис. 3. Прием-передача сигналов с учетом препятствий

После монтажа антенны были установлены программные компоненты системы GEONETCast. В частности, GEONETCast имеет много терминалов: Data management, ILWIS, MSG Visualizer и др. Каждый из них выполняет важную функцию системы, в данной статье авторы предпочли рассмотреть средство разработки MSG (Meteosat Second Generation) Visualizer.

MSG является совместной программой ЕКА (Европейского космического агентства) и ЕВМЕТСАТ. Известно, что ЕКА отвечает за разработку спутников, выполняющих заданные требования пользователей, определяемые ЕВМЕТСАТ, а также закупки искусственных спутников Земли. ЕКА также выполняет операции по запуску и размещению космических аппаратов на геостационарной орбите и передает их ЕВМЕТСАТ для ввода в эксплуатацию [3]. ЕВМЕТСАТ разрабатывает все наземные системы для космических пусков, необходимые для доставки продуктов и услуг в зависимости от меняющихся потребностей пользователей. Данные из ЕВМЕТСАТ принимаются посредством телевизионного вещания спутника Eutelsat 10A при 10° E. Услуга называется ЕВМЕТКаст и обеспечивается сервером TELLICAST. ЕВМЕТКаст услуги, предоставляемые ЕВМЕТСАТ, включают в себя данные из Meteosat-10 (рис. 4).

MSG имеет несколько серий европейских геостационарных метеоспутников, в нашем случае используется Метеосат-10 (запущен с Гвианского космического центра в Куру в 2012 г.), который является основным операционным геостационарным спутником, расположенным под углом 0 град. На борту космического аппарата находится камера инфракрасного и видимого диапазона SEVIRI (Spinning Enhanced Visible and Infrared Imager). Этот прибор обеспечивает пространственное разрешение один километр в видимом свете и три километра в инфракрасном. Каждые 15 мин он сканирует всю поверхность Земли, наблюдая за изменениями облачности. С его помощью метеорологи рассчитывают значительно улучшить сверхкраткосрочные прогнозы на территории Европы и Азии, в частности, более успешно прогнозировать ураганы и туман.

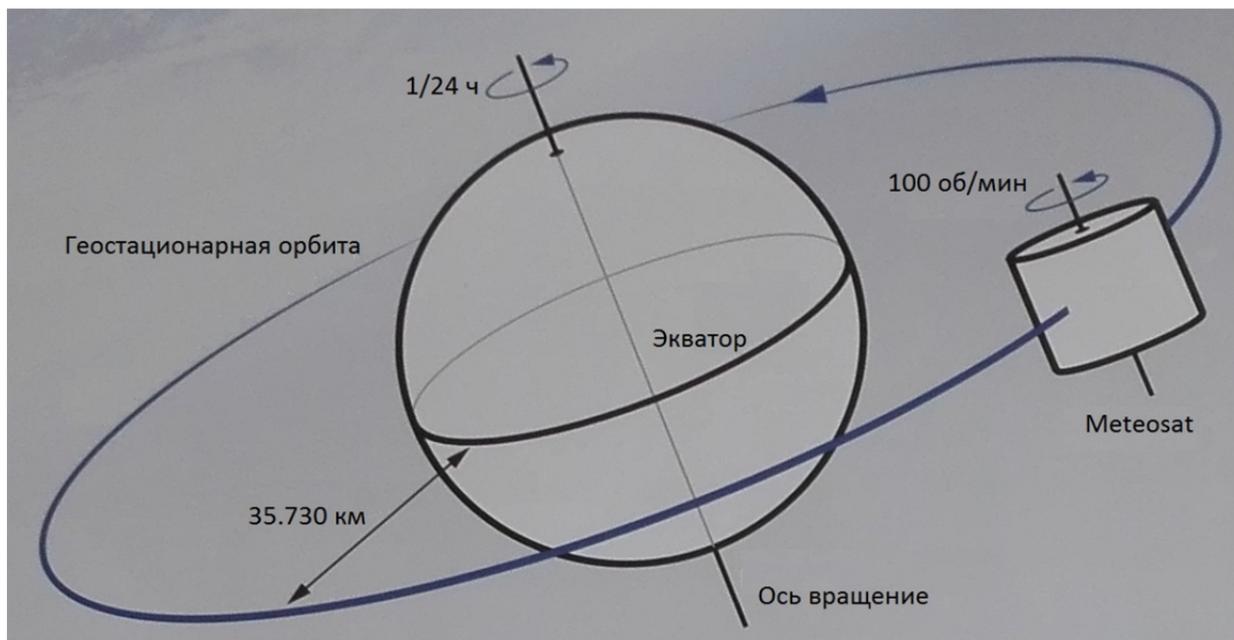


Рис. 4. Метеосат-10

Поток данных GEONETCast представляет собой необработанные данные и изображения инструмента SEVIRI. Он фиксирует полусферу (от -79 до $+79$ долготы, от -81 до $+81$ широты) каждые 15 мин в шести спектральных диапазонах. Подробная информация о спектральных диапазонах приведена в табл. 2.

Таблица 2

Спектральные полосы инструмента MSG SEVIRI

Номер канала	Спектральные диапазоны (μm)	Характеристики спектральных диапазонов (μm)			Основное наблюдение
		λ_{cen}	λ_{min}	λ_{max}	
1	VIS0.6	0,635	0,56	0,71	Поверхность, облака, поля ветра
2	VIS0.8	0,81	0,74	0,88	Поверхность, облака, поля ветра
3	NIR1.6	1,64	1,50	1,78	Поверхность, фаза облаков
4	WV6.2	6,25	5,35	7,15	Пары воды, облака высокого уровня, атмосферная неустойчивость
5	IR10.8	10,80	9,80	11,80	Поверхность, облака, поля ветра, атмосферная неустойчивость
6	HRV	Широкополосный (около $0,4 - 1,1 \mu m$)			Поверхность, облака

Программный инструмент MSG-визуализатор был разработан в Берлинском техническом университете, который является партнером нашей кафедры по развитию специальности космической техники и технологии [4]. С помощью данного инструмента можно наблюдать за быстротекущими погодными явлениями атмосферы и гидросферы Земли, определять типы гроз, ливней, ухудшения видимости или тумана в восточном полушарии и на территории Казахстана (рис. 5). Используются данные изображения MSG SEVIRI из потока GEONETCast, чтобы продемонстрировать успешную работу терминала, разнообразие доступных данных, представленных различными спектральными диапазонами, и высокую частоту приема данных [5–7].

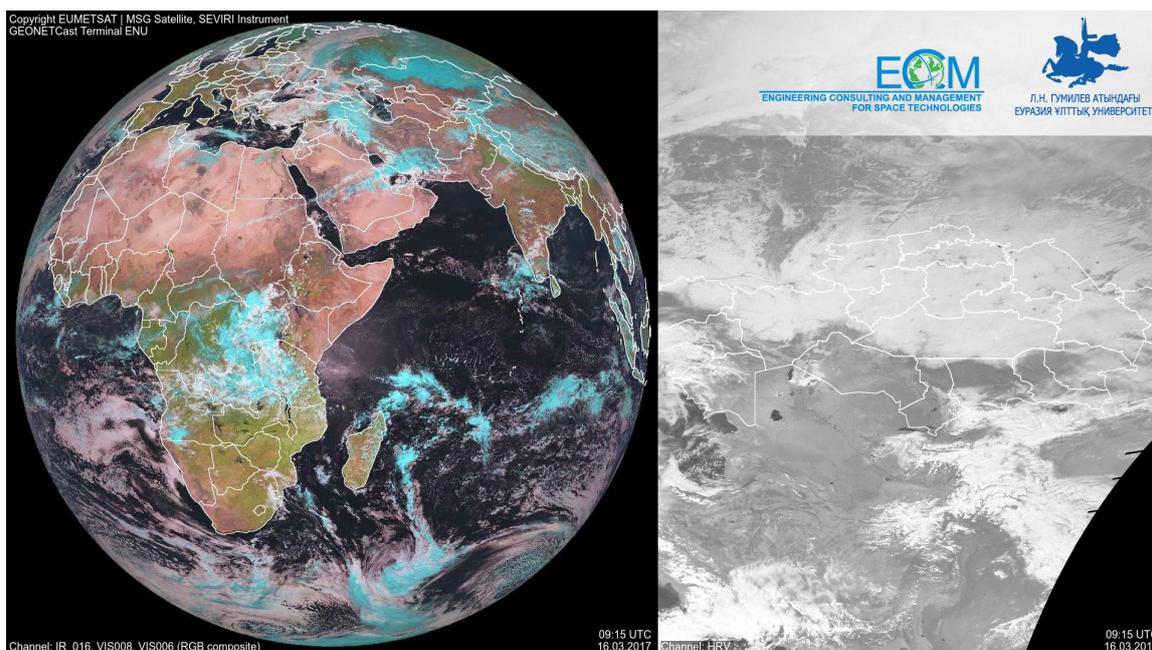


Рис. 5. Запуск визуализатора MSG в Казахстане с расширенным представлением

Работая с данным программным продуктом, выделяем следующие функции MSG Visualizer:

- возможность анимационного представления во времени данных изображения в выбранных спектральных диапазонах (включая визуальный RGB композит) в левой части дисплея;
- расширенное представление и временная анимация сконфигурированной географической области, которая использует канал MSG (с высоким разрешением) MSG на правой части дисплея;
- автоматическое обновление кадров анимации с полученными данными текущего изображения;
- маркировка видовых экранов с отметками времени, показанный спектральный канал и другая информация.

Выводы и рекомендации

По результатам исследования можно прийти к выводу, что данная система GEONETCast помогает обеспечивать многоспектральную съемку облачного слоя, земной поверхности и света, испускаемого атмосферой, с улучшенным радиометрическим, спектральным, пространственным и временным разрешениями, получить метеорологические и геофизические данные для обеспечения метеорологических, климатологических исследований и контроля за изменениями окружающей среды.

Также в программном средстве MSGVisualizer планируется улучшить до двенадцати спектральных каналов по сравнению с используемыми сейчас шестью, которые в будущем обеспечат более точные данные по всей атмосфере Земли, что позволит значительно улучшить числовые модели прогнозов погоды. В данный момент наша наземная станция обеспечивает прием метеорологических и геофизических данных в виде изображений, но в будущем мы предусматриваем осуществление предварительной обработки и передачу информации потребителям, таким как Казгидромет. Аналогичный спрос существует и в отношении авиации, туризма, транспорта, рыболовства, добычи сырья, МЧС и др. Самое главное – прогноз и оповещения о штормах и погодных катаклизмах позволяют спасти человеческие жизни.

Дополнительно систему GEONETCast можно использовать в учебном процессе при изучении специальных дисциплин: «Автоматизированные системы сбора и первичной обработки результатов ДЗЗ», «Оптические системы дистанционного зондирования», «Космические системы ДЗЗ и космическая связь» и др. Применение этой системы в учебных целях позволяет улучшить качество обучения за счет повышения заинтересованности обучающихся в освоении новых знаний. Кроме того, это позволяет обучающимся получить практические навыки по сбору, обработке и применению космических снимков в своей профессиональной деятельности в будущем.

Библиографический список

1. Чернявский, Г. М. Космические средства при мониторинге Земли / Г. М. Чернявский // Земля и Вселенная. – 2004. – № 5. – С. 3–5.
2. Чернов, А. А. Орбиты спутников дистанционного зондирования Земли : учеб. пособие / А. А. Чернов, Г. М. Чернявский. – М. : Радио и связь, 2004. – 152 с.
3. The importance of researching the satellites with the purpose of solving problems / А. Д. Тулегулов, Д. С. Ергалиев, А. Онгаркызы, К. С. Артыкбаев // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2013. – Т. 1. – С. 135–138.
4. Геометрические искажения и геометрическая коррекция спутниковых снимков / А. Д. Тулегулов, Д. С. Ергалиев, Ж. С. Мусагулова, А. Б. Нысанбаева // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2013. – Т. 1. – С. 359–161.
5. Тулегулов, А. Д. Геометрические искажения и геометрическая коррекция спутниковых снимков / А. Д. Тулегулов, Д. С. Ергалиев, Ж. С. Мусагулова, А. Б. Нысанбаева // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2013. – Т. 1. – С. 359–161.
6. Кумисбек, Г. М. Квадрокоптеры как доступные устройства для подготовки операторов беспилотников для дистанционного зондирования земли / Г. М. Кумисбек, У. Т. Касымов, Д. С. Ергалиев, З. С. Мадиярова // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 2. – С. 22–24.

Керимбай Нуржан Нурбергенович

кандидат технических наук, профессор,
кафедра космической техники и технологий,
Евразийский Национальный университет
им. Л. Н. Гумилева
(010000, Казахстан, г. Астана, ул. Сатпаева, 2)
E-mail: n.kerimbay@mail.ru

Ергалиев Дастан Сырымович

кандидат технических наук, доцент,
заведующий кафедрой космической техники
и технологий,
Евразийский Национальный университет
им. Л. Н. Гумилева
(010000, Казахстан, г. Астана, ул. Сатпаева, 2)
E-mail: DES-67@yandex.kz

Базарбек Асыл-Дастан Базарбекович

инженер,
кафедра космической техники и технологий,
Евразийский Национальный университет
им. Л. Н. Гумилева
(010000, Казахстан, г. Астана, ул. Сатпаева, 2)
E-mail: asyl.bazarbek.92@mail.ru

Омархан Айтolkын Шаяхметовна

инженер,
кафедра космической техники и технологий,
Евразийский Национальный университет
им. Л. Н. Гумилева
(010000, Казахстан, г. Астана, ул. Сатпаева, 2)
E-mail: moon_wave_93@mail.ru

Керимбай Гульжан Нуржановна

магистрант,
Евразийский Национальный университет
им. Л. Н. Гумилева
(010000, Казахстан, г. Астана, ул. Сатпаева, 2)
E-mail: k.gulzhan94@mail.ru

Kerimbay Nurzhan Nurbergenovich

candidate of technical sciences, professor,
sub-department of space engineering and technology,
Eurasian National University
named after L. N. Gumilyov
(010000, 2 Satpaeva street, Astana, Kazakhstan)

Ergaliev Dastan Syrymovich

candidate of technical sciences, associate professor,
head of sub-department of space engineering
and technology,
Eurasian National University
named after L. N. Gumilyov
(010000, 2 Satpaeva street, Astana, Kazakhstan)

Bazarbek Asyl-Dastan Bazarbekovich

engineer,
sub-department of space engineering
and technology,
Eurasian National University
named after L. N. Gumilyov
(010000, 2 Satpaeva street, Astana, Kazakhstan)

Omarkhan Aytolkyn Shayakhmetovna

engineer,
sub-department of space engineering
and technology,
Eurasian National University
named after L. N. Gumilyov
(010000, 2 Satpaeva street, Astana, Kazakhstan)

Kerimbay Gul'zhan Nurzhanovna

master degree student,
Eurasian National University
named after L. N. Gumilyov
(010000, 2 Satpaeva street, Astana, Kazakhstan)

Аннотация. Рассмотрена глобальная сеть спутниковых систем GEONETCast, осуществляющая сбор и распространение данных об окружающей среде в мировом масштабе. Проведен анализ применения полученной информации в важнейших областях – сельское хозяйство, энергетика, прогноз погоды и т.д. Также описаны программные компоненты системы GEONETCast, в частности, средство разработки MSG Visualizer, с помощью которого осуществлена визуализация быстротекущих погодных явлений атмосферы и гидросферы Земли в восточном полушарии, в том числе и на территории Казахстана.

Ключевые слова: дистанционное зондирование Земли, система GEONETCast, геостационарный метеоспутник Meteosat-10.

Abstract. The global network of the satellite GEONETCast systems is considered which allows distribution of data on the environment on a global scale. The analysis of application received information is carried out to important areas as agriculture, energy, the weather forecast and etc. It is also described program components of the GEONETCast system, in particular, MSG Visualizer development tool, with the help of this program are given observable swift-flowing weather atmospheres of the phenomena and hydrosphere of Earth in east a hemisphere and in the territory of Kazakhstan.

Key words: remote sensing of the Earth, GEONETCast system, geostationary meteorological satellite Meteosat-10.

УДК 629.396.61

Использование системы GEONETCast для мониторинга Земли / Н. Н. Керимбай, Д. С. Ергалиев, А. Б. Базарбек, А. Ш. Омархан, Г. Н. Керимбай // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 17–24. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-3.

**БЫСТРАЯ ОЦЕНКА КАЧЕСТВА ОБУЧЕНИЯ СЕТИ
ИСКУССТВЕННЫХ НЕЙРОНОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ
КВАНТОВОГО ОРАКУЛА, ПРЕДСКАЗЫВАЮЩЕГО
ВЕРОЯТНОСТИ ПОЯВЛЕНИЯ РЕДКИХ СОБЫТИЯ
АЛГОРИТМОМ ГОСТ Р 52633.3**

В. И. Волчихин, А. В. Безяев, Н. А. Иванова, Ю. И. Серикова

Введение

В настоящее время в России и за ее пределами активно создаются технологии преобразования биометрического образа человека в его криптографический ключ. За рубежом для этого используют технологии так называемых «нечетких экстракторов» [1–4], Россия и Казахстан идут путем создания нейросетевых преобразователей биометрия-код [5, 6]. Следует отметить то, что «нечеткие экстракторы» являются частным случаем искусственных нейронных сетей и по этой причине все их качественные показатели оказываются хуже, чем у нейросетевых преобразователей [7].

Одной из проблем нейросетевой биометрии является тестирование качества ее работы. Базовый национальный стандарт [8] рекомендует выполнять тестирование нейросетевого преобразователя после каждого обучения. Если тестировать нейронную сеть традиционно, то каждое средство обучения должно иметь в своем составе тестовую базу, состоящую примерно из 1 000 000 образов «Чужой». Это потребует как минимум снабжать средство автоматического обучения нейронной сети памятью для хранения тестовой базы образов «Чужой». Так, если речь идет о голосовой биометрической аутентификации, звуковой файл парольной фразы из трех слов при 8-битной кодировке с частотой дискретизации 8 кГц будет иметь размер порядка 128 Кбайт, т.е. память для хранения тестовой базы образов «Чужой» должна иметь размеры порядка 128 Гбайт. Это сильно удорожает устройство и увеличивает его габариты.

Причиной всего этого является ориентация при тестировании на традиционную технологию, построенную на ожидании и фиксации редких событий. Чем ниже вероятность редкого события, тем больше должна быть тестовая выборка для его обнаружения. Выходом из этого тупика является использование оракула, который не ждет появления редких событий, а предсказывает вероятность их появления по некоторым признакам, анализируемым им данных.

***Прогнозирование вероятности появления редких событий
в пространстве расстояний Хэмминга***

В случае, если используется нейросетевой преобразователь биометрия-код, обученный алгоритмом ГОСТ Р 52633.5 [9], то стандарт по тестированию ГОСТ Р 52633.3 [10] предписывает проводить численный эксперимент по схеме, изображенной на рис. 1.

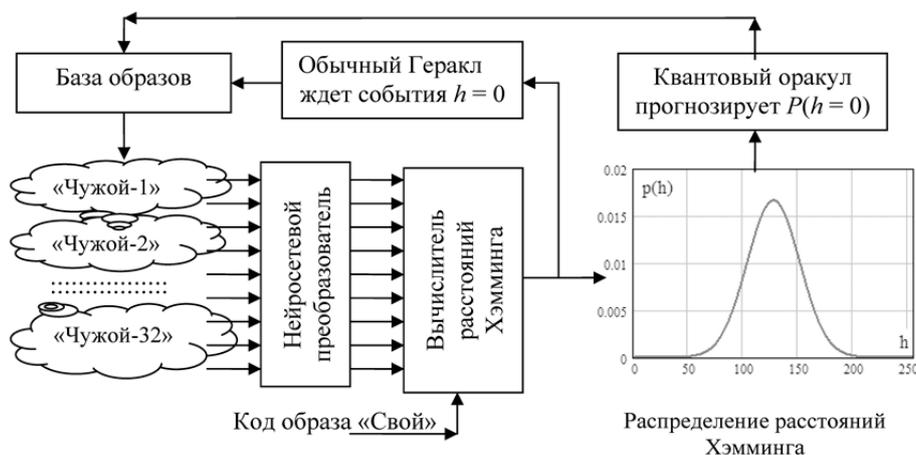


Рис. 1. Схема организации численного эксперимента по оценке вероятности ошибок второго рода (ошибочный пропуск «Чужого»)

Достаточно располагать выборкой всего из 32 разных (случайно выбранных из тестовой базы) образов «Чужой». В этом случае мы можем для каждого кода образа «Чужой» вычислить расстояние Хэмминга по отношению к коду образа «Свой»:

$$h("c", "x") = \sum_{i=1}^{256} ("c_i") \oplus ("x_i"), \quad (1)$$

где 256 – длина криптографического ключа отечественных криптографических стандартов на шифрование и формирование цифровой подписи; "c" – бинарный код образа «Свой»; "x" – бинарный код образа «Чужой».

Выборки из 32 примеров достаточно, чтобы получить оценку математического ожидания – $E(h)$ и стандартного отклонения – $\sigma(h)$ расстояний Хэмминга. В свою очередь, знание этих двух статистических моментов позволяет спрогнозировать вероятность появления ошибок второго рода, когда выходной код случайно выбранного образа «Чужой» совпадет с кодом «Свой» или $h = 0$:

$$P_2 = \frac{1}{\sigma(h)\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^1 \exp\left\{-\frac{(E(h)-u)^2}{2\sigma^2(h)}\right\} \cdot du. \quad (2)$$

Вместо того, чтобы ждать появления редкого события $h = 0$, расходуя на численный эксперимент время, и вместо расходования памяти на хранение большой тестовой базы, мы создаем оракула (2), который предсказывает появление редкого события в рамках гипотезы о нормальности распределения значений расстояний Хэмминга. Априорная информация о нормальном законе заранее получена и зафиксирована в руководящем документе [10]. Гипотеза нормальности работает только для искусственных нейронных сетей, обученных алгоритмом ГОСТ Р 52633.5 [9], для других алгоритмов обучения, а также для «нечетких экстракторов» [1–4] гипотеза нормальности не работает.

Оценка выигрыша от перехода к использованию оракула, предсказывающего вероятность появления редких событий

Обращение к оракулам – это одна из древнейших традиций. Она была у всех народов, однако наиболее яркие письменные источники, дошедшие до нас, оказались греческими. В связи с этим уместно при исследованиях пользоваться греческими источниками, названиями, именами.

Очевидно, что Геракл сильнее любого оракула, однако он не видит будущего и вынужден обращаться к оракулу за советом. При этом Геракл доверяет оракулу, опираясь на предшествующий опыт своих соседей. В Древней Греции не было рейтинговых агентств (сейчас много рейтинговых агентств, таких как Standart & Poor's, Moody's, Fitch Ratings, ...), в связи с этим Геракл не мог обратиться в одно из рейтинговых агентств и заказать оценку уровня доверия тому или иному оракулу. Геракл должен был сам оценивать уровень доверия к тому или иному оракулу, практикуя на текущий момент.

В нашем случае Геракл должен собрать тестовую базу из 1 000 000 случайных образов «Чужой». Далее Геракл должен запустить численный эксперимент по схеме, отображенной на рис. 1, по силовой атаке «тупого» перебора образов тестовой базы образов «Чужой». Если на N -м шаге силовой атаки Геракла в базе обнаружится коллизия образов «Свой»/«Чужой», то вероятность ошибок второго рода Геракл оценит по классической формуле

$$P_2 \approx \frac{1}{N}. \quad (3)$$

Очевидно, что оценка (3) является случайной, оцениваемому оракулу могло просто не повезти со случайной точкой старта силового перебора адресов базы образов «Чужой». Если Геракл заинтересован в «правде», то он должен повторить численный эксперимент много раз, каждый раз забывая результаты предыдущего теста и стартуя со случайно выбранного адреса. Перебор адресов должен осуществляться каждый раз в новой системе адресации примеров образов «Чужой». Тогда Геракл имеет возможность достаточно надежно оценить ускорение вычислений, достижимое за счет обращения к оракулу, по следующей формуле:

$$W \approx \frac{E(N)}{32}. \quad (4)$$

Чем выше показатель ускорения (4), тем больше будет очередь из желающих получить «предсказание» того или иного оракула. При этом затраты на «рейтингование» оракулов могут быть весьма и весьма значительными, Геракл, наткнувшись на лжеоракула, может пожелать сокрытия факта своих затрат (своих ошибочных действий) и будет и далее обращаться к лжеоракулу.

Если тестовая база в 1 000 000 образов «Чужой» оказалась мала, то Геракл не сможет обнаружить коллизию образов «Свой»/«Чужой». В этом случае он должен запоминать значения расстояний Хэмминга всех образов «Чужой» и найти минимальное из них – $\min(h)$. При этом оценка способностей оракула должна вычисляться по формуле, учитывающей конечный размер базы тестовых образов:

$$W \approx \frac{E(N)}{32} \sum_{i=1}^{E(\min(h))} (256 + (1-i))^i. \quad (5)$$

Практика применения общедоступной среды моделирования «БиоНейроАвтограф» [11] позволяет показать, что выигрыш от привлечения оракула, выполненного по ГОСТ Р 52633.3 [10], составляет от 100 000 для «слабых, нестабильных» рукописных образов с низкой «уникальностью», до 1 000 000 000 000 для «уникальных и стабильных» рукописных биометрических образов. Чем надежнее биометрико-нейросетевая защита, тем больше получается выигрыш от обращения к тому или иному оракулу. При этом Геракл всегда может положиться на общественное мнение рейтинговых агентств, контролирующих «рынок» оракулов или самостоятельно оценить качество данных лично ему предсказаний.

Соотношение между квантовой механикой и квантовой нейродинамикой

Столь впечатляющие оценки возможностей оракула, выполненного по ГОСТ Р 52633.3 [10], – это объективная реальность. Причина столь высокой эффективности оракула в том, что он обладает очень большим объемом априорной информации о том, что объект тестирования – это искусственная нейронная сеть, обученная по ГОСТ Р 52633.5 [9], так как только в этом случае распределение расстояний Хэмминга будет нормальным. Если оракулу, выполненному по ГОСТ Р 52633.3 [10], Геракл намеренно даст данные «нечеткого экстрактора», то качество предсказаний оракула катастрофически упадет. При тестировании оракулов рейтинговые агентства и Геракл должны пользоваться достоверными данными. При тестировании оракула Геракл не должен менять объявленные условия. Отечественному оракулу, ориентированному на предсказания по алгоритму ГОСТ Р 52633.3 [10], не следует давать данные «нечетких экстракторов». Для предсказания оценки качества работы «нечетких экстракторов» нужно создавать специальных оракулов.

Принципиально важным является также то, что рассматриваемый в данной статье оракул ориентирован только на тестирование нейронных сетей, находящихся в режиме поддержки выходной квантовой суперпозиции [12]. Либо оракул, либо Геракл (схема рис. 1) должен постоянно изменять состояния данных на входах нейронной сети. Только в этом случае возникает нейродинамика, и мы можем наблюдать квантовую суперпозицию выходных состояний нейронной сети.

Нейронные сети кардинально отличаются от объектов квантовой механики (например, молекулы водорода) [13]. «Нейросетевая молекула», находясь в статике, обеспечивает «легкий» режим наблюдения своего выходного кода, нет нужды прилагать специальные усилия для того, чтобы увидеть выходной код «нейросетевой молекулы» или номер одного из ее возможных состояний. «Нейросетевые молекулы» – это программные макрообъекты [12], для них не работает принцип неопределенности Гейзенберга. «Коты Шредингера» не мешают использованию «нейросетевых молекул», так как искусственно поддерживаемая нейродинамика «нейросетевых молекул» не описывается уравнением Шредингера. Спектры выходных состояний «нейросетевых молекул» и «молекул хи-квадрат Пирсона» вполне наблюдаемы, однако эти объекты кто-то должен «загнать» в циклическое состояние [14–17] и держать их в циклическом состоянии необходимое для осуществления прогноза время.

Микрообъекты квантовой механики ведут себя совершенно иначе. Синхронизовать между собой двух и более «котов Шредингера» крайне сложно. Для квантовой микромеханики физически существующих микрообъектов принцип неопределенности Гейзенберга является гигантским техническим ограничением при попытках организации квантовых вычислений и квантовых предсказаний [16, 17].

Заключение

Вопрос о том, можно ли, опираясь на постулаты квантовой механики, создать квантового оракула, остается открытым. В данной статье авторы постарались показать, что создать квантового оракула, опираясь на нейросетевую динамику, вполне возможно. Более того, стандарт по тестированию нейросетевых преобразователей биометрия-код ГОСТ Р 52633.3 [10] фактически узаконил применение квантовых оракулов шесть лет назад в 2011 г.

Формулы (4) и (5), приведенные в данной статье, инвариантны к принципам, на которых построен квантовый оракул. Они могут быть применены для оценки качества любых предсказаний. Очевидно также то, что формулы (4), (5) могут быть уточнены с учетом реализации того или иного оракула, ориентированного под решение той или иной практической задачи. Авторы статьи уверены в том, что тематика объективной оценки качества предсказаний квантовых оракулов актуальна и вызовет интерес у специалистов, занимающихся проектированием и тестированием сложных систем.

Библиографический список

1. Dodis, Y. Fuzzy Extractors: How to Generate Strong Keys from Biometrics and Other Noisy / Y. Dodis, L. Reyzin, A. Smith // Proc. EUROCRYPT. – 2004. – P. 523–540.
2. Monrose, F. Cryptographic key generation from voice / F. Monrose, M. Reiter, Q. Li, S. Wetzel // Proc. IEEE Symp. on Security and Privacy, 2001. – P. 202–213.
3. Ramírez-Ruiz, J. Cryptographic Keys Generation Using FingerCodes / J. Ramírez-Ruiz, C. Pfeiffer, J. Nolasco-Flores // Advances in Artificial Intelligence – IBERAMIA-SBIA (LNCS 4140). – 2006. – P. 178–187.
4. Hao, F. Crypto with Biometrics Effectively / F. Hao, R. Anderson, J. Daugman // IEEE TRANSACTIONS ON COMPUTERS. – 2006. – Vol. 55, № 9. – P. 1073–1074.
5. Технология использования больших нейронных сетей для преобразования нечетких биометрических данных в код ключа доступа : моногр. / Б. С. Ахметов, А. И. Иванов, В. А. Фунтиков, А. В. Безяев, Е. А. Малыгина. – Алматы. : Изд-во LEM, 2014. – 144 с. – URL: <http://portal.kazntu.kz/files/publicate/2014-06-27-11940.pdf>
6. Ахметов, Б. С. Алгоритмы тестирования биометрико-нейросетевых механизмов защиты информации / Б. С. Ахметов, В. И. Волчихин, А. И. Иванов, А. Ю. Малыгин. – Алматы : КазНТУ им. Сатпаева, 2013. – 152 с. – URL: <http://portal.kazntu.kz/files/publicate/2014-01-04-11940.pdf>.
7. Иванов, А. И. Нечеткие экстракторы: проблема использования в биометрии и криптографии / А. И. Иванов // Первая миля. – 2015. – № 1. – С. 40–47.
8. ГОСТ Р 52633.0-2006. Защита информации. Техника защиты информации. Требования к средствам высоконадежной биометрической аутентификации.
9. ГОСТ Р 52633.5-2011. Защита информации. Техника защиты информации. Автоматическое обучение нейросетевых преобразователей биометрия-код доступа.
10. ГОСТ Р 52633.3-2011. Защита информации. Техника защиты информации. Тестирование стойкости средств высоконадежной биометрической защиты к атакам подбора.
11. Иванов, А. И. Среда моделирования «БиоНейроАвтограф» / А. И. Иванов, О. С. Захаров. – Пенза : АО «ПНИЭИ», 2009. – URL: <http://пниэи.рф/activity/science/noc.htm>
12. Иванов, А. И. Многомерная нейросетевая обработка биометрических данных с программным воспроизведением эффектов квантовой суперпозиции / А. И. Иванов. – Пенза : АО «ПНИЭИ», 2016. – 133 с. – URL: <http://пниэи.рф/activity/science/BOOK16.pdf>
13. Нильсон, М. Квантовые вычисления и квантовая информация / М. Нильсон, И. Чанг. – М. : Мир, 2006. – 821 с.
14. Кулагин, В. П. Циклические континуально-квантовые вычисления: усиление мощности хи-квадрат критерия на малых выборках / В. П. Кулагин, А. И. Иванов, А. И. Газин, Б. Б. Ахметов // Аналитика. – 2016. – № 5 (30). – С. 22–29.
15. Перспективы создания циклической континуально-квантовой хи-квадрат машины для проверки статистических гипотез на малых выборках биометрических данных и данных иной природы / В. И. Волчихин, А. И. Иванов, Д. В. Пашенко, Б. Б. Ахметов, С. Е. Вятчанин // Известия высших учебных заведений. Поволжский регион. Технические науки. – 2017. – № 1. – С. 3–7.
16. Использование среднего геометрического, ожидаемой и наблюдаемой функций вероятности как статистического критерия оценки качества биометрических данных / Б. С. Ахметов, А. И. Иванов, К. А. Перфилов, Е. Д. Проценко, Д. С. Пашенко // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 2. – С. 283–285.
17. Быстрый алгоритм оценки высокоразмерной энтропии биометрических образов на малых выборках / Б. Б. Ахметов, А. И. Иванов, А. Ю. Малыгин, А. В. Безяев, А. И. Газин // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 2 – С. 285–287.

Волчихин Владимир Иванович

доктор технических наук, профессор,
президент Пензенского государственного
университета
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: vvi@pnzgu.ru

Безяев Александр Викторович

кандидат технических наук,
ведущий специалист,
Пензенский филиал ФГУП НТЦ «Атлас»
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Советская, 9)
E mail: Bezyaev_Alex@mail.ru

Иванова Надежда Александровна

аналитик,
ООО «БиоКрипт»
(440031, Россия, г. Пенза, ул. Окружная, 111)
E-mail: ivan@pnici.penza.ru

Серикова Юлия Игоревна

магистрант,
Пензенский государственный университет
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-почта: julia-ska@yandex.ru

Аннотация. *Актуальность и цели.* Целью работы является оценка выигрыша от использования квантового оракула при тестировании качества обучения сети искусственных нейронов. Актуальность работы обусловлена необходимостью тестирования нейронной сети после каждого ее обучения или дообучения. *Материалы и методы.* Алгоритм тестирования нейронной сети на малой выборке по ГОСТ Р 52633.3 рассматривается с позиций квантовой кибернетики и с позиций классической статистики. В пространстве расстояний Хэмминга квантовая суперпозиция выходных состояний нейронной сети хорошо описывается нормальным законом распределения значений. *Результаты.* Показано, что квантовый оракул, предсказывающий вероятность появления редких событий, случайного угадывания «Чужим» кода «Свой», дает ускорение тестирования пропорционально обратной величине вероятности ошибок второго рода. Чем надежнее средство биометрико-нейросетевой аутентификации, тем больше выигрыш от использования квантового оракула. *Выводы.* Отказ от классического тестирования, построенного на ожидании редких событий, позволяет снизить размеры тестовой базы с 1 000 000 образов «Чужой» до 32 образов, что эквивалентно снижению затрат на сбор и подготовку данных примерно на пять порядков.

Ключевые слова: статистический анализ малых выборок, качество обучения искусственных нейронных сетей, квантовая суперпозиция.

Volchikhin Vladimir Ivanovich

doctor of technical sciences, professor,
president of Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Bezyaev Aleksandr Viktorovich

candidate of technical sciences,
leading specialist of STC «Atlas» Penza branch
(440026, 9 Sovetskaya street, Penza, Russia)

Ivanova Nadezhda Aleksandrovna

analyst,
BioCrypt LLC
(440031, 111 Okruzhnaya street, Penza, Russia)

Serikova Julia Igorevna

master degree student,
Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Abstract. *Background.* The aim of the paper is to estimate the gain from using a quantum oracle when testing the quality of learning the network of artificial neurons. The urgency of the work is due to the need to test the neural network after each of its training or after-training. *Materials and methods.* The algorithm for testing a neural network for a small sample according to GOST R 52633.3 is considered from the positions of quantum cybernetics and from the standpoint of classical statistics. In the Hamming distance space, the quantum superposition of the output states of a neural network is well described by the normal law of distribution of values. *Results.* It is shown that a quantum oracle predicting the probability of occurrence of rare events, random guessing of «Alien» code «Svoy», gives the acceleration of testing in proportion to the reciprocal of the probability of errors of the second kind. The more reliable the means of biometric-neuronet authentication, the greater the gain from using a quantum oracle. *Conclusions.* The abandonment of classical testing, built on the expectation of rare events, allows reducing the size of the test database from 1,000,000 images of «Alien» to 32 images, which is equivalent to reducing the cost of collecting and preparing data by about five orders of magnitude.

Key words: statistical analysis of small samples, quality of training of artificial neural networks, quantum superposition.

УДК 519.24; 53; 57.017

Волчихин, В. И.

Быстрая оценка качества обучения сети искусственных нейронов с использованием квантового оракула, предсказывающего вероятности появления редких события алгоритмом ГОСТ Р 52633.3 / В. И. Волчихин, А. В. Безяев, Н. А. Иванова, Ю. И. Серикова // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 25–29. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-4.

ТЕХНОЛОГИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ПОВЫШЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ И КАЧЕСТВА ИЗДЕЛИЙ

УДК 621.787

DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-5

ТЕОРЕТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ТЕМПЕРАТУРЫ В ЗОНЕ ИЗНАШИВАНИЯ ПРИ УЛЬТРАЗВУКОВОЙ СБОРКЕ

О. М. Батищева, В. А. Папшев, Г. А. Родимов

Введение

Как известно, трибологические характеристики и прочность контактных связей при сборке существенно зависят от теплофизической ситуации в зоне сопряжения. При этом максимальная температура поверхности контакта (T_{\max}) в общем случае определяется суммой исходной температуры (T_0), среднеповерхностной температурой (T_n) и температурой вспышки ($T_{\text{всп}}$) [1–3]:

$$T_{\max} = T_0 + T_n + T_{\text{всп}}. \quad (1)$$

Анализ теплофизических особенностей резания, поверхностного пластического деформирования и ряда других процессов с применением ультразвука показывает, что при расчете среднеповерхностной температуры (T_n) наряду со стационарными источниками (T_c) необходимо учитывать вклад высокочастотных периодических источников ($T_{\text{уз}}$) и диссипативное повышение температуры ($T_{\text{дис}}$) [1–3]:

$$T_n = T_c + T_{\text{уз}} + T_{\text{дис}}. \quad (2)$$

Методика оценки температуры в зоне изнашивания

Для оценки температуры в зоне изнашивания предложен теоретическо-экспериментальный метод с использованием основных положений теории непрерывно действующих источников.

При расчетах принята следующая схематизация процесса:

1. Нормальный полосовой источник с эффективной мощностью q и коэффициентом сосредоточенности k перемещается по адиабатической поверхности полубесконечного тела. Ширина источника l_u равна ширине индентора.

2. Распределение удельного теплового потока в зоне трения принято по экспоненциальному закону.

Температура от действия мгновенного линейного источника через время t в бесконечном теле (рис. 1) описывается зависимостью [4]

$$T(x, y, t) = \frac{q_1}{4\pi\lambda t} \exp\left[-\frac{x^2 + y^2}{4at}\right], \quad (3)$$

где λ – коэффициент теплопроводности, (кал)/(см·с·град.); a – коэффициент температуропроводности; $a = \frac{\lambda}{c\gamma}$ [см²/с]; c – теплоемкость, (кал)/(г·град.); γ – удельный вес, г/см³.

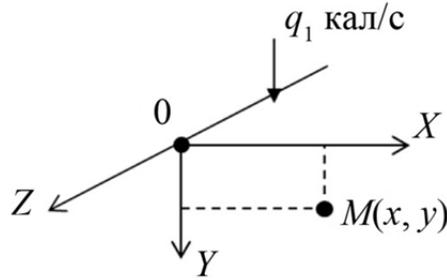


Рис. 1. Схема непрерывно действующего источника

Для мгновенного нормально-полосового источника на поверхности полубесконечного тела

$$q_n = q_0 \exp^{-kx_u^2}, \quad (4)$$

где q_n – удельный тепловой поток в любой точке оси z в пределах источника (кал/см²·с); q_0 – наибольший удельный тепловой поток (кал/см²·с).

Для установления связи между законом распределения нормального полосового источника и его эффективной мощностью q_1 , разобьем всю площадь, занятую источником, на элементы длиной l_u и шириной dx_u и подсчитаем количество тепла $l_u dx_u q_n$, уходящего в единицу времени на любой элемент площади (рис. 2).

Сумма таких элементарных количеств тепла, распространяющихся на всю площадь, занятую нормальным полосовым источником, будет равна эффективной мощности источника

$$q_1 = \int_{-\infty}^{+\infty} q_n l_u dx = q_0 \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(-kx_u^2) l_u dx_u, \quad (5)$$

где q_n – удельный тепловой поток в любой точке оси Z в пределах источника; q_0 – наибольший удельный тепловой поток.

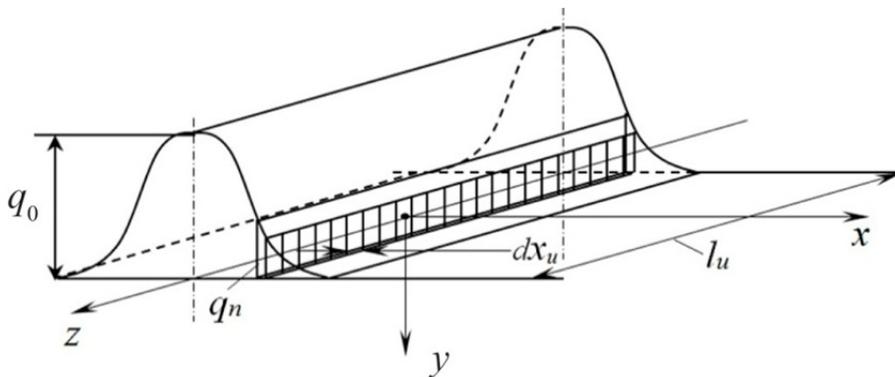


Рис. 2. Схема распределения температур от действия мгновенного линейного источника.

Применим подстановку:

$$kx_u^2 = z^2; \quad \sqrt{kx_u^2} = z; \quad \sqrt{k} dx_u = dz;$$

$$q_1 = q_0 l_u \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-z^2} \frac{dz}{\sqrt{k}} = \frac{q_0 l_u}{\sqrt{k}} \sqrt{\pi}; \quad (6)$$

$$dF = l_u dx_u. \quad (7)$$

Пусть нормально-полосовой источник с эффективной мощностью q_1 и коэффициентом сосредоточенности k приложен мгновенно в момент времени $t = 0$ к адиабатической поверхности полубесконечного тела (рис. 3).

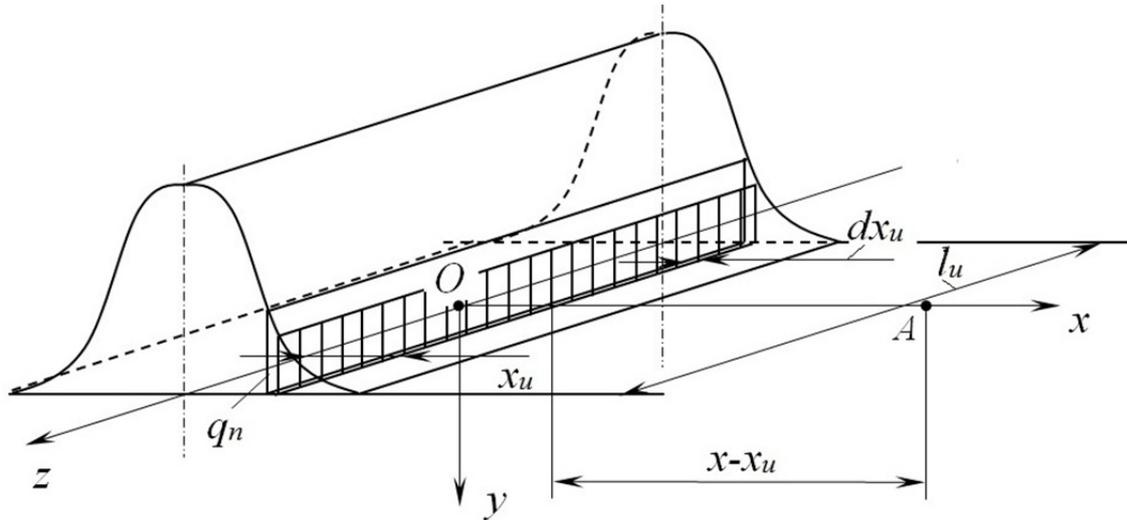


Рис. 3. Схема приложения нормально-полосового источника к адиабатической поверхности полубесконечного тела

Рассматривая количество тепла, примененное в начальный момент $t = 0$ к элементу площади dF поверхности тела

$$dqdt = q_n l_u dx_u dt, \quad (8)$$

получим

$$dT_{(x,y,t)} = \frac{2dq_1}{4\pi\lambda t} \exp\left[-\frac{(x-x_u)^2 + y^2}{4at} + \frac{y^2}{4at}\right]. \quad (9)$$

После преобразований получим

$$dT_{(x,y,t)} = \frac{2q_0 dx_u dtl_u}{4\pi\lambda t} e^{\left[-\frac{(x-x_u)^2 + y^2}{4at} - kx_u^2\right]},$$

учитывая, что

$$k = \frac{1}{4at_0};$$

$$dT_{(x,y,t)} = \frac{q_0 dx_u dtl_u}{2\pi\lambda t} e^{\left[-\frac{(x-x_u)^2 + y^2}{4at} - \frac{x_u^2}{4at_0}\right]}.$$

Уравнение процесса распространения тепла нормального мгновенного полосового источника, примененного к поверхности полубесконечного тела, найдем по методу источников

$$T_{(x,y,t)} = \frac{q_0 dtl_u}{2\pi\lambda t} \int dx_u \exp\left[-\frac{(x-x_u)^2 + y^2}{4at} - \frac{x_u^2}{4at_0}\right]. \quad (10)$$

Положим

$$A_{(x,m,n)} = \int_{-\infty}^{\infty} dx_u \exp\left[-\frac{x_u^2}{m} - \frac{(x-x_u)^2}{n}\right],$$

где $m = 4at_0$; $n = 4at$.

Применяя подстановку, получим

$$u = \sqrt{\frac{m+n}{mn}} \cdot x_u - \sqrt{\frac{mn}{m+n}} \cdot \frac{x}{n}; \quad du = \sqrt{\frac{m+n}{mn}} dx_u;$$

$$u^2 = \frac{m+n}{mn} x_u^2 - 2 \frac{x_u x}{n} + \frac{m}{m(m+n)} x^2;$$

$$-u^2 - \frac{x^2}{m+n} = -\frac{m+n}{mn} x_u^2 + \frac{2x_u x}{n} - \left[\frac{m}{n(m+n)} + \frac{1}{m+n} \right] x^2 = -\frac{m+n}{mn} x_u^2 + \frac{2x_u x}{n} - \frac{x^2}{n} = \frac{x_u^2}{m} - \frac{(x-x_u)^2}{n},$$

ПОЭТОМУ

$$A_{(x,m,n)} = \sqrt{\frac{mn}{m+n}} e^{-\frac{x^2}{m+n}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-u^2} du,$$

так как $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-u^2} du = \sqrt{\pi}$, то

$$A_{(x,m,n)} = \sqrt{\frac{\pi mn}{m+n}} e^{-\frac{x^2}{m+n}}. \quad (11)$$

Подставим в (11) значения m и n

$$A_{(x,m,n)} = \sqrt{\frac{\pi 4at_0 \cdot 4at}{4at_0 + 4at}} e^{-\frac{x^2}{4at_0 + 4at}} = \left(\frac{\pi 4at_0 t}{t_0 + t} \right)^{\frac{1}{2}} e^{-\frac{x^2}{4a(t_0+t)}}. \quad (12)$$

Подставим (12) в исходное выражение (10)

$$dT_{(x,y,t)} = \frac{q_0 dt l_u}{2\pi c \gamma at} \left(\frac{4\pi at \cdot t_0}{t_0 + t} \right)^{\frac{1}{2}} e^{-\frac{x^2}{4a(t_0+t)}} \cdot e^{-\frac{y^2}{4at}}.$$

После ряда преобразований получим

$$dT_{(x,y,t)} = \frac{q_0 dt l_u}{c \gamma \sqrt{\pi a} \cdot t} \left(\frac{t \cdot t_0}{t_0 + t} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{x^2}{4a(t_0+t)} - \frac{y^2}{4at} \right]$$

и далее, учитывая, что $t_0 = \frac{1}{4ak}$:

$$\begin{aligned} dT_{(x,y,t)} &= \frac{q_0 dt \cdot l_u}{c \gamma \sqrt{\pi a} \cdot \sqrt{4ak}} \left[\frac{1}{t(t_0+t)} \right]^{\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{x^2}{4a(t_0+t)} - \frac{y^2}{4at} \right] = \\ &= \frac{q_0 l_u dt}{2\lambda \sqrt{\pi k}} \left[\frac{1}{t(t_0+t)} \right]^{\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{x^2}{4a(t_0+t)} - \frac{y^2}{4at} \right]. \end{aligned} \quad (13)$$

Из (6) следует $q_0 = \frac{q_1 \sqrt{k}}{\sqrt{\pi} \cdot l_u}$, поэтому

$$dT_{(x,y,t)} = \frac{q_1 \sqrt{k} l_u dt}{2\lambda \sqrt{\pi k} \cdot \sqrt{\pi} l_u} \left[\frac{1}{t(t_0+t)} \right]^{\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{x^2}{4a(t_0+t)} - \frac{y^2}{4at} \right].$$

Заметим, что

$$[V(t+t_0)+x]^2 = V^2(t+t_0)^2 + 2V(t+t_0)x + x^2,$$

поэтому

$$\exp\left\{-\frac{[V(t+t_0)+x]^2}{4a(t+t_0)} - \frac{y^2}{4at}\right\} = \exp\left[-\frac{V^2(t+t_0)}{4a} - \frac{Vx}{2a} - \frac{x^2}{4a(t_0+t)} - \frac{y^2}{4at}\right].$$

Подставим последнее выражение в (1):

$$T_{(x,y,t)} = \frac{q_1}{2\pi\lambda} \exp\left[-\frac{Vx}{2a}\right] \int_0^t \frac{dt}{[t(t_0+t)]^{\frac{1}{2}}} \cdot \exp\left[-\frac{x^2}{4a(t_0+t)} - \frac{y^2}{4at}(t_0+t)\right].$$

Используем подстановку $\frac{t}{t_0} = \omega^2$; $\frac{dt}{t_0} = 2\omega d\omega$

$$T_{(x,y,t)} = \frac{q_1}{2\pi\lambda} \exp\left[-\frac{Vx}{2a}\right] \int_0^t \frac{2t_0\omega d\omega}{[t_0^2\omega^2(1+\omega^2)]^{\frac{1}{2}}} \exp\left[-\frac{x^2}{4at_0(1+\omega^2)} - \frac{y^2}{4at_0\omega^2} - \frac{V^2t_0}{4a}(1+\omega^2)\right].$$

Для упрощения записи обозначим

$$\frac{x^2}{4at_0} = kx^2 = n; \quad \frac{y^2}{4at_0} = ky^2 = m; \quad \frac{V^2t_0}{4a} = \frac{V^2}{16a^2k} = p; \quad \frac{Vx}{2a} = 2\sqrt{np}.$$

Будем в дальнейшем рассматривать установившийся процесс. Для этого случая $t \rightarrow \infty$

$$T_{(n,m,p,\infty)} = \frac{q_1}{\pi\lambda} \exp^{-2\sqrt{np}} \int_0^\infty \frac{d\omega}{\sqrt{1+\omega^2}} \exp\left[-\frac{n}{1+\omega^2} - \frac{m}{\omega^2} - p \cdot (1+\omega^2)\right]. \quad (18)$$

Эффективная мощность тепловыделения при трении определится из выражения

$$q = PV, \quad (19)$$

где P – сила, кг; V – скорость источника, см/с.

Рассмотрим моделирование процесса обычной сборки. При расчете средней поверхностной температуры, обусловленной перемещением источника, плотность тепловыделения определится отношением [5]

$$q_{oc} = \frac{P_n V}{A_a} = \frac{P_n V}{2\pi r l}, \quad (20)$$

где A_a – номинальная площадь контакта; P_n – сила прижима индентора к детали, дин.; V – скорость скольжения, см/с.

Плотность тепловыделения при расчете температур в зонах фактического контакта микронеровностей при моделировании процесса ультразвуковой сборки можно найти в соответствии с методическим подходом работ [5, 6] из выражения

$$q_{уз} = \frac{2\pi P_d f \xi}{A_a \eta} = \frac{\pi/2 P_n f \xi}{r l \eta}, \quad (21)$$

где $P_d = \pi/2 P_n$; ξ – амплитуда ультразвуковых колебаний, мкм; f – частота, кГц; η – относительная площадь контакта, рассчитывается по формуле

$$\eta_{уз} = 0,67 p^{0,63} \xi^{0,47}.$$

Расчет температуры при моделировании процесса сборки

Проведем расчет температуры при моделировании процесса сборки по зависимости (18). Рассмотрим процесс обычной сборки, для этого подставим (20) в (18):

$$T = \frac{q_{oc}}{\pi\lambda} I,$$

где $I = \exp\left[-2\sqrt{np}\right] \int_0^{\infty} \frac{d\omega}{\sqrt{1+\omega^2}} \exp\left[-\frac{n}{1+\omega^2} - \frac{m}{\omega^2} - p(1+\omega^2)\right]$.

Значения I подсчитывались на ЭВМ. Режимы трения изменялись в следующих пределах: $P_n = 100-1000 \text{ Н} = 10^7-10^8 \text{ дин}$; $V = 0,1-1 \text{ см/с}$; $\xi = 5-20 \text{ мкм}$; $f = 20 \text{ кГц}$.

В табл. 1 приведены результаты расчетов T , полученные из зависимости (18), для различных материалов, с учетом температуры окружающей среды ($t = 20^\circ$), при $V = 0,001 \text{ м/с}$, $P = 100 \div 1000 \text{ Н}$.

Таблица 1

Результаты расчетов температуры

T	P					
	100	200	400	600	800	1000
Сталь 45	22,1	24,1	28,3	32,4	36,6	40,7
Л 63	20,9	21,8	23,5	25,3	27	28,8
Д 16	20,4	20,9	21,8	22,7	23,6	24,5

Проведем расчет температуры при моделировании процесса ультразвуковой сборки, для этого подставим (21) в (18).

В табл. 2 приведены результаты расчетов T , полученные из зависимости (18), для различных материалов с учетом температуры окружающей среды ($t = 20^\circ$), при $\xi = 20 \text{ мкм}$, $P = 100 \div 1000 \text{ Н}$.

Таблица 2

Результаты расчетов температуры

T	P					
	100	200	400	600	800	1000
Сталь 45	28,8	31,4	34,7	37,1	39	40,7
Л 63	23,7	24,8	26,2	27,2	28,1	28,7
Д 16	21,9	22,5	23,2	23,7	24,1	24,5

В табл. 3. приведены результаты расчетов T , полученные из зависимости (18), для различных материалов с учетом температуры окружающей среды ($t = 20^\circ$), при $\xi = 5 \div 20 \text{ мкм}$, $P = 100 \text{ Н}$.

Таблица 3

Результаты расчетов температуры

T	ξ			
	5	10	15	20
Сталь 45	24,2	26,1	27,6	28,8
Л 63	21,8	22,6	23,2	23,7
Д 16	20,9	21,3	21,6	21,9

В табл. 4. приведены результаты расчетов T , полученные из зависимости (18), для различных материалов с учетом температуры окружающей среды ($t = 20^\circ$), при $V = 0,1 \div 1 \text{ м/с}$, $P = 10 \text{ Н}$.

Таблица 4

Результаты расчетов температуры

T	V					
	0,1	0,2	0,4	0,6	0,8	1
Сталь 45	20,2	20,4	20,8	21,2	21,7	22,1
Л 63	20,1	20,2	20,4	20,5	20,7	20,9
Д 16	20,05	20,1	20,2	20,3	20,4	20,5

По данным теоретических расчетов были построены графики (рис. 5–8), из которых видно, как влияют такие факторы, как нагрузка, скорость и амплитуда ультразвуковых колебаний, на температуру в зоне контактирования.

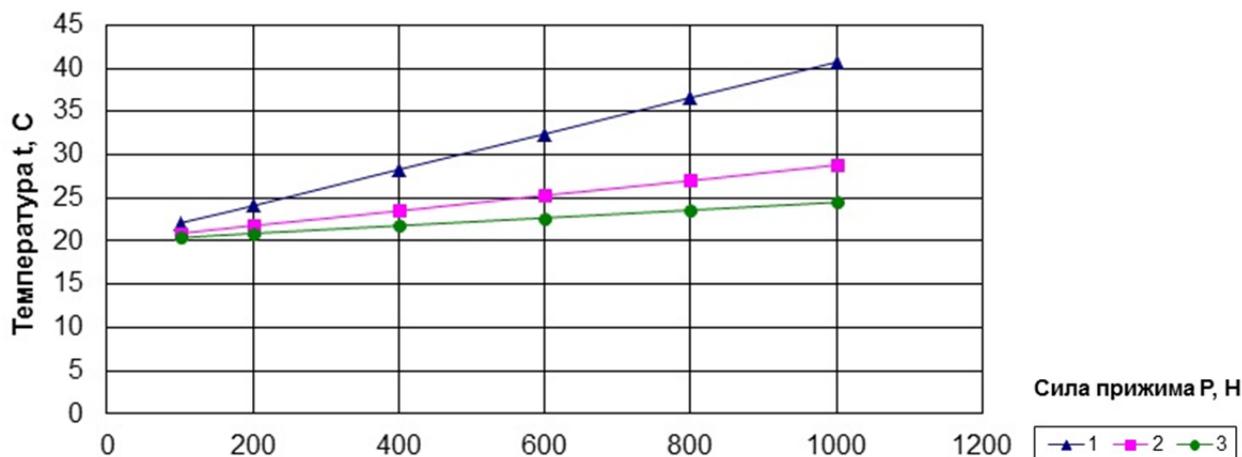


Рис. 5. Зависимость температуры от нагрузки при $V = 0,001$ м/с: 1 – сталь; 2 – латунь; 3 – дюралюминий

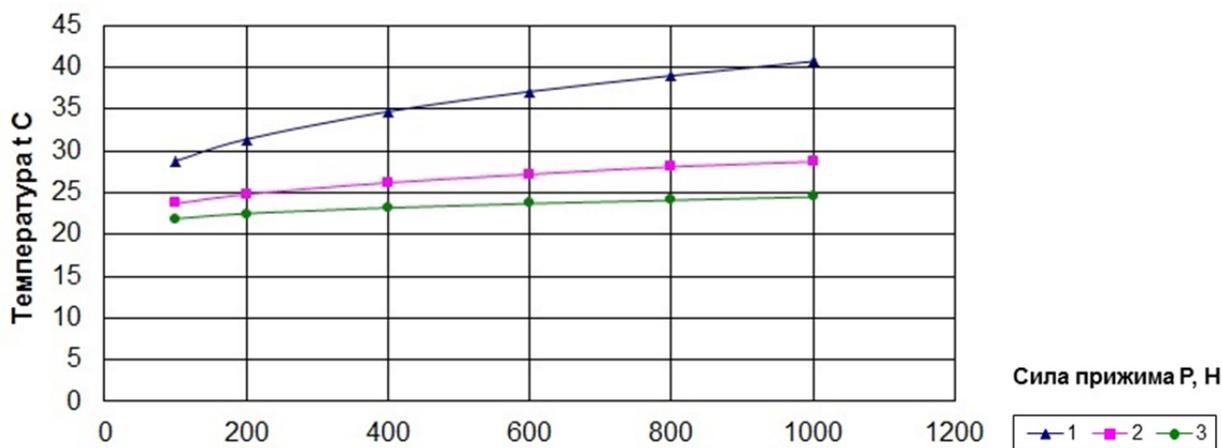


Рис. 6. Зависимость температуры от силы прижима индентора при $\xi = 20$ мкм, с наложением УЗК:
1 – сталь; 2 – латунь; 3 – дюралюминий

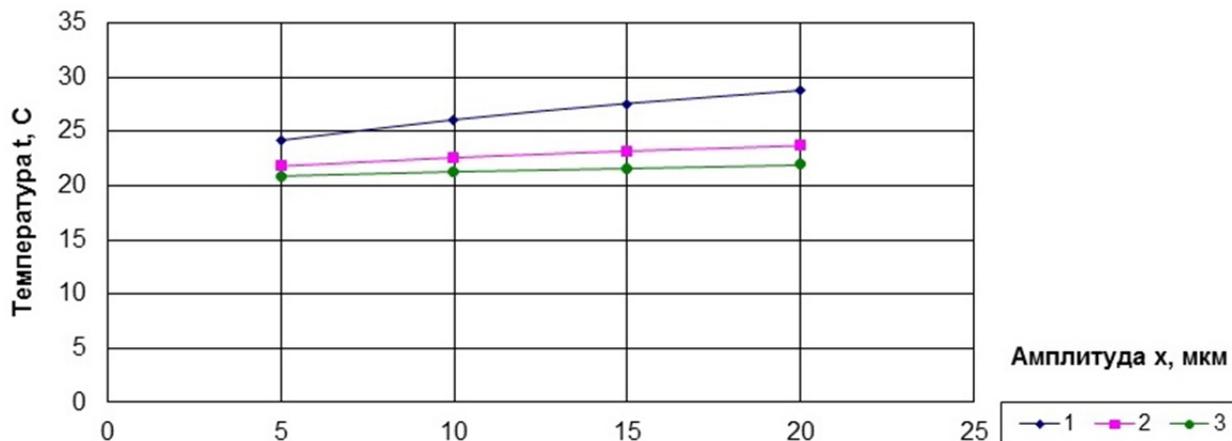


Рис. 7. Зависимость температуры от амплитуды УЗК при $P = 100$ Н:
1 – сталь; 2 – латунь; 3 – дюралюминий

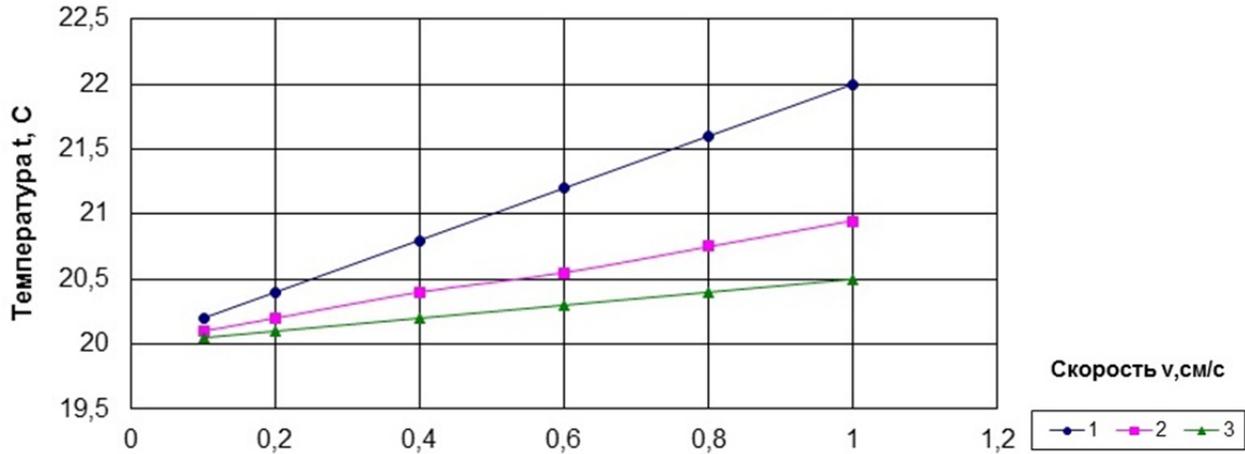


Рис. 8. Зависимость температуры от скорости запрессовки при $P = 10$ Н:
1 – сталь; 2 – латунь; 3 – дюралюминий

Возвращаясь к анализу уравнения (1), точнее к оценке вклада $T_{всп}$ в максимальную температуру поверхности трения, следует отметить, что, как показано А. И. Марковым, при контактировании поверхностей в условиях ультразвукового взаимодействия возможно микроплавление точек истинного контакта [6]. В частности, при моделировании тепловой ситуации в зоне действия единичной неровности (индентора), выделяющееся тепло может быть определено по формуле

$$Q = \frac{P\pi f \xi t}{M}, \quad (22)$$

где P – амплитудное значение динамической силы, что ведет к возникновению температур в истинных точках контакта до 1500.

Высокие значения температуры вспышки отмечаются и при фрикционном взаимодействии без ультразвука. В частности, в работе [3] приведена зависимость для определения $T_{всп}$:

$$T_{всп} = \frac{\alpha N_{тр} d}{2A_r \lambda} \left(\frac{\sqrt{2} + 1}{2\sqrt{2}} \right), \quad (23)$$

α – коэффициент распределения тепловых потоков; $N_{тр}$ – текущая мощность трения; d – средний диаметр пятна контакта; A_r – фактическая площадь контакта.

Несмотря на то, что $T_{всп}$ локализуется непосредственно в зоне контактирования микронеровностей и не вносит существенного вклада в среднюю температуру контакта, ее влияние на особенности трибологических процессов при ультразвуковой сборке является весьма существенным и должно учитываться при разработке физической модели контактного взаимодействия.

Таким образом, из приведенных данных следует, что для анализа теплофизической ситуации при ультразвуковой сборке с достаточной точностью можно ограничиться определением температуры от действия квазистационарного источника (T_c) и температуры, возникающей в зонах фактического контакта поверхностей ($T_{всп}$). При этом максимальная температура поверхностей трения будет равна

$$T_{max} = T_0 + T_c + T_{дис} + T_{всп}. \quad (24)$$

В соответствии с методическим подходом работы [3] определим температуру вспышки

$$T_{всп} = \frac{P f \xi}{r l \eta \lambda} \sqrt{\frac{a t}{\pi}}. \quad (25)$$

Результаты расчетов $T_{всп}$, полученные из зависимости (25), приведены в табл. 5.

Таблица 5

Результаты расчетов температуры

Сила прижима	Амплитуда			
	5	10	15	20
100 Н	81	162	243	324
300 Н	243	487	730	973
500 Н	405	810	1216	1622

По значениям, взятым из табл. 5, построен график (рис. 9), на котором показано влияние амплитуды ультразвуковых колебаний на температуру вспышки в зависимости от силы прижима индентора [7].

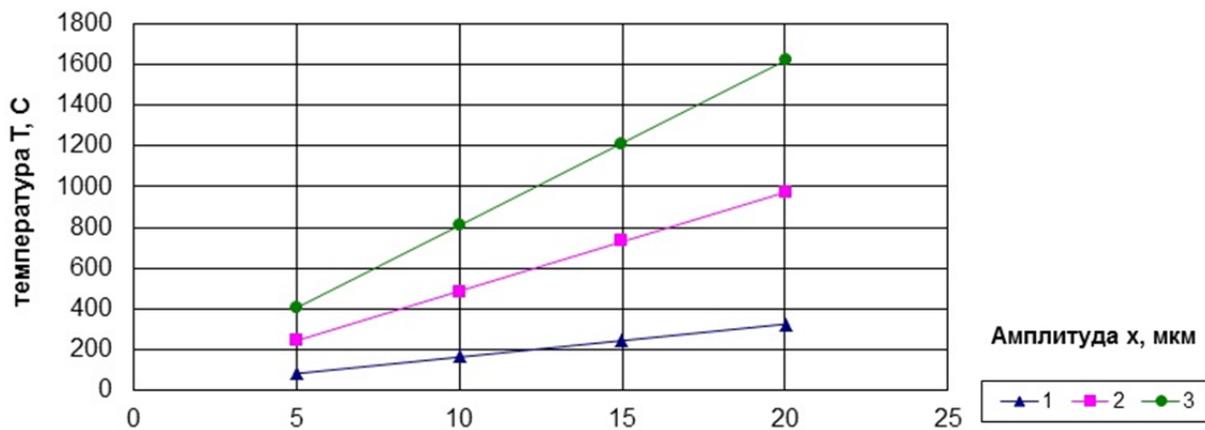


Рис. 9. Зависимость температуры вспышки от амплитуды УЗК и силы прижима индентора: 1 – 100 Н; 2 – 300 Н; 3 – 500 Н

Заключение

Расчетами получены наибольшие значения $T_{всп}$ при больших амплитудах и силах прижима, что объясняется значительными силами P_d и максимальными величинами фактической площади контакта. Возникающее при трении тепло локализуется на микронеровностях, существенно повышая их температуру. Указанное находится в соответствии с выводами А. И. Маркова, которым показано, что при ультразвуковом взаимодействии возможно микроплавление единичных узлов схватывания и изменение реологических свойств контактных поверхностей. Это ведет к возникновению своеобразного эффекта граничного трения, где роль среды играют тонкие поверхностные слои, находящиеся в состоянии пластического течения. Что касается вклада диссипативного источника в максимальную температуру, то при $f = 20$ кГц и $\xi = 20$ мкм повышение температуры вследствие действия этого источника составит спустя 10 с после начала работы около 20 °С. Результаты экспериментальных исследований были представлены ранее в публикации [2, 7].

Библиографический список

1. Батищева, О. М. К проблеме технологического обеспечения надежности и качества сборки машин / О. М. Батищева, В. А. Папшев, Г. А. Родимов // Надежность и качество сложных систем. – 2015. – № 3 (11). – С. 65–68.
2. Батищева, О. М. Исследование теплофизической ситуации в зонах контакта при ультразвуковой сборке / О. М. Батищева, В. А. Папшев, Г. А. Родимов // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2016. – Т. 2. – С. 132–133.
3. Крагельский, И. В. Основы расчетов на трение и износ / И. В. Крагельский, М. Н. Добычин, В. С. Комбалов. – М. : Машиностроение, 1977. – 526 с.
4. Резников, А. Н. Теплофизика процессов механической обработки материалов / А. Н. Резников. – М. : Машиностроение, 1981. – 279 с.
5. Блехман, И. И. О теории схватывания металлов / И. И. Блехман // Теория трения и износа. – М. : Наука, 1965. – С. 58–61

6. Марков, А. И. Ультразвуковая обработка материалов / А. И. Марков. – М. : Машиностроение, 1980. – 237 с.
7. Батищева, О. М. Технологическое обеспечение надежности и качества сборки машин / О. М. Батищева, В. А. Папшев, Г. А. Родимов // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 1. – С. 28–29.

Батищева Оксана Михайловна

кандидат технических наук, доцент,
заведующий кафедрой транспортных процессов
и технологических комплексов,
Самарский государственный
технический университет
(443100, Россия, г. Самара,
ул. Молодогвардейская, 244)
E-mail: omb@list.ru

Папшев Валерий Александрович

кандидат технических наук, доцент,
кафедра транспортных процессов и технологических
комплексов,
Самарский государственный
технический университет
(443100, Россия, г. Самара,
ул. Молодогвардейская, 244)
E-mail: pva_samara@mail.ru

Родимов Геннадий Александрович

кандидат технических наук, доцент,
кафедра транспортных процессов и технологических
комплексов,
Самарский государственный
технический университет
(443100, Россия, г. Самара,
ул. Молодогвардейская, 244)
E-mail: rgasamara@mail.ru

Аннотация. *Актуальность и цели.* Анализ контактного взаимодействия поверхностей деталей при ультразвуковой сборке показывает, что кинематика скольжения поверхностей и динамика их взаимодействия зависят от большого числа факторов, среди которых можно выделить теплофизический фактор. В этой связи в статье рассматриваются вопросы теоретической оценки температуры в зоне контакта при осуществлении ультразвуковой сборки. *Материалы и методы.* Для оценки температуры в зоне изнашивания предложен теоретическо-экспериментальный метод с использованием основных положений теории непрерывно действующих источников. Разработана теплофизическая модель процесса контактирования поверхностей с применением ультразвуковых колебаний, позволившая теоретически определить температуру в зоне сопряжения в зависимости от режимов изнашивания и материалов деталей в контакте. *Результаты.* В виде таблиц и графиков представлены результаты теоретических расчетов температуры при моделировании процесса ультразвуковой сборки с варьированием материалов деталей, силы прижима индентора и амплитуды ультразвуковых колебаний.

Batishcheva Oksana Mikhaylovna

candidate of technical sciences, associate professor,
head of sub-department of transport processes
and technological complexes,
Samara State Technical University
(244 Molodogvardeiskaja street, Samara, Russia)

Papshev Valeriy Aleksandrovich

candidate of technical sciences, associate professor,
sub-department of transport processes
and technological complexes,
Samara State Technical University
(244 Molodogvardeiskaja street, Samara, Russia)

Rodimov Gennadiy Aleksandrovich

candidate of technical sciences, associate professor,
sub-department of transport processes
and technological complexes,
Samara State Technical University
(244 Molodogvardeiskaja street, Samara, Russia)

Abstract. *Background.* Analysis of the contact interaction of the surfaces of parts during ultrasonic assembly shows that the kinematics of the sliding of surfaces and the dynamics of their interaction depend on a large number of factors, among which one can single out a thermophysical factor. In this regard, the paper discusses the theoretical estimation of the temperature in the contact zone during the ultrasonic assembly. *Materials and methods.* To estimate the temperature in the wear zone, the study proposes a theoretical-experimental method using the basic concepts of the theory of continuously operating sources. A thermophysical model of the process of contacting surfaces with the use of ultrasonic vibrations was developed, which made it possible to theoretically determine the temperature in the interface zone, depending on the wear modes and the materials of the parts in contact. *Results.* Tables and graphs present the results of theoretical temperature calculations during simulation of the ultrasonic assembly process with variation of the materials of the parts, the pressing force of the indenter, and the amplitude of ultrasonic vibrations. *Conclusions.* It is established that having surfaces contacting under conditions of ultrason-

Выводы. Установлено, что при контактировании поверхностей в условиях ультразвукового взаимодействия возможно микроплавление точек истинного контакта микронеровностей. Показано, что средний уровень температур не может оказать существенное влияние на структурное превращение металла.

Ключевые слова: сборка, теплофизическая модель, ультразвуковые колебания.

ic interaction, microfusion of the points of the true contact of microroughnesses is possible. It is shown that the average temperature level cannot have a significant effect on the structural transformation of the metal.

Key words: assembly, thermophysical model, ultrasonic vibrations.

УДК 621.787

Батищева, О. М.

Теоретическое исследование температуры в зоне изнашивания при ультразвуковой сборке /
О. М. Батищева, В. А. Папшев, Г. А. Родимов // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 30–41. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-5.

МОДЕЛИ ДИНАМИКИ ГЕТЕРОСТРУКТУР СНЕГОЛЕДОВЫХ МАСС

Н. С. Кузнецов, В. В. Смогунов, Н. К. Юрков

Введение

Динамика гетерогенных структур с фазовыми переходами на границах играет важную роль в природных и искусственных системах [1–3].

Например, каждую зиму в г. Москве от сорвавшихся с крыш снеговых масс и сосулек страдает более 50 человек и до 300 автомобилей.

Самолеты, вертолеты, морские суда, портовые сооружения, нефтегазовые, космические объекты и другие подвержены обледенению. Эти процессы чреваты серьезными финансовыми потерями, гибелью людей.

Математическое моделирование динамики гетерогенных структур снеговых масс является актуальной задачей.

1. Фундаментальная модель нестационарного теплообмена

Модель описывается в рамках двумерного нестационарного уравнения теплопроводности, граничные условия задают конвективный теплообмен с окружающей средой.

Рассматривается бесконечная структура прямоугольного сечения, составленная из разнородных материалов. Материалы различаются теплофизическими свойствами: теплопроводностью λ , удельной теплоемкостью C , коэффициентом теплообмена с окружающей средой α_T . На верхних и нижней гранях происходит конвективный теплообмен с окружающей средой, температура которой T_C . Две другие грани теплоизолированы.

В начальный момент времени структура нагрета до температуры $T_0(X, Y)$. Задача состоит в нахождении поля температур $T(X, Y, t)$.

В математическом отношении задача сводится к решению нестационарного уравнения теплопроводности в двумерной области G с соответствующими краевыми и начальными условиями:

$$\begin{aligned} C \frac{\partial T}{\partial t} + \operatorname{div} \bar{W} &= 0, \quad W = 0, \quad x = 0, \quad x = L_1; \\ W &= -\alpha_T (T - T_C), \quad y = 0; \end{aligned} \quad (1)$$

$$W = \alpha_T (T - T_C), \quad y = L_2, \quad T = T_0(x, y), \quad t = 0.$$

Здесь $\bar{W}(x, y, t) = -\lambda \operatorname{grad} T$ – тепловой поток; $\alpha_T(X, T)$ – коэффициент теплопроводности; $C(X, Y, T)$ – удельная теплоемкость; $T_0(X, Y)$ – температура в момент $t = 0$. Решение $T(x, y, t)$ ищется в цилиндре $Q_T = \bar{G}X(0 \leq t \leq t^0)$, основанием которого является прямоугольник G с границей ∂G .

2. Конечно-разностная модель гетероструктуры

Задача решается методом конечных разностей, в G вводятся пространственная сетка

$$\omega_h = \{(x_i, y_j), \quad i = 0, 1, \dots, 2N + 1, \quad j = 0, 1, \dots, M\};$$

$$x_{i+1} = x_i + hx_{i+1}, \quad y_{j+1} = y_j + hy_{j+1}, \quad x_0 = 0,$$

$$x_{N+1} = l, \quad x_{2N+1} = L_1, \quad y_0 = 0, \quad y_M = L_2\}$$

и сетка по времени

$$\omega_\tau = \{t_k : t_{k+1} = t_k + \tau_k, \quad k = 0, 1, \dots, P, \quad t_0 = 0, \quad t_P = t^0\}.$$

Здесь hx_i, hy_j, τ_k – переменные шаги сетки по пространству в направлениях X и Y и по времени соответственно.

Задача решается на сетке $\omega_{h\tau} = \omega_h \omega_\tau$, вводится сеточная функция температуры $T_{ij}^k = T(x_i, y_j, t_k)$, определенная на $\omega_{h\tau}$. Разностная схема во внутренней области G записывается на крестообразном шаблоне с центром в узле $(x_i, y_j), i = 1, 2, \dots, 2N, j = 1, 2, \dots, M - 1$.

На сетке ω_h рассматривается ячейка с центром в узле (x_i, y_j) и вершинами в полуцелых узлах, т.е. образованными пересечением прямых, проходящих через середины отрезков, соединяющих узлы шаблона, параллельно направлениям X и Y . Размеры ячейки по этим направлениям [1]

$$h_x = 0,5(hx_{i+1} + hx_i), \quad i = 1, 2, \dots, 2N,$$

$$h_y = 0,5(hy_{j+1} + hy_j), \quad i = 1, 2, \dots, M - 1.$$

Площадь ячейки $S = h_x h_y$, разностные производные определяются

$$T_x^- = \frac{T_{ij}^k - T_{i-1,j}^k}{hx_i}, \quad T_x^+ = \frac{T_{i+1,j}^k - T_{ij}^k}{hx_{i+1}}, \quad T_y^- = \frac{T_{ij}^k - T_{i,j-1}^k}{hy_j},$$

$$T_y^+ = \frac{T_{i,j+1}^k - T_{ij}^k}{hy_{j+1}}, \quad T_t = \frac{T_{ij}^{k+1} - T_{ij}^k}{\tau_k},$$

$$i = 1, 2, \dots, 2N, \quad j = 1, 2, \dots, M - 1, \quad k = 0, 1, \dots, P - 1.$$

Здесь введены безындексные обозначения для размеров ячейки и производных $T_x^-, T_x^+, T_y^-, T_y^+, T_t$. Вводятся также безындексные обозначения для потоков через грани ячейки:

$$W_x^- = -\lambda_{ij}(T_x^-)_{ij}, \quad W_x^+ = -\lambda_{i+1,j}(T_x^+)_{ij},$$

$$W_y^- = -\lambda_{ij}(T_y^-)_{ij}, \quad W_y^+ = -\lambda_{i,j+1}(T_y^+)_{ij},$$

$$i = 1, 2, \dots, 2N, \quad j = 1, 2, \dots, M - 1.$$

В соответствии с интегроинтерполяционным методом построения разностных схем уравнение теплового баланса для ячейки имеет вид

$$CT_t + S^{-1} [W_x^+ h_y - W_x^- h_y + W_y^+ h_x - W_y^- h_x]^{(\sigma)} = 0. \quad (2)$$

Здесь использовано обозначение $y^{(\sigma)} = \sigma y^{k+1} + (1 - \sigma)y^k, 0 \leq \sigma \leq 1$.

Узлам, лежащим на границе ∂G , будут соответствовать шаблоны и ячейки несколько иного вида. Если дополнить шаблон в этих точках фиктивными узлами, то уравнение баланса в них запишется также, требуется только положить нулевым соответствующие фиктивные шаги. В общем случае размеры ячейки будут

$$\begin{aligned} h_x &= \delta x_{i+1} hx_{i+1} + \delta x_i hx_i, \quad i = 0, 1, \dots, 2N + 1, \\ h_y &= \delta y_{j+1} hy_{j+1} + \delta y_j hy_j, \quad j = 0, 1, \dots, M, \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{где } \delta x_i = \begin{cases} 0, & i = 0, \quad i = 2N + 2; \\ 0,5, & i = 1, \dots, 2N + 1, \end{cases} \quad \delta y_j = \begin{cases} 0, & j = 0, \quad j = M + 1; \\ 0,5, & j = 1, 2, \dots, M. \end{cases}$$

Потоки через пограничные грани ячейки определяются в случае граничного узла из краевых условий исходной задачи:

$$\begin{aligned} (W_x^-)_{ij} &= 0, \quad i = 0, \quad j = 0, \dots, M, \\ (W_x^-)_{ij} &= 0, \quad i = 2N + 1, \quad j = 0, \dots, M, \\ (W_y^-)_{ij} &= -\alpha_{\tau_i} (T_{ij} - T_C), \quad i = 0, \dots, 2N + 1, \quad j = 0, \\ (W_y^-)_{ij} &= \alpha_{\tau_i} (T_{ij} - T_C), \quad i = 0, \dots, 2N + 1, \quad j = M. \end{aligned}$$

Разностная схема на сетке ω_{ht} :

$$CT_i + \left[\frac{W_x - W_x^-}{h_x} + \frac{W_y - W_y^-}{h_y} \right]^{(\sigma)} = 0, \quad (4)$$

где

$$\begin{aligned} W_x^- &= \begin{cases} -\lambda_{ij} (T_x^-)_{ij}, & i = 1, \dots, 2N + 1, \quad j = 0, \dots, M, \\ 0, & i = 0, \quad j = 0, \dots, M. \end{cases} \\ W_x^- &= \begin{cases} -\lambda_{i+1,j} (T_x^-)_{ij}, & i = 0, \dots, 2N, \quad j = 0, \dots, M, \\ 0, & i = 2N + 1, \quad j = 0, \dots, M. \end{cases} \\ W_y^- &= \begin{cases} -\lambda_{ij} (T_y^-)_{ij}, & i = 0, \dots, 2N + 1, \quad j = 1, \dots, M, \\ -\alpha_{\tau_i} (T_{ij} - T_C), & i = 0, \dots, 2N + 1, \quad j = 0. \end{cases} \\ W_y^- &= \begin{cases} -\lambda_{ij+1} (T_y^-)_{ij}, & i = 0, \dots, 2N + 1, \quad j = 0, \dots, 2N + 1, \\ \alpha_{\tau_i} (T_{ij} - T_C), & i = 0, \dots, 2N + 1, \quad j = M. \end{cases} \end{aligned}$$

Таким образом, на каждом временном слое t_k ($k = 1, 2, \dots, P$) получена нелинейная система алгебраических уравнений (4), в которую решение подобной системы на предыдущем слое входит как неизвестная функция. На нулевом слое задано начальное распределение:

$$T_{ij}^0 = T_0(x_i, y_j).$$

3. Модель организации внешнего и внутреннего итерационных процессов

Для организации внешнего интеграционного процесса вводятся вектор-функция $T = \{T_{ij}, i = 0, \dots, 2N + 1, j = 0, \dots, M\}$ и операторы A_1, A_2 , определенные равенствами

$$A_1 T = \frac{W_x - W_x^-}{h_x}, \quad A_2 T = \frac{W_y - W_y^-}{h_y},$$

тогда система (4) запишется так:

$$CT_i + (A_1 T + A_2 T)^{(\sigma)} = 0. \quad (5)$$

Для решения ее используется линейно-квадратичский процесс. Система (5) переписывается в виде $f(T) \equiv C\check{T} - CT + \tau[A_1 T + A_2 T]^{(\sigma)} = 0$ (здесь \check{T} – значение функции на верхнем временном слое), применяется линейно-квадратичный итерационный процесс:

$$c \delta^{S+1} T + \sigma \tau (A_1^S \delta^{S+1} T + A_2^S \delta^{S+1} T) = -f^S.$$

Верхним индексом помечается номер итерации. Здесь A_1^S и A_2^S линейные операторы

$$A_1^S T = \frac{W_x^S - W_x^-}{h_x}, \quad A_2^S T = \frac{W_y^S - W_y^-}{h_y},$$

где, например,

$$W_x^- = \begin{cases} -\lambda_{ij}(T_x^-)_{ij}, & i=1, \dots, 2N+1, \quad j=0, \dots, M, \\ 0, & i=0, \quad j=0, \dots, M. \end{cases}$$

$$W_y^- = \begin{cases} -\lambda_{ij}(T_y^-)_{ij}, & i=0, \dots, 2N+1, \quad j=0, \\ -\alpha_{\tau_i}(T_{ij}), & i=0, \dots, 2N+1, \quad j=0. \end{cases}$$

$$f \equiv f(T), \quad \delta^{S+1} T = T^{S+1} - T^S.$$

Внутренний итерационный процесс организуется следующим образом. На каждой итерации внешнего процесса линейная система разностных уравнений записывается без индексов внешней итерации, вводится диагональный оператор D так, что $D\delta T = C\delta T$, и в операторном виде система имеет вид

$$(D + \sigma\tau(A_1 + A_2))\delta T = 0.$$

Для приближения решения этого оператора уравнения применяется двухслойная итерационная схема с чебышевским упорядоченным набором параметров

$$\frac{\delta^{S+1} T - \delta T}{\Psi_{S+1}} + (D + \sigma\tau(A_1 + A_2))\delta T + f = 0.$$

Здесь $\{\Psi_{S+1}\}$ – упорядоченный чебышевский набор параметров. В пространственной сеточной функции δT в смысле некоторого скалярного произведения удовлетворяются условия самосопряженности, положительной определенности и ограниченности оператора

$$D + \sigma\tau(A_1 + A_2),$$

$$D + \sigma\tau(A_1 + A_2) = (D + \sigma\tau(A_1 + A_2))^*,$$

$$\nu_1 E_1 \leq D + \sigma\tau(A_1 + A_2) \leq \nu_2 E_2,$$

$$0 \leq \nu_1 \leq \nu_2,$$

гарантирующие сходимость внутреннего итерационного процесса.

Границы спектра ν_1 и ν_2 оператора $D + \sigma\tau(A_1 + A_2)$ эффективно оцениваются по теории Гершгорна.

4. Импульс градиента температур

Конкретные исследования по описанию алгоритма проведены для следующих значений параметров линейной задачи:

$$\alpha_T = \begin{cases} \alpha_{\tau_1}, & 0 \leq x \leq l, \\ \alpha_{\tau_2}, & l \leq x \leq L_1, \end{cases}$$

$$\lambda = \begin{cases} \lambda_1, & 0 \leq x \leq l, \\ \alpha_{T_2}, & l \leq x \leq L_1, \end{cases}$$

$$c = \begin{cases} c_1, & 0 \leq x \leq l, & 0 \leq y \leq L_2, \\ c_2, & l \leq x \leq L_2, & 0 \leq y \leq L_2, \end{cases}$$

где $l = 100$ мм, $L_1 = 200$ мм, $L_2 = 200$ мм.

Температурное поле и характер его изменения во времени имеют общий для всех вариантов расчета характерный вид. Температура металла практически постоянна по объему и при переходе из стали в наледь поверхности теплообмена со средой круто падает, т.е. в точках наледи, лежащих на его поверхности по границе с металлом, возникает значительный градиент температуры, направленный вдоль поверхности наледи. Кривая зависимости градиента температуры в угловой точке от времени имеет характерную форму, близкую к форме импульса. Близость кривой к импульсной форме определяется величинами α_{T_1} и α_{T_2} .

При уменьшении $1/\alpha_{T_1}$ и α_{T_2} импульс сглаживается. Такая зависимость от α_{T_1} и α_{T_2} сохраняется при всех исследованных отношениях λ_1/λ_2 , причем от α_{T_2} острота и амплитуда импульса зависят существенно сильнее, чем от $1/\alpha_{T_1}$, отношение λ_1/λ_2 слабо влияет на форму зависимости и определяет преимущественно амплитуду импульса.

Градиент температуры в угловой точке достигает своего максимального значения примерно в одно и то же время (около одной секунды с начала остывания) при различных значениях α_{T_1} , α_{T_2} , λ_1/λ_2 из исследованных интервалов. Крутизна фронта пропорциональна его амплитуде и растет с увеличением как $1/\alpha_{T_1}$ и α_{T_2} , так и с увеличением отношения λ_1/λ_2 . В то же время крутизна спада слабо зависит от отношения λ_1/λ_2 и определяется главным образом значениями α_{T_1} и α_{T_2} .

Полученные результаты позволяют объяснить предпочтения в выборе материала кровли.

5. Модель процесса замерзания жидкого слоя

Математическое моделирование нестационарных тепловых полей состоит в решении нестационарного уравнения теплопроводности в двумерной области G с соответствующими граничными и начальными условиями:

$$C \frac{\partial T}{\partial t} + \text{div} \vec{W} = 0,$$

$$\vec{W} = -\lambda \text{grad } T,$$

$$W = -\alpha_T (T - T_C). \tag{6}$$

Особенностью рассматриваемой задачи является необходимость учета фазового перехода из жидкого в твердое состояние.

Для сквозного счета таких задач без явного выделения фронта затвердевания нужно учесть, что при температуре фазового перехода $T - T^*$ энергия E как функция температуры испытывает переход величины Q^* , который называется теплотой фазового перехода, поэтому для энергии справедливо

$$E = \int_0^T c(T) dT + Q^* \theta(T - T^*),$$

где

$$\theta(T) = \begin{cases} 1, & T \geq 0, \\ 0, & T < 0. \end{cases}$$

Это выражение подставляется в уравнение энергии

$$\frac{\partial E}{\partial T} + \operatorname{div} \bar{W} = Q,$$

и учитывая, что

$$\frac{dQ(T)}{dT} = \delta(T)$$

есть дельта-функция Дирака, получается уравнение

$$\left(C(T) + Q^* \delta(T - T^*) \right) \frac{\partial T}{\partial t} + \operatorname{div} \bar{W} = Q,$$

справедливое и в области фазового перехода. Выражения $C(T)$ и $Q^* \delta(T - T^*)$ входят в уравнение одинаковым образом, причем $Q^* \delta(T - T^*)$ представляет собой сосредоточенную теплоемкость на поверхности $T - T^*$.

Для перехода к разностной схеме заменяется дельта-функция приближенно δ -образной или размазанной функцией $\delta(T - T^*, \Delta) \geq 0$, где Δ – величина полуинтервала, на котором функция $\delta(T - T^*, \Delta)$ отлична от нуля.

Таким образом, вводится сглаженная или эффективная теплоемкость $C_3(T) = C(T) + Q^* \delta(T - T^*, \Delta)$, которая удовлетворяет условию $C_3(T) = C(T)$ вне интервала $(T^* - \Delta, T^* + \Delta)$.

Изменение энтальпии на интервале $(T^* - \Delta, T^* + \Delta)$ сокращается, т.е.

$$\int_{T^* - \Delta}^{T^* + \Delta} C_3(T) dT = Q^* + \int_{T^* - \Delta}^{T^* + \Delta} C(T) dT.$$

На интервале $(T^* - \Delta, T^* + \Delta)$ можно, например, взять $C_3(T) = \frac{Q^*}{2\Delta} + C(T)$, что будет соответствовать интерполяции δ -функции с помощью прямоугольного импульса. На том же интервале производится сглаживание коэффициента теплопроводности λ . Вводится сглаженный или эффективный коэффициент $\lambda_3(T)$, совпадающий с $\lambda_1(T)$ при $T < T^* - \Delta$ и с $\lambda_2(T)$ при $T > T^* + \Delta$.

Например, если задавалось

$$\lambda(T) = \begin{cases} \lambda_1, & T < T^*, \\ \lambda_2, & T > T^*, \end{cases}$$

то можно взять

$$\lambda_3(T) = \begin{cases} \lambda_1, & T < T^* - \Delta, \\ \lambda_2, & T > T^* + \Delta, \\ \frac{\lambda_2 - \lambda_1}{2\Delta} T + \lambda_1 - \frac{\lambda_2 - \lambda_1}{2\Delta} (T^* - \Delta), & T \in (T^* - \Delta, T^* + \Delta). \end{cases}$$

В результате получается задача для уравнения теплопроводности со сглаженными коэффициентами

$$C_3(T) \frac{\partial T}{\partial t} + \operatorname{div} \bar{W} = 0, \quad \bar{W} = -\lambda_3(T) \operatorname{grad} T.$$

Моделирование процессов затвердевания границ льда и основы позволяют выбрать композитные тонкие слои по границам гетероструктур [2, 3].

Выводы

1. Рассмотрена фундаментальная модель процесса теплообмена в гетероструктуре в форме нестационарного уравнения теплопроводности.
2. Описана конечно-разностная модель гетероструктур с введением пространственной сетки и применением интегроинтерполяционного метода построения разностных схем.
3. Предложена эффективная модель организации внешнего и внутреннего итерационных процессов с применением двухслойной итерационной схемы с чебышевским упорядоченным набором параметров.
4. Модель процесса замерзания жидкого слоя наледи построена без явного выделения фронта затвердевания с учетом теплоты фазового перехода.
5. Проведены системные исследования тепловых процессов в гетероструктурах, установлены закономерности протекания нестационарных процессов.

Заключение

1. Модели динамики гетероструктур снежоледовых масс с фазовыми переходами на границах позволили установить новые закономерности нестационарных процессов обледенения наиболее распространенных в технике гетероструктур.
2. Использование установленных закономерностей в практике проектирования гетероструктур представляет новые возможности в получении более безопасных конструкций.
3. Наиболее распространенные гетероструктуры крыш зданий и сооружений целесообразно устраивать с разными коэффициентами трения точно по всей крыше и узкой (около 1 %) полосе гидрофобного композита по краям крыш для снижения размера сосулек до безопасного. В качестве тонкослойных композитов для разных материалов крыш разработаны и испытаны эффективные, весьма долговечные и недорогие составы, а также технологии их нанесения с учетом конкретных условий применения.

Библиографический список

1. Динамика гетероструктур. Фундаментальные модели / В. В. Смогунов, И. П. Климинов, О. А. Вдовикина и др. – Пенза : Изд-во ПГУ, 2002. – 598 с.
2. Садыхов, Г. С. Оценка вероятности безотказного срабатывания объекта при высоких уровнях безотказности / Г. С. Садыхов, А. А. Артюхов // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 1. – С. 37–38.
3. Ермолаев, В. А. Риски отказов сложных технических систем / В. А. Ермолаев, Н. К. Юрков, Ю. А. Романенко // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2014. – Т. 1. – С. 46–49.

Кузнецов Никита Сергеевич

студент,
Пензенский государственный университет
(440026, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: kuznechov@mail.ru

Смогунов Владимир Васильевич

доктор технических наук, профессор,
кафедра теоретической и прикладной механики
и графики,
Пензенский государственный университет
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: smogunov@mail.ru

Kuznetsov Nikita Sergeevich

student,
Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Smogunov Vladimir Vasil'evich

doctor of technical sciences, professor,
sub-department of theoretical and applied mechanics
and graphics,
Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Юрков Николай Кондратьевич

доктор технических наук, профессор,
заслуженный деятель науки РФ,
заведующий кафедрой конструирования
и производства радиоаппаратуры,
Пензенский государственный университет
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: yurkov_NK@mail.ru

Аннотация. Приведены результаты разработки моделей динамики гетероструктур снежоледовых масс: фундаментальной модели нестационарного теплообмена, конечно-разностной модели гетероструктур, модели организации внешнего и внутреннего итерационных процессов, модели процесса замерзания жидкого слоя. Установлены новые закономерности протекания нестационарных процессов в гетероструктурах снежоледовых масс, позволяющие получать более безопасные конструкции и технологии. Сформулированы рекомендации по целесообразному устройству снежозадержания и уменьшению сосулькообразования, а также предложены материалы и технологии нанесения новых композитов для безопасных конструкций.

Ключевые слова: модели, динамика, гетероструктуры, снежоледовые массы, фазовые переходы.

Yurkov Nikolay Kondrat'evich

doctor of technical sciences, professor,
honoured worker of science of the Russian Federation,
head of sub-department of radio equipment
design and production,
Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Abstract. The results of the development of models for the dynamics of heterostructures of snow-ice masses are presented: a fundamental model of nonstationary heat transfer, a finite-difference model of heterostructures, a model for organizing external and internal iteration processes, and a model for the freezing process of a liquid layer. New regularities of nonstationary processes in heterostructures of snow-ice masses have been established, which allow obtaining safer designs and technologies. Recommendations are formulated on the expedient arrangement of snow retention and reduction of soter formation, and materials and technologies for applying new composites for safe structures

Key words: models, dynamics, heterostructures, snow-ice masses, phase transitions.

УДК 531. ББК 24.45;621.91.002

Кузнецов, Н. С.

Модели динамики гетероструктур снежоледовых масс / Н. С. Кузнецов, В. В. Смогунов, Н. К. Юрков // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 42–49. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-6.

МЕТОД ПОВЫШЕНИЯ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ ПРИ ПРОЕКТИРОВАНИИ АНАЛОГОВЫХ БЛОКОВ ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ СИСТЕМ

Т. И. Чернышова, В. В. Третьяков

Информационно-измерительные системы (ИИС) находят широкое применение во всех отраслях промышленности и производства, а также в научно-исследовательской деятельности. Сложность и ответственность выполняемых ими функций делают задачу оценки и повышения уровня их метрологической надежности (МН) на этапе проектирования особенно актуальной. Как известно [1], МН измерительных средств, в том числе ИИС, определяет их свойство сохранять во времени метрологические характеристики (МХ) в пределах установленных норм при эксплуатации в заданных режимах и условиях использования, техническом обслуживании, хранении и транспортировании, т.е. МН определяется характером и темпом изменения нормируемых МХ ИИС.

Метрологические свойства и МН ИИС в целом в наибольшей степени определяются метрологическими свойствами измерительного канала (ИК) [1], в котором осуществляются основные измерительные процедуры, реализуемые аналоговыми блоками (АБ), входящими в состав ИК. Следовательно, МН ИИС определяется метрологической надежностью составляющих АБ.

Основным показателем МН АБ ИИС является метрологический ресурс (МР) t_p , определяемый временем пересечения реализаций нестационарного случайного процесса изменения во времени МХ границ поля допуска [1]. Таким образом, задача оценки и повышения МН ИИС сводится к задаче оценки и повышения МР АБ ИИС.

Как правило, в качестве исследуемой МХ для АБ ИИС принимается относительная погрешность измерения δ .

Известно [1, 2], что элементная база (ЭБ) АБ имеет тенденцию к старению и, как результат, к отклонению значений своих параметров от номиналов. Это приводит к искажению выходного измеряемого сигнала и, соответственно, к увеличению погрешности измерения δ . Таким образом, имеет место снижение МР как основного показателя МН АБ ИИС. Влияние факторов окружающей среды (ОС), таких как температура T , влажность F , давление P и внешний радиационный фон E , значительно ускоряет процесс старения ЭБ аналоговых блоков, тем самым снижая их МР. Причем, чем интенсивнее воздействие данных факторов на ИИС, тем выше скорость старения ЭБ АБ [3, 4].

Существуют два наиболее эффективных пути повышения МН проектируемых АБ ИИС:

– изменение номиналов элементов проектируемых блоков, обеспечивающих при заданном схемотехническом решении АБ оптимальные значения показателей их метрологической надежности [5];

– обеспечение для АБ ИИС наиболее благоприятных условий эксплуатации, способствующих повышению показателей их МН.

Метод повышения МН АБ ИИС путем изменения номиналов их элементов подробно рассматривается в работе [5]. Однако для сложных современных ИИС реализация данного метода ведет к большим финансовым и временным затратам, так как связана с применением в АБ ИИС дорогостоящих прецизионных элементов. Для таких ИИС более целесообразным и эффективным направлением повышения МН является поиск и обеспечение оптимальных условий эксплуатации, обеспечивающих максимальный уровень МР проектируемых АБ ИИС.

На рис. 1 представлен общий алгоритм решения задачи обеспечения максимального значения МР АБ ИИС $t_{p\max}$.

Анализ представленной схемы показывает, что достаточно важным этапом рассматриваемого алгоритма является процедура математического моделирования исследуемой метрологической характеристики АБ, в частности относительной погрешности δ .

Как следует из рис. 1, задача повышения МН АБ ИИС может рассматриваться как задача оптимизации выбранного показателя МН, решаемая посредством варьирования значений параметров ОС. При этом поиск параметров ОС должен осуществляться с учетом сохранения функционального назначения блока, т.е. должны выполняться требования к выходным параметрам АБ и ИИС в целом.



Рис. 1. Алгоритм обеспечения максимального МР АБ ИИС

На рис. 2 представлена обобщенная схема процесса выбора параметров ОС, обеспечивающих максимальную МН. В качестве целевой функции в данном случае рассматривается величина максимума МР.

Оптимизационный алгоритм ищет экстремум целевой функции. Разработан алгоритм оптимизации, основанный на использовании одного из эффективных алгоритмов параметрической оптимизации Хука – Дживса [6, 7]. Нетребовательность к виду целевой функции, легкий учет возможных ограничений представляют его сильную сторону.



Рис. 2. Обобщенная схема оптимизации внешних факторов ОС

Здесь ММ АБ – математическая модель исследуемого аналогового блока; $\{\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_m\}$ – исходные значения параметров ОС; m – количество параметров ОС; $\{\varphi_{1opt}, \varphi_{2opt}, \dots, \varphi_{mopt}\}$ – оптимальные значения параметров ОС.

Задача заключается в определении таких значений внешних факторов окружающей среды для АБ ИИС на этапе их эксплуатации, при которых обеспечивается максимальный уровень МР t_{pl_max} , $l = 1, \dots, L$, L – количество АБ в ИК ИИС, при условии сохранения функционального назначения рассматриваемого АБ ИИС и может быть представлена в виде

$$t_p^* = \max \left\{ \min_{l=1, \dots, L} \{t_{pl_max}\} \right\} \text{ при } \delta_l(t, \bar{\xi}, \bar{\varphi}) = \text{var}, \quad (1)$$

$$\bar{\varphi} \in \Phi, y_l(t, \bar{\xi}, \bar{\varphi}) \in A_l,$$

где $y_l(t, \bar{\xi}, \bar{\varphi})$ – выходная характеристика l -го АБ ИИС; $\delta_l(t, \bar{\xi}, \bar{\varphi})$ – относительная погрешность l -го АБ ИИС; $\bar{\varphi} = \{\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_m\}$ – вектор внешних факторов ОС; Φ – область значений внешних факторов ОС; $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n\}$ – вектор параметров элементов АБ; A_l – область работоспособности l -го АБ; t – время эксплуатации; t_p^* – МР ИИС в целом.

Степень влияния каждого из рассматриваемых внешних факторов ОС $\varphi_1, \dots, \varphi_m$ на величину исследуемой метрологической характеристики оценивается нормируемой частной производной вида [1]

$$G(\varphi_j) = \frac{\bar{G}(\varphi_j) \sigma_{\varphi_j}}{\sqrt{\sum_j \bar{G}^2(\varphi_j) \sigma_{\varphi_j}^2}}, j = 1, 2, \dots, m, \quad (2)$$

где φ_j – j -й внешний фактор ОС; m – количество внешних факторов; σ_{φ_j} – среднеквадратическое отклонение значения j -го параметра ОС; $\bar{G}(\varphi_j)$ – значения частных производных, вычисленных от функции изменения во времени погрешности δ при заданных значениях внешних факторов по соответствующим параметрам ОС:

$$\bar{G}(\varphi_j) = \left. \frac{\partial \delta}{\partial \varphi_j} \right|_{\varphi_j = \varphi_{j0}}, j = 1, 2, \dots, m. \quad (3)$$

Как видно из (2) и (3), исходными данными для определения степени влияния параметров ОС являются их номинальные значения φ_{0j} и среднеквадратические отклонения σ_{φ_j} , а также математическая модель (ММ) изменения во времени исследуемой МХ.

Одним из начальных этапов разработанного метода повышения МР является оценка уровня МН проектируемого АБ ИИС при заданных значениях T, F, P и E . Решение данной задачи формируется с применением метода аналитико-вероятностного прогнозирования [2], основанного на анализе нестационарных случайных процессов изменения во времени МХ АБ ИИС с использованием их математических моделей. Такие ММ строятся на основе статистического моделирования значений МХ по данным об изменении параметров ЭБ в процессе предстоящей эксплуатации, представленным зависимостями

$$\begin{cases} \xi_1(\bar{\varphi}, t) = f_1(\bar{\varphi}, t, \xi_{01}), \\ \xi_2(\bar{\varphi}, t) = f_2(\bar{\varphi}, t, \xi_{02}), \\ \dots \\ \xi_n(\bar{\varphi}, t) = f_n(\bar{\varphi}, t, \xi_{0n}). \end{cases} \quad (4)$$

Здесь $\bar{\varphi} = \{\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_m\}$ – вектор внешних факторов ОС; m – количество внешних факторов ОС; n – количество элементов АБ, входящих в ММ МХ; t – время эксплуатации; ξ_{0i} – номинальное значение параметра i -го элемента, $i = 1, \dots, n$.

С учетом указанных внешних факторов ММ исследуемой МХ АБ, построенная на основе анализа структурной и принципиальной схем блока, запишется в виде

$$\delta = F(x, \bar{\xi}, \bar{\varphi}) = F[x, \bar{\xi}, (T, F, P, E, t)], \quad (5)$$

где x – входной сигнал; $\bar{\xi} = \{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n\}$ – вектор параметров элементов.

Модель вида (5) учитывает изменение параметров элементов блока под воздействием внешних факторов ОС и используется далее в процедуре статистического моделирования [1, 2]. Алгоритм моделирования состоит из последовательного расчета характеристик закона распределения значений параметров комплектующих элементов исследуемых блоков и моделирования реализаций МХ в различных временных сечениях области контроля $t_h, h = 1, \dots, H$, где H – количество временных сечений.

Результатом статистического моделирования является совокупность значений математического ожидания МХ АБ в различные моменты времени эксплуатации $m_{\delta}(t_1), \dots, m_{\delta}(t_H)$ и значений среднеквадратического отклонения $\sigma_{\delta}(t_1), \dots, \sigma_{\delta}(t_H)$ при фиксированных начальных значениях внешних факторов ОС [2].

На основе результатов статистического моделирования строится математическая модель изменения во времени исследуемой метрологической характеристики, представляющая собой совокупность аналитических зависимостей, полученных для функций изменения во времени математического ожидания $m_{\delta}(t)$ и функций, характеризующих изменение во времени границ отклонений возможных значений исследуемой МХ от ее математического ожидания:

$$\begin{cases} m_{\delta}(\bar{\varphi}, t), \\ \Psi_{\pm\sigma}(\bar{\varphi}, t) = m_{\delta}(\bar{\varphi}, t) + c \cdot \sigma_{\delta}(\bar{\varphi}, t), \end{cases} \quad (6)$$

где c – коэффициент, выбираемый в зависимости от уровня доверительной вероятности, $c = 3$ при $P = 0,9973$.

Построенная ММ (6) является основой для оценки МР АБ путем экстраполяции зависимостей (6) на область будущих значений времени эксплуатации. Очевидно, что точность полученных результатов прогнозирования будет зависеть от адекватности применяемых математических моделей (4) для элементной базы АБ, а также от адекватности построенных ММ МХ (5).

После определения наиболее значимых параметров ОС по выражениям (2) и (3) реализуется алгоритм оптимизации выбранных внешних факторов ОС, в результате чего определяются такие их значения, при которых наблюдается максимальный МР $t_p \max$.

Основные этапы предлагаемого метода повышения МН АБ ИИС заключаются в следующем:

1) по (2) и (3) оценивается степень влияния внешних факторов ОС $\varphi_1, \dots, \varphi_m$ на исследуемую МХ и выбираются факторы $\varphi_1, \dots, \varphi_r$ с наибольшими значениями показателей $G(\varphi_j), j = 1, \dots, r$;

2) задаются следующие начальные данные:

– вектор $\bar{\varphi}^{(0)} = \{\varphi_1^{(0)}, \varphi_2^{(0)}, \dots, \varphi_r^{(0)}\}$ наиболее значимых внешних факторов ОС, r – количество значимых внешних факторов ОС, $r < m$;

– значение вектора $\Delta\bar{\varphi}^{(0)} = \{\Delta\varphi_1^{(0)}, \Delta\varphi_2^{(0)}, \dots, \Delta\varphi_r^{(0)}\}$, определяющего начальное приращение компонентов вектора $\bar{\varphi}^{(0)} = \{\varphi_1^{(0)}, \varphi_2^{(0)}, \dots, \varphi_r^{(0)}\}$;

– величина ε , являющаяся критерием останова алгоритма поиска. Значение ε выбирается исходя из выбранных наиболее значимых параметров ОС и требований к АБ ИИС. Как правило, $\varepsilon = 0,1$;

3) вычисляется значение целевой функции $t_p^{(0)}$ в начальной точке и производится последовательное изменение каждого элемента вектора $\bar{\varphi}^{(0)} = \{\varphi_1^{(0)}, \varphi_2^{(0)}, \dots, \varphi_r^{(0)}\}$ на величину $\Delta\varphi_j^{(0)}$, т.е. $\varphi_j^{(1)} = \varphi_j^{(0)} \pm \Delta\varphi_j^{(0)}, j = 1, \dots, r$, и вычисление целевой функции в новых точках. При этом на каждом шаге проверяется выполнение условия $y_l(t, \bar{\xi}, \bar{\varphi}) \in A_l, l = 1, \dots, L$. Так исследуется окрестность начальной точки с целью определения направления наискорейшего увеличения значения целевой функции, т.е. данная процедура сводится к определению вектора $\bar{s} = \{s_1, s_2, \dots, s_r\}$, указывающего направление максимизации целевой функции;

4) производится поиск значений целевой функции в выбранном направлении. Компоненты вектора $\bar{\varphi}^{(k)} = \{\varphi_1^{(k)}, \varphi_2^{(k)}, \dots, \varphi_r^{(k)}\}$ увеличиваются с каждым шагом k на заданное значение приращения

$$\varphi_j^{(k+1)} = \varphi_j^{(k)} + \lambda \cdot s_j \cdot \Delta\varphi_j, j = 1, \dots, r, \quad (7)$$

где λ – коэффициент, в общем случае пропорциональный номеру шага. Как правило значение коэффициента λ на первом шаге принимается равным 0,1. Поиск в выбранном направлении производится до тех пор, пока выполняется условие $t_p^{(k+1)} > t_p^{(k)}$;

5) при нарушении условия $t_p^{(k+1)} > t_p^{(k)}$ вновь производится исследовательский поиск вокруг точки $\varphi^{(k)}$ с целью определения нового вектора $\vec{s} = \{s_1, s_2, \dots, s_r\}$;

6) если исследовательский поиск не дал результатов, то исходный вектор приращения уменьшают в 2 раза. Так, по j -й координате вычисляется

$$\Delta\varphi_j^{(1)} = \frac{\Delta\varphi_j^{(0)}}{2};$$

7) проверяется выполнение условия

$$\Delta\varphi_j^{(k)} > \varepsilon, j = 1, \dots, r; \quad (8)$$

8) в случае невыполнения условия (8) алгоритм завершается и за максимальное значение МР l -го АБ ИИС t_{pl_max} принимается значение МР, полученное при крайней итерации;

9) при выполнении условия (8) проверяется выполнение неравенства

$$\left| t_p^{(k+1)} - t_p^{(k)} \right| > \varepsilon; \quad (9)$$

10) в случае невыполнения условия (9) алгоритм завершается. За максимальное значение МР l -го АБ ИИС t_{pl_max} принимается значение МР, полученное при последней итерации;

11) при выполнении условия (9) продолжается исследовательский поиск с новым вектором приращения. В случае нахождения такой точки $\varphi_j^{(k)}, j = 1, \dots, r$, в которой наблюдается большее значение МР $t_p^{(k)}$, чем в точках $\varphi_j^{(0)}, \varphi_j^{(1)}, \dots, \varphi_j^{(k-1)}$, а шаги во всех направлениях от этой точки не дают большего значения МР, то принимается, что $t_p^{(k)} = t_{pl_max}$.

Алгоритм метода повышения метрологической надежности АБ ИИС оптимизации по параметрам ОС представлен на рис. 3.

Описанный в пп. 1–10 процесс производится до тех пор, пока не будет достигнуто максимальное значение МР.

Таким образом, результатом реализации представленного алгоритма является определение таких значений параметров ОС, обеспечив которые, возможно добиться максимального значения метрологического ресурса проектируемого аналогового блока ИИС.

Максимальный МР ИИС в целом t_p^* определяется из условия

$$t_p^* = \min_{l=1, \dots, L} \{ t_{pl_max} \}.$$

Здесь t_{pl_max} – максимальный метрологический ресурс l -го АБ, $l = 1, \dots, L$.

Изложенный подход рассмотрен на примере поиска оптимальных значений параметров ОС для преобразователя напряжение-частота (ПНЧ). Данный АБ входит в состав измерительного канала ИИС неразрушающего контроля теплофизических свойств объектов [8].

Исследуемой МХ АБ ИИС является относительная погрешность δ , условие сохранения метрологической исправности запишется в виде

$$\left| \delta(t, T, F, P, E) \right| < \delta_{доп}, \delta_{доп} = \pm 5\%.$$

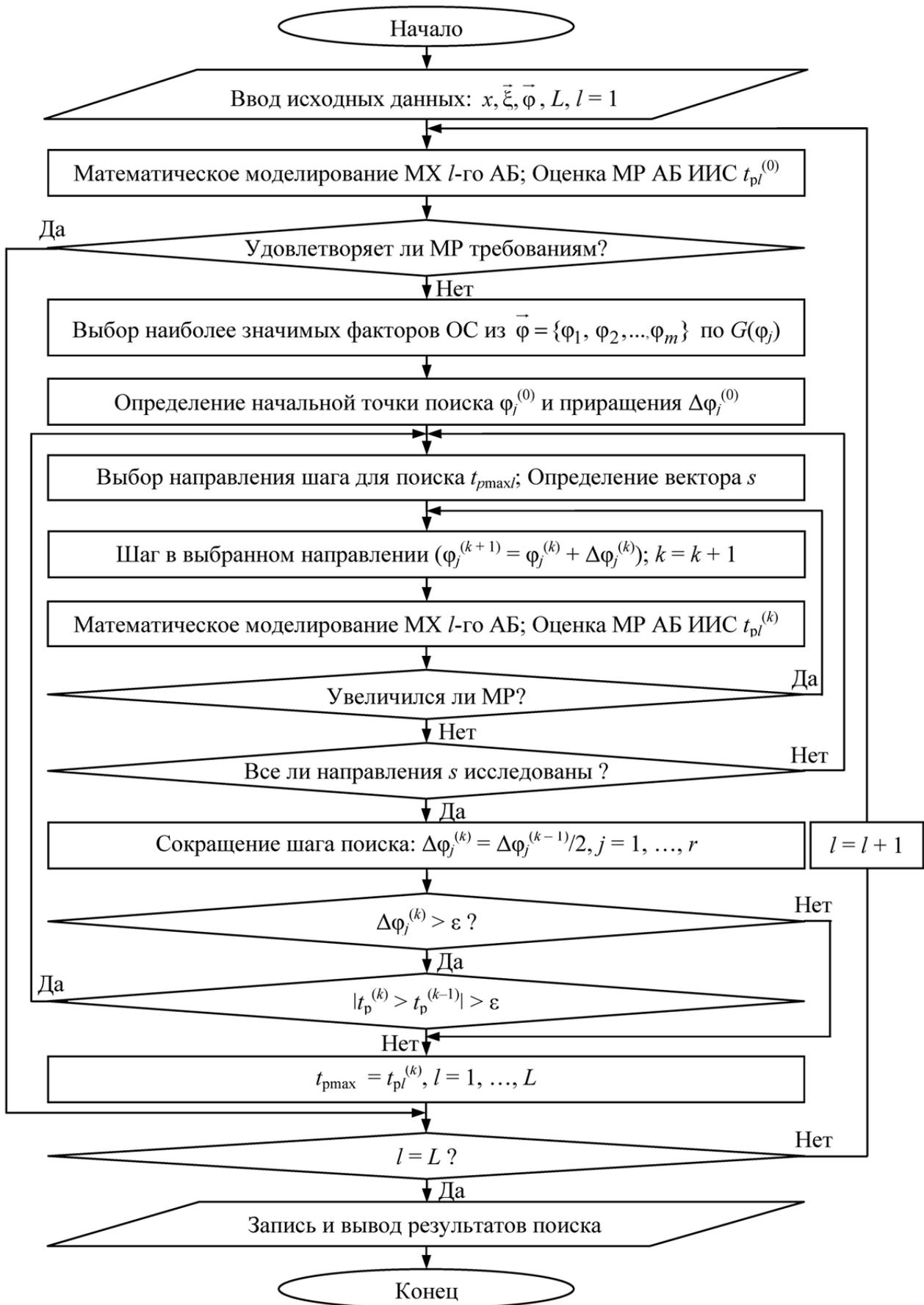


Рис. 3. Алгоритм метода повышения МН ИИС

Многофакторная ММ изменения во времени МХ исследуемого АБ, построение которой детально представлено в [2], имеет следующий вид:

$$\left\{ \begin{array}{l}
 \Psi_{+\sigma}(t, T, F, P, E) = -1,6 + 3,18 \cdot 10^{-5} \cdot t + 0,7 \cdot 10^{-2} \cdot T + \\
 + 4,4 \cdot 10^{-3} \cdot F + 4,64 \cdot 10^{-7} \cdot P + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot E + 0,6 \cdot 10^{-6} \cdot t \cdot T + \\
 + 1,4 \cdot 10^{-7} \cdot t \cdot F + 7,953 \cdot 10^{-7} \cdot t \cdot P + 4,465 \cdot 10^{-9} \cdot t \cdot E + \\
 + 2,065 \cdot 10^{-12} \cdot t \cdot T \cdot F \cdot P \cdot E + 2,06 \cdot 10^{-9} \cdot t^2 + 1,4 \cdot 10^{-4} \cdot T^2 + \\
 + 3,2 \cdot 10^{-4} \cdot F^2 + 5,47 \cdot 10^{-5} \cdot P^2 + 4 \cdot 10^{-5} \cdot E^2; \\
 m_{\delta}(t, T, F, P, E) = -3,6 + 2,18 \cdot 10^{-5} \cdot t + 0,5 \cdot 10^{-2} \cdot T + \\
 + 2,4 \cdot 10^{-3} \cdot F + 4,44 \cdot 10^{-7} \cdot P + 0,3 \cdot 10^{-6} \cdot E + 0,4 \cdot 10^{-6} \cdot t \cdot T + \\
 + 1,4 \cdot 10^{-9} \cdot t \cdot F + 8,953 \cdot 10^{-7} \cdot t \cdot P + 4,665 \cdot 10^{-9} \cdot t \cdot E + \\
 + 3,065 \cdot 10^{-12} \cdot t \cdot T \cdot F \cdot P \cdot E + 1,77 \cdot 10^{-9} \cdot t^2 + 1,6 \cdot 10^{-4} \cdot T^2 + \\
 + 3,6 \cdot 10^{-4} \cdot F^2 + 5,67 \cdot 10^{-5} \cdot P^2 + 6 \cdot 10^{-5} \cdot E^2; \\
 \Psi_{-\sigma}(t, T, F, P, E) = -5,6 + 1,18 \cdot 10^{-5} \cdot t + 0,3 \cdot 10^{-2} \cdot T + \\
 + 0,4 \cdot 10^{-3} \cdot F + 4,24 \cdot 10^{-7} \cdot P + 10^{-7} \cdot E + 0,2 \cdot 10^{-6} \cdot t \cdot T + \\
 + 1,4 \cdot 10^{-11} \cdot t \cdot F + 9,953 \cdot 10^{-7} \cdot t \cdot P + 4,865 \cdot 10^{-9} \cdot t \cdot E + \\
 + 4,065 \cdot 10^{-12} \cdot t \cdot T \cdot F \cdot P \cdot E + 9,66 \cdot 10^{-10} \cdot t^2 + 1,8 \cdot 10^{-4} \cdot T^2 + \\
 + 4 \cdot 10^{-4} \cdot F^2 + 5,87 \cdot 10^{-5} \cdot P^2 + 8 \cdot 10^{-5} \cdot E^2.
 \end{array} \right. \quad (10)$$

Экстраполяция построенной ММ изменения во времени исследуемой МХ на область предстоящей эксплуатации при заданных нормальных условиях эксплуатации позволяет определить величину МР преобразователя напряжение-частота, которая составляет $t_p = 40\ 500$ ч, при доверительной вероятности $P_{\text{дов}} = 0,9973$ и нормальных условиях эксплуатации.

ММ (10) является основной составляющей исходных данных для определения наиболее значимых внешних факторов ОС по выражениям (2) и (3). Исходными значениями условий эксплуатации являются следующие значения параметров ОС: $T = 20$ °С, $F = 45$ %, $P = 1$ атм, $E = 50$ мкР/ч. Значения среднеквадратических отклонений для указанных внешних факторов ОС σ_{φ_j} соответственно: $\sigma_T = \pm 3$ °С, $\sigma_F = \pm 5$ %, $\sigma_P = \pm 0,1$ атм, $\sigma_E = \pm 4$ мкР/ч.

Результаты расчета степени влияния параметров ОС на исследуемую МХ, определенные в соответствии с выражениями (2) и (3), сведены в табл. 1.

Таблица 1

Значения нормируемых частных производных для T, F, P, E

	T	F	P	E
$\bar{G}(\varphi_j)$	0,037	0,039	0,036	0,004
$G(\varphi_j)$	0,493	0,867	0,016	0,071

Как видно из таблицы, доминирующими внешними факторами ОС являются температура ($G(T) = 0,493$) и влажность ($G(F) = 0,867$). Изменение этих параметров ОС по разработанному выше алгоритму позволит решить задачу достижения максимального значения МР для исследуемого блока.

Начальные значения указанных внешних факторов ОС T_0 и F_0 также являются важными исходными данными для проведения процедуры определения оптимальных их значений. По результатам процедуры поиска t_{p_max} найдены следующие оптимальные значения параметров ОС, при которых наблюдается максимальное значение МР: $T_{\text{опт}} = 10$ °С, $F_{\text{опт}} = 15$ %. Таким образом, принимаются следующие значения внешних факторов ОС, используемых в ММ (10): $T = 10$ °С,

$F = 15 \%$, $P = 1$ атм, $E = 50$ мкР/ч. При таких условиях эксплуатации метрологический ресурс исследуемого блока составляет 46 200 ч, при $P_{\text{дов}} = 0,9973$.

Графические иллюстрации процесса изменения МХ исследуемого АБ для исходных и полученных при решении поставленной задачи повышения МН представлены на рис. 4.

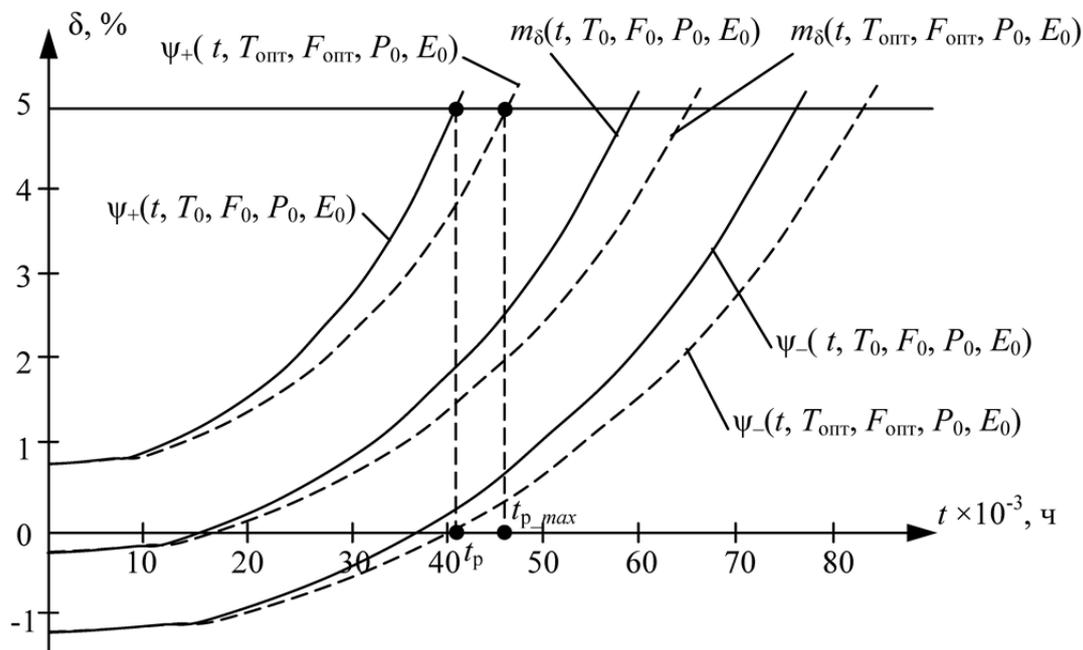


Рис. 4. Математическая модель МХ исследуемого блока при исходных и оптимальных значениях параметров ОС

Из вышеизложенного можно сделать вывод, что разработанный метод повышения метрологической надежности аналоговых блоков и ИИС в целом позволяет решить задачу увеличения метрологического ресурса проектируемых измерительных средств за счет оптимального выбора параметров окружающей среды. Реализация данного метода позволяет повысить метрологический ресурс проектируемых АБ ИИС более чем на 14 %.

Библиографический список

1. Мищенко, С. В. Метрологическая надежность измерительных средств / С. В. Мищенко, Э. И. Цветков, Т. И. Чернышова. – М. : Машиностроение, 2001. – 218 с.
2. Чернышова, Т. И. Математическое моделирование при анализе метрологической надежности аналоговых блоков информационно-измерительных систем / Т. И. Чернышова, В. В. Третьяков // Вестник ТГТУ. – 2014. – Т. 20, № 1. – С. 42–47.
3. Власова, А. М. Надежность и качество радиоэлектронной аппаратуры / А. М. Власова, П. Г. Андреев, И. Ю. Наумова // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2016. – Т. 1. – С. 313–314.
4. Жаднов, В. В. Учет влияния внешних воздействующих факторов при прогнозировании характеристик безотказности и долговечности электронной компонентной базы / В. В. Жаднов // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2016. – Т. 2. – С. 14–16.
5. Отхман, Н. З. Повышение показателей метрологической надежности при проектировании информационно-измерительных систем / Н. З. Отхман, В. И. Полухин, Т. И. Чернышова // Вестник ТГТУ. – 2011. – Т. 17, № 2. – С. 365–370.
6. Hooke, R. «Direct search» solution of numerical and statistical problems / R. Hooke, T.A. Jeeves // Journal of the Association for Computing Machinery (ACM). – 1961. – № 8 (2). – P. 212–229.
7. Пантелеев, А. В. Методы оптимизации в примерах и задачах : учеб. пособие / А. В. Пантелеев, Т. А. Летова. – 2-е изд., исправл. – М. : Высш. шк., 2005. – 544 с.
8. Чернышова, Т. И. Методы и информационно-измерительные системы неразрушающего контроля теплофизических свойств материалов и изделий : моногр. / Т. И. Чернышова, В. Н. Чернышов. – СПб. : Экспертные решения, 2016. – 384 с.

Чернышова Татьяна Ивановна

доктор технических наук, профессор,
директор Института энергетики, приборостроения
и радиоэлектроники,
Тамбовский государственный технический
университет
(392000, Россия, г. Тамбов, ул. Советская, 106)
E-mail: energo@nnn.tstu.ru

Третьяков Владимир Владиславович

аспирант,
Тамбовский государственный технический
университет
(392000, Россия, г. Тамбов, ул. Советская, 106)
E-mail: vvt_89@mail.ru

Аннотация. Представлен метод повышения метрологического ресурса как основного показателя метрологической надежности информационно-измерительных систем. Метод основан на математическом моделировании нормируемых метрологических характеристик проектируемых аналоговых блоков, входящих в состав измерительного канала информационно-измерительных систем с учетом воздействия внешних дестабилизирующих факторов окружающей среды, а также включает аппарат поискового алгоритма параметрической оптимизации, позволяющий определить условия эксплуатации проектируемых блоков, обеспечивающие максимальный уровень их метрологического ресурса. Реализация разработанного метода проиллюстрирована на примере исследования типового аналогового блока, входящего в состав измерительного канала информационно-измерительных систем неразрушающего контроля теплофизических свойств объектов – преобразователь напряжение-частота. Применение предлагаемого метода позволяет повысить метрологический ресурс проектируемых аналоговых блоков информационно-измерительных систем более чем на 15 %.

Ключевые слова: аналоговый блок, информационно-измерительная система, математическая модель, метрологическая надежность, метрологический ресурс, метрологическая характеристика, окружающая среда.

УДК 681.2:53.088

Чернышова, Т. И.

Метод повышения метрологической надежности при проектировании аналоговых блоков информационно-измерительных систем / Т. И. Чернышова, В. В. Третьяков // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 50–58. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-7.

Chernyshova Tat'yana Ivanovna

doctor of technical sciences, professor,
director of Institute of Energy, Instrument-Making
and Radioelectronics,
Tambov State Technical University
(392000, 106 Sovetskaya street, Tambov, Russia)

Tret'yakov Vladimir Vladislavovich

postgraduate student,
Tambov State Technical University
(392000, 106 Sovetskaya street, Tambov, Russia)

Abstract. The method of increase of the metrological resource as main indicator of metrological reliability of information-measuring systems is introduced in the article. The method takes into account the environmental conditions and is based on mathematical modeling of normalized metrological characteristics of designing analog blocks which are parts of the measuring channel of information-measuring systems and includes the parametric optimization algorithm which lets to find the environmental conditions which provide the highest metrological resource level of the designing analog blocks. The developed method realization is illustrated on the example of the typical analog block which is a part of the measuring channel of the nondestructive control of thermalphysic characteristics information-measuring systems – voltage- frequency transformer. Using of the developed method lets to increase the metrological resource of the designing analog blocks of the information-measuring systems more than on 15 %.

Key words: analog block, information-measuring system, mathematical model, metrological reliability, metrological resource, metrological characteristic, environment.

ДАТЧИКИ МЕХАНИЧЕСКИХ ВЕЛИЧИН НА БАЗЕ ФАЗОВРАЩАТЕЛЕЙ С БЕГУЩИМ МАГНИТНЫМ ПОЛЕМ

В. Я. Горячев, Т. Ю. Бростилова, С. В. Кисляков

Электромагнитные датчики механических величин прочно удерживают лидирующее положение по надежности в эксплуатации, простоте в технологии изготовления и стоимости среди огромного количества датчиков. Датчикам, которые являются основными элементами преобразования механических величин в электрические сигналы, посвящено достаточно большое количество научных исследований. Это указывает на то, что интерес к подобным устройствам не ослабевает.

Особое место среди известных разработок в этой области занимают измерительные фазовращатели, обладающие высокой разрешающей способностью. Разработанные на основе электромагнитной системы электрических микромашин они заняли прочное положение в системах автоматического управления и регулирования самых ответственных устройств [1].

Основным информативным параметром выходного сигнала фазовращателей является изменение фазы выходного напряжения. Поэтому важной характеристикой измерительной системы является точность отображения фазы и амплитуды выходного напряжения [2–3].

Предлагаемый принцип построения датчиков позволяет в значительной степени уменьшить габаритные размеры информационной линейки и увеличить коэффициент ее использования в датчиках линейных перемещений.

1. Принцип действия и особенности конструкции фазовых датчиков с бегущим магнитным полем

Принцип действия фазовращателей с бегущим магнитным полем поясним на примере фазового датчика линейных перемещений, конструкция которого представлена на рис. 1.

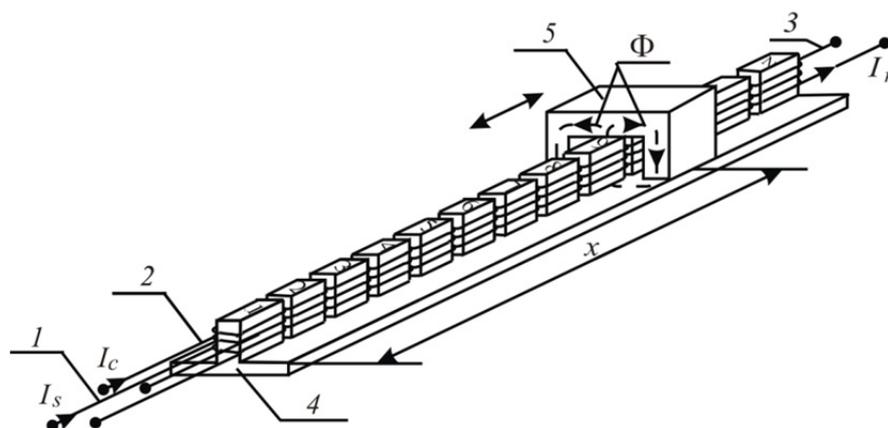


Рис. 1. Конструкция фазового датчика линейных перемещений

Фазовый датчик линейных перемещений с поперечным магнитным полем состоит из информационной линейки и магнитного шунта. Информационная линейка включает: 1 – синусную обмотку; 2 – косинусную обмотку; 3 – выходную обмотку; 4 – магнитопровод информационной линейки; 5 – магнитный шунт.

Из конструкции следует, что все три обмотки датчика расположены на неподвижной части, называемой информационной линейкой. Магнитопровод информационной линейки длиной l имеет n зубцов, на которые уложены обмотки. Расстояние между серединами соседних зубцов равно $a = l/n$.

Число витков синусной обмотки каждого зубца зависит от его порядкового номера и определяется по формуле

$$W_{sk} = W_m \sin\left(\frac{2\pi}{n}(k-0,5)\right),$$

где W_{sk} – число витков синусной обмотки на k -м зубце; W_m – максимальное количество витков; n – количество зубцов информационной линейки; k – порядковый номер зубца, изменяющийся от 1 до n .

Число витков косинусной обмотки изменяется по косинусоидальному закону в зависимости от порядкового номера зубца и определяется по формуле

$$W_{ck} = W_m \cos\left(\frac{2\pi}{n}(k-0,5)\right),$$

где $k = 1, 2, \dots, n$; W_{ck} – количество витков косинусной обмотки на k -м зубце.

Выходная обмотка 3 имеет одинаковое число активных проводников на всех зубцах магнитопровода информационной линейки, равное W_r .

Синусная и косинусная обмотки датчика получают питание от двухфазного источника синусоидального напряжения. На зажимы косинусной обмотки 2 подано синусоидальное напряжение, поэтому ток обмотки изменяется по следующему закону в функции времени:

$$i_c = I_m \sin \omega t ,$$

где i_c – мгновенное значение тока косинусной обмотки; I_m – амплитуда токов; ω – угловая частота питающего напряжения [1].

Синусная обмотка 1 получает питание от источника синусоидального напряжения, сдвинутого по фазе относительно напряжения косинусной обмотки на четверть периода, поэтому ток синусной обмотки будет изменяться по следующему закону в функции времени:

$$i_s = I_m \sin\left(\omega t + \frac{\pi}{4}\right),$$

где i_s – мгновенное значение тока синусной обмотки.

Результирующая намагничивающая сила k -го зубца информационной линейки определяется суммой намагничивающих сил обмоток:

$$F_k = I_m \sin \omega t W_m \cos\left(\frac{2\pi}{n}(k-0,5)\right) + I_m \sin\left(\omega t + \frac{\pi}{4}\right) W_m \sin\left(\frac{2\pi}{n}(k-0,5)\right).$$

Действующее значение результирующей намагничивающей силы k -го зубца будет равно

$$F_{rk} = \sqrt{I^2 W_m^2 \cos^2\left(\frac{2\pi}{n}(k-0,5)\right) + I^2 W_m^2 \sin^2\left(\frac{2\pi}{n}(k-0,5)\right)} = I W_m .$$

Начальная фаза намагничивающей силы k -го зубца определится уравнением

$$\phi_{Fk} = \operatorname{arctg} \frac{\sin\left(\frac{2\pi}{n}(k-0,5)\right)}{\cos\left(\frac{2\pi}{n}(k-0,5)\right)};$$

таким образом, $\phi_{Fk} = \frac{2\pi}{n}(k-0,5)$.

В случае равенства магнитных сопротивлений зубцов их магнитные потоки будут изменяться по синусоидальному закону в функции времени с равными амплитудами, но с фазовым сдвигом относительно друг друга на угол $\alpha = 2\pi/n$.

Удельный магнитный поток Φ_0 , определяемый магнитным потоком на единицу длины ($\Phi_0 = d\Phi/dx$), будет неизменным в пределах зубца. В любой момент времени t в пределах информационной линейки он будет распределен по закону ступенчатой функции. Мгновенное значение магнитного потока в момент времени $t = t_1$ распределено вдоль оси информационной линейки по синусоидальному закону в зависимости от порядкового номера зубца k :

$$\Phi_0(t_1, k) = \Phi_{0m} \sin\left(\omega t_1 + \frac{2\pi}{n}(k - 0,5)\right).$$

В пределах любого зубца информационной линейки длиной l удельный магнитный поток в функции времени t будет изменяться также по синусоидальному закону [2].

Основная гармоническая составляющая ступенчатой функции распределения удельного магнитного потока при ее разложении в ряд Фурье по аргументу x в функции времени t и в функции x описывается формулой

$$\Phi_0(t, x) = \Phi_{0m} \sin\left(\omega t + \frac{2\pi}{l}x\right).$$

Таким образом, синусная и косинусная обмотки, питаемые двухфазным напряжением, создают бегущее магнитное поле, силовые линии которого замыкаются в плоскости перпендикулярной оси информационной линейки.

На рис. 2 показано распределение удельного магнитного потока вдоль линейки в момент времени $t = t_1$ (рис. 2,а) и в момент времени $t = t_2 \geq t_1$ (рис. 2,б). Если магнитопровод информационной линейки однороден, т.е. его удельное магнитное сопротивление постоянно по всей длине линейки, то в любой момент времени поток вектора индукции по поверхности равномерной обмотки будет равен нулю. Другими словами, результирующий магнитный поток, сцепленный с равномерной обмоткой, будет равен нулю и напряжение на выходе равномерной обмотки тоже будет равно нулю. При наложении магнитного шунта на информационную линейку нарушается однородность магнитопровода по оси x . Пусть магнитный шунт, длина которого по оси x равна ширине зубца $l_{ch} = l/n$, наложен на 8-м участке магнитопровода. Магнитное сопротивление этого участка уменьшится, что приведет к увеличению магнитного потока этого участка. Приращение магнитного потока 8-го участка, вызванное изменением магнитного сопротивления этого участка, пропорционально заштрихованной площади на рис. 2,а.

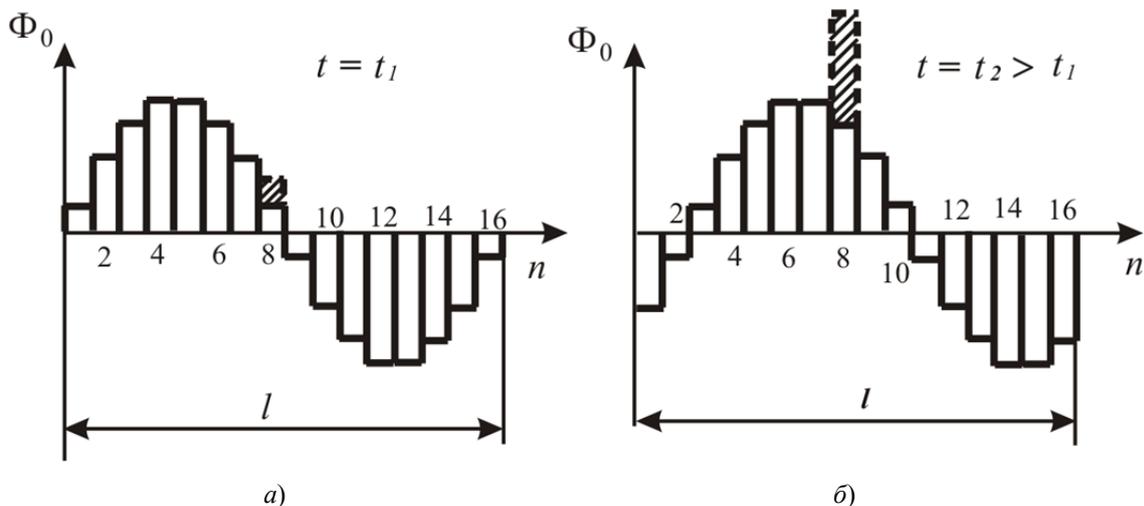


Рис. 2. Распределение удельного магнитного потока вдоль линейки

Результирующий магнитный поток равномерной обмотки в этом случае не будет равен нулю и определится увеличением магнитного потока в зоне расположения подвижного магнитного шунта. Начальная фаза выходного напряжения будет определяться начальной фазой результирующего магнитного потока, которая в свою очередь определяется начальной фазой намагничивающей силы этого участка. Магнитный поток, сцепленный с равномерной обмоткой, будет изменяться по синусоидальному закону во времени с начальной фазой, определяемой начальной фазой намагничивающей силы участка. В нашем случае этот угол будет равен $\alpha = \left(\frac{2\pi}{16}(8 - 0,5)\right) = 0,469\pi$ радиан.

При перемещении магнитного шунта начальная фаза выходного напряжения будет изменяться пропорционально расстоянию от начала информационной линейки до середины магнитного шунта.

Поясним работу датчика с помощью векторной диаграммы магнитных потоков зубцов. На рис. 3 представлена векторная диаграмма магнитных потоков участков при отсутствии шунта. Как было показано ранее, намагничивающие силы участков равны по величине и сдвинуты по фазе на угол α . Если магнитные сопротивления участков равны между собой, то их магнитные потоки будут также равны по величине и сдвинуты по фазе на угол α . Так как с выходной обмоткой сцепляются магнитные потоки всех 16 участков, то суммарный магнитный поток будет равен нулю. Выходное напряжение датчика также будет равно нулю. Уменьшение магнитного сопротивления 6-го участка, например, приведет к увеличению потока этого участка на величину Φ_{ch} . На рисунке этот поток показан пунктирной линией. Результирующий магнитный поток равномерной обмотки будет равен магнитному потоку Φ_{ch} . Амплитуда и начальная фаза входного напряжения определяются именно этим магнитным потоком. Изменение положения шунта относительно информационной линейки приведет к изменению начальной фазы результирующего магнитного потока при практически неизменной амплитуде [3].

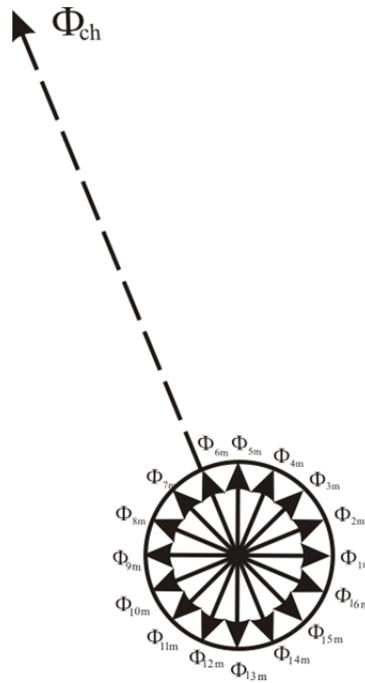


Рис. 3. Векторная диаграмма магнитных потоков участков при отсутствии шунта

Следует уточнить способ укладки обмоток датчика. Активными сторонами обмоток являются проводники, расположенные вдоль оси информационной линейки. Ранее указывалось на то, что количество этих проводников определяется с помощью формул

$$W_{ks} = W_m \sin\left(\frac{2\pi}{n}(k - 0,5)\right), W_{kc} = W_m \cos\left(\frac{2\pi}{n}(k - 0,5)\right), W_r = W = \text{const},$$

где W_{ks} – количество активных проводников синусной обмотки на k -м участке; W_{kc} – количество активных проводников косинусной обмотки на k -м участке; W_r – количество активных проводников равномерной обмотки, которая охватывает все n зубцов информационной линейки; k – порядковый номер зубца, изменяющийся от 1 до n .

Отличие рассматриваемой электромагнитной системы от существующих магнитных систем фазовращателей заключается в том, что механическая сила взаимодействия обмоток направлена перпендикулярно направлению перемещения магнитного поля. Результирующее значение этой силы вдоль направления перемещения равно нулю, так как обе обмотки расположены на статоре. Второе отличие заключается в том, что для нормального функционирования устройства достаточно ввести тело, нарушающее однородность магнитопровода информационной линейки. Начальная фаза выходного напряжения укажет на местоположение неоднородности. Магнитное поле датчика сосредоточено вокруг активных сторон обмотки. Длина магнитных силовых линий гораздо меньше, чем длина силовых линий магнитного поля классических фазовращателей. И последнее, но важное отличие заключается в том, что все обмотки расположены на неподвижной части устройства, и электрическая связь с подвижной частью фазовращателя отсутствует.

Следует отметить и то, что магнитная система с бегущим магнитным полем реагирует на наличие проводящей немагнитной среды в магнитном поле магнитопровода информационной линейки. Несмотря на то, что магнитная проницаемость проводящего материала введенного тела будет практически равна проницаемости вакуума, проводящее тело окажет существенное влияние на магнитное поле в зоне его расположения. Это объясняется размагничивающим действием вихревых токов, вызванных изменяющимся во времени магнитным полем статора. Суммарный магнитный поток поля в этой зоне будет меньше и суммарная ЭДС равномерной обмотки не будет равна нулю, а ее фазовый сдвиг относительно опорного напряжения будет зависеть от места расположения проводящего тела.

2. Фазовый датчик угловых перемещений

В качестве датчика угловых перемещений может быть использован классический электромашинный фазовращатель. При повороте ротора ЭДС обмотки ротора изменяют свою начальную фазу. Датчик такого типа имеет существенный недостаток, заключающийся в том, что выходная обмотка расположена на роторе. Ротор является подвижной частью датчика. Для нормальной работы датчика он должен иметь электрическую или магнитную связь с неподвижной частью, т.е. со статором. Это в значительной степени усложняет конструкцию и надежность датчика.

Датчик угловых перемещений достаточно просто реализуется на основе магнитной системы с поперечным бегущим полем. Конструкция датчика схематично показана на рис. 4. Датчик состоит из статора 1, ротора 2, обмоток датчика 3. Для получения такого датчика достаточно «свернуть» в кольцо измерительную линейку датчика линейных перемещений. В этом случае синусная и косинусная обмотки становятся совершенно одинаковыми, сдвинутыми лишь в пространстве на 90° .

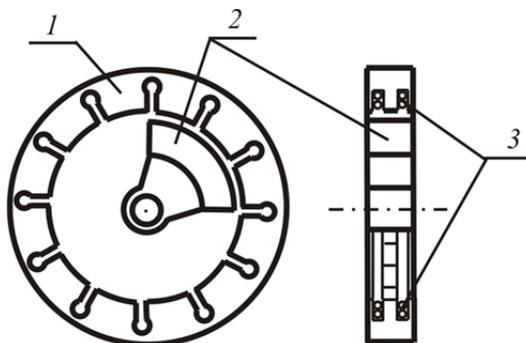


Рис. 4. Конструкция датчика

Обмотки возбуждения датчика укладываются в пазы, расположенные на внутренней поверхности статора. Количество витков синусной обмотки и косинусной обмотки определяется традиционным способом.

Косинусная обмотка аналогична синусной, но секции этой обмотки сдвинуты относительно секций синусной на два зубца, т.е. на 90° в пространстве. Равномерная обмотка уложена вдоль выступов.

Конструкция фазового датчика угловых перемещений может быть различной. Одним из вариантов исполнения датчика является магнитная система с внутренним статором. Такая конструкция достаточно удобна для укладки обмоток, так как позволяет производить укладки обмотки не только вручную, но и станками-автоматами.

3. Датчик механических крутящих моментов

Проблема измерения крутящих моментов всегда была достаточно сложной, так как условия для измерений не всегда благоприятны. Как правило, вопрос решается достаточно просто при измерении статических моментов, когда скорость вращения ведущего и ведомого валов равна нулю. Успешно решается вопрос измерения механических моментов вращающихся валов. Известны примеры измерения крутящего момента при изменении скорости вращения в определенных пределах. Основным недостатком существующих датчиков крутящих моментов заключается в том, что в большинстве своем не могут измерять механический момент как неподвижных, так и вращающихся валов.

Предлагаемый фазовый датчик механических крутящих моментов с одинаковым успехом может применяться для измерения крутящих моментов неподвижных и вращающихся валов.

Кроме измерения среднего значения крутящего момента за определенный отрезок времени, датчик позволяет определять мгновенное значение крутящего момента или контролировать изменение механического вращающего момента во времени с хорошей разрешающей способностью.

Конструкция датчика представлена на рис. 5.

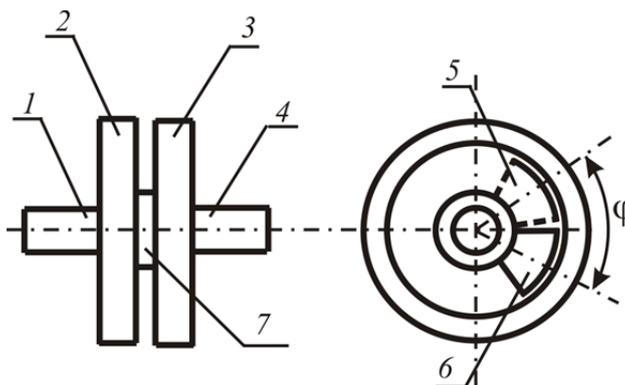


Рис. 5. Датчик механических крутящих моментов

Датчик представляет собой два датчика угловых перемещений 2 и 3, расположенных на одной оси. Валы роторов 1 и 4 датчиков соединены упругим элементом, позволяющим смещаться магнитным шунтам 5 и 6 датчиков относительно друг друга. Ось одного датчика жестко соединена с ведомым валом 4, а другого датчика – соединена с ведущим валом 1. Упругий элемент 7 рассчитывается таким образом, чтобы обеспечить максимальный угол закручивания при максимальном измеряемом крутящем моменте.

При питании обмоток возбуждения датчиков двухфазным напряжением частотой ω и при вращении осей датчиков, связанных с магнитными шунтами, со скоростью Ω мгновенные значения выходных напряжений датчиков могут быть описаны уравнениями

$$u_1 = U_{1m} \sin(\omega t + \Omega t + \alpha_1), \quad u_2 = U_{2m} \sin(\omega t + \Omega t + \alpha_2).$$

При отсутствии нагрузки на валу положение роторов датчиков относительно друг друга можно выбрать таким, что $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha$. Того же эффекта можно добиться с помощью электронного каскада – фазовращателя. В приведенных формулах α_1 и α_2 – начальные фазы выходных напряжений u_1 и u_2 . При передаче с помощью вала механического момента, не равного нулю,

упругий элемент обеспечит определенный угол относительного смещения валов и магнитных шунтов датчиков. Величина угла смещения валов будет пропорциональна крутящему моменту. При угле закручивания β и угле исходного положения ведомого вала α_1 выходные напряжения будут изменяться в функции времени по следующим законам:

$$u_1 = U_{1m} \sin[\omega t + p(\Omega t)], \quad u_2 = U_{2m} \sin[\omega t + p(\Omega t + \beta)].$$

Очевидно, что фазовый сдвиг между двумя напряжениями пропорционален углу закручивания пружины

$$\phi = p\beta,$$

где ϕ – фазовый сдвиг между напряжениями; p – коэффициент редукции, значения которого изменяются от 8 до 32.

«Отставание по фазе» напряжения $u_1(t)$ от напряжения $u(t)$ обеспечено вращением ведущего вала со скоростью Ω . При наблюдении напряжений с помощью осциллографа при синхронизации его входным напряжением, выходные напряжения u_1 и u_2 «плывут» относительно u со скоростью тем большей, чем больше частота вращения Ω .

Очевидно, что фазовый сдвиг напряжения u_2 относительно u_1 пропорционален крутящему моменту и зависит от свойств упругого элемента. Большая величина угла закручивания нежелательна из-за того, что это приводит к ухудшению динамических свойств механической связи ведущего и ведомого валов.

Для преобразования механических крутящих моментов в угол взаимного смещения ведущего и ведомого валов следует использовать упругий элемент с повышенной жесткостью, который обеспечивает малый угол относительного смещения валов. Для измерения этого угла следует использовать фазовые датчики угловых перемещений редукционного типа.

4. Фазовый датчик с электромагнитной редукцией

Стремление увеличить чувствительность датчиков угловых и линейных перемещений заставляет увеличивать количество периодов укладки обмоток в датчиках угловых перемещений и уменьшать длину информационной линейки в датчиках линейных перемещений. Однако существует более удобный и более эффективный способ увеличения чувствительности. Это совместное использование бегущей волны и построение конструкции магнитопровода по принципу электромагнитной редукции. Ранее рассматривался ферромагнитный шунт в качестве элемента, вносящего неоднородность в однородную магнитную цепь статора.

В датчиках с повышенной чувствительностью под неоднородностью понимается незначительное изменение магнитного сопротивления в одном месте магнитопровода, а изменение удельного магнитного сопротивления магнитопровода – вдоль информационной линейки или вдоль воздушного зазора датчика угловых перемещений.

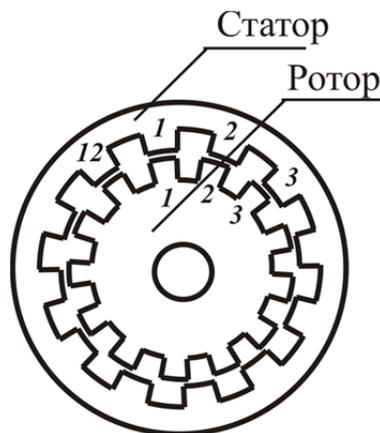


Рис. 6. Конструкция магнитопровода редукционного датчика угловых перемещений

Поясним это на конкретном примере. В датчике линейных перемещений статор представляет собой традиционную измерительную линейку с магнитопроводом из магнитного материала. Зубцы и пазы статора могут иметь одинаковую ширину. Такое соотношение выбрано лишь для лучшего понимания принципа действия датчика с электромагнитной редуccionией. Конструкция магнитопровода редуccionионного датчика угловых перемещений представлена на рис. 6. Подвижная часть датчика, или так называемый магнитный шунт, может быть произвольной длины. Поверхность шунта, обращенная к статору, имеет зубцы, аналогичные зубцам статора. Количество зубцов шунта на единицу больше или на единицу меньше количества зубцов статора в пределах длины волны. Возможны и более сложные соотношения между количеством зубцов.

В датчике угловых перемещений линейные размеры заменяются угловыми размерами.

Магнитный поток отдельного зубца будет пропорционален площади перекрытия зубца статора зубцами подвижной части датчика. Очевидно то, что магнитный поток распределен в зазоре неравномерно. Начальные фазы потоков зубцов равны начальным фазам намагничивающих сил, а их амплитуда обратно пропорциональна магнитному сопротивлению или пропорциональна степени перекрытия зубцов статора и ротора. Векторная диаграмма магнитных потоков зубцов будет выглядеть, как показано на рис. 7. Суммарный поток будет достаточно велик и, что очень важно, будет совпадать по фазе с магнитным потоком первого зубца.

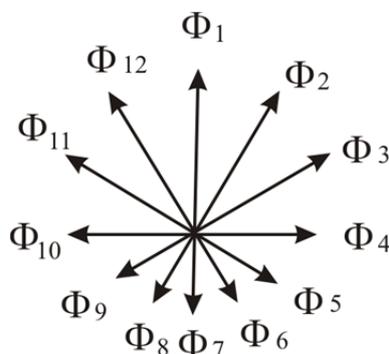


Рис. 7. Векторная диаграмма магнитных потоков зубцов

При смещении магнитного шунта на $1/12$ деления зубца максимальный магнитный поток будет иметь место уже не в первом, а во втором зубце, так как выступ подвижной части, расположенный напротив первого зубца, сдвинется вправо на двенадцатую часть, и степень перекрытия первого зубца уменьшится. Второй зубец статора будет полностью перекрыт. Если теперь построить векторную диаграмму магнитных потоков и вычислить результирующий вектор, то можно сделать вывод о том, что его амплитудное значение останется прежним, но начальная фаза изменится в сторону отставания относительно прежнего значения на $\pi/6$ рад.

При повороте ротора на $1/12$ оборота начальная фаза выходного напряжения изменится на 2π рад. Коэффициент редуccionии в этом случае будет равен 12. Чувствительность датчика увеличится в 12 раз.

Такой способ увеличения чувствительности датчика используется как при создании датчиков линейных перемещений, так и при конструировании датчиков угловых перемещений.

При использовании такого способа увеличения чувствительности в датчиках угловых перемещений при повороте ротора на 2π рад начальная фаза ϕ_1 выходного напряжения изменится на $2\pi l$ рад.

При описании конструкции датчика уже рассматривалась особенность магнитной системы датчика с магнитной редуccionией, которая заключается в том, что ширина паза равна ширине зубца магнитопровода статора. Ротор такого фазовращателя в общем случае представляет собой круг из ферромагнитного материала толщиной, равной толщине статора. На роторе по всей окружности расположены пазы и зубцы. Количество зубцов ротора на единицу больше или меньше количества зубцов статора.

Выше было рассмотрено лишь распределение удельного магнитного потока по статору при различных значениях соотношения длин зубцов статора и ротора m . Для получения максимального

напряжения на выходе необходимо учитывать не только абсолютное значение магнитного потока, но и начальную фазу этого магнитного потока. На рис. 8 представлен график зависимости амплитуды удельного магнитного потока и его начальной фазы от пространственного угла, где начальная фаза максимального магнитного потока принята равной нулю.

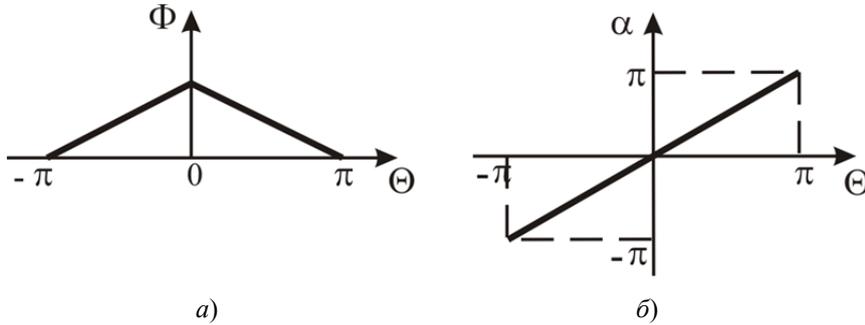


Рис. 8. Зависимость амплитуды удельного магнитного потока и его начальной фазы от пространственного угла

По вертикали отложены временные углы фазового сдвига, а по горизонтали – пространственные углы. Уравнение прямой, находящейся справа от оси удельных потоков Φ_0 , запишется в следующем виде при $m = 0,5$:

$$\Phi_0 = \Phi_{0m} \left(1 - \frac{1}{\pi} \Theta \right).$$

Уравнение прямой, расположенной слева от оси, будет выглядеть следующим образом:

$$\Phi_0 = \Phi_{0m} \left(1 + \frac{1}{\pi} \Theta \right).$$

Уравнение прямой зависимости начальных фаз удельного магнитного потока от пространственного угла определяется уравнением $\alpha = \Theta$. Учитывая значения m , получаем уравнения магнитных потоков справа и слева от вертикальной оси:

$$\Phi_0 = m\Phi_{0m} \left(1 - \frac{1}{2\pi m} \Theta \right) \text{ и } \Phi_0 = m\Phi_{0m} \left(1 + \frac{1}{2\pi m} \Theta \right).$$

Уравнения действительны для $\Theta = \pm 2\pi m$. Для других значений Θ $\Phi_0 = 0$. Выходное напряжение пропорционально суммарному магнитному потоку выходной обмотки, который определяется интегралом от закона распределения удельного магнитного потока по пространственному углу:

$$\begin{aligned} & \int_{-2\pi m}^0 m\Phi_{0m} \left(1 + \frac{1}{2\pi m} \Theta \right) \cos \Theta d\Theta + \int_0^{2\pi m} m\Phi_{0m} \left(1 - \frac{1}{2\pi m} \Theta \right) \cos \Theta d\Theta = \\ & = m\Phi_{0m} \left[\int_{-2\pi m}^0 \cos \Theta d\Theta + \int_{-2\pi m}^0 \frac{1}{2\pi m} \Theta \cos \Theta d\Theta - \int_0^{2\pi m} \frac{1}{2\pi m} \Theta \cos \Theta d\Theta \right] = \\ & = m\Phi_{0m} \left[2 \sin(2\pi m) + \frac{1}{\pi m} - \frac{1}{\pi m} \cos(2\pi m) - 2 \sin(2\pi m) \right] = \frac{1}{\pi} \Phi_{0m} [1 - \cos(2\pi m)]. \end{aligned}$$

Таким образом, суммарный магнитный поток, обеспечивающий выходное напряжение, изменяется при изменении m по следующему закону:

$$\Phi_r = \frac{1}{\pi} \Phi_{0m} [1 - \cos(2\pi m)].$$

Из полученного уравнения следует, что наиболее эффективным является значение $m = 0,5$, так как $\cos \pi = -1$, и в этом случае

$$\Phi_r = \frac{2}{\pi} \Phi_{0m}.$$

Начальная фаза магнитного потока, изменяющегося по синусоидальному закону во времени, определяется начальной фазой намагничивающей силы зубца с максимальным магнитным потоком.

Заключение

При проектировании измерительных фазовращателей с бегущим магнитным полем следует учитывать то, что важным показателем качества датчика является соотношение напряжений на выходе датчика при отсутствии шунта U_{r0} и при наличии магнитного шунта U_r . Чем больше отношение U_r/U_{r0} , тем меньше погрешность датчика. Для улучшения этого соотношения необходимо увеличивать U_r и уменьшать U_{r0} . Уменьшить U_{r0} можно балансировкой синусной и косинусной обмоток. Дополнительный эффект дает ослабление магнитной связи между обмотками при отсутствии шунта.

Следует отметить простоту конструкции фазовых датчиков с бегущим магнитным полем. С другой стороны, сравнивая работу классических фазовращателей с вращающимся магнитным полем с представленными выше фазовращателями, приходим к заключению о том, что первичная и вторичная аппаратура, обеспечивающая их функционирование, абсолютно идентична. Это дает право отметить универсальность представленных технических решений, с одной стороны. С другой – область применения фазовращателей расширена за счет применения фазовращателей для измерения параметров линейных перемещений.

Библиографический список

1. Исследование программных пакетов моделирования влияния электромагнитных воздействий на изделия радиоэлектронных средств / С. А. Бростилов, Т. Ю. Бростилова, Н. К. Юрков, Н. В. Горячев, В. А. Трусов, В. Я. Баннов, А. О. Бекбаулиев // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 1. – С. 206–209.
2. Садыхов, Г.С. Оценка вероятности безотказного срабатывания объекта при высоких уровнях безотказности / Г. С. Садыхов, А. А. Артюхов // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 1. – С. 37–38.
3. Ермолаев, В. А. Риски отказов сложных технических систем / В. А. Ермолаев, Н. К. Юрков, Ю. А. Романенко // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2014. – Т. 1. – С. 46–49.

Горячев Владимир Яковлевич

доктор технических наук, профессор,
кафедра электроэнергетики и электротехники,
Пензенский государственный университет
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: gorvlad1@yandex.ru

Бростилова Татьяна Юрьевна

кандидат технических наук, доцент,
кафедра электроэнергетики и электротехники,
Пензенский государственный университет
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: tat-krupkina@yandex.ru

Кисляков Сергей Вячеславович

инженер,
кафедра электроэнергетики и электротехники,
Пензенский государственный университет
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: sergey_kuz3ws@mail.ru

Goryachev Vladimir Yakovlevich

doctor of technical sciences, professor,
sub-department of power and electrical engineering,
Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Brostilova Tat'yana Yur'evna

candidate of technical sciences, associate professor,
sub-department of power and electrical engineering,
Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Kislyakov Sergey Vyacheslavovich

engineer,
sub-department of power and electrical engineering,
Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Аннотация. Для измерения механических величин предлагается использовать фазовращатели с бегущим магнитным полем. Это позволяет не только упростить конструкцию измерительных фазовращателей угловых перемещений, но и разработать надежные фазовращатели линейных перемещений. Представлена блок-схема информационно-измерительной системы механических моментов на валу двигателя, отличающаяся тем, что измерение момента производится как в статическом режиме, так и при вращении вала с одинаковой погрешностью. Описана конструкция датчика и его электрические параметры, а также функция преобразования. Определены источники погрешности измерительной системы, дан анализ амплитудной и фазовой погрешностей датчика положения, работающего в однофазном режиме.

Ключевые слова: датчик, фазовращатели, угловые перемещения, линейные перемещения, магнитное поле.

Abstract. In the present work for the measurement of mechanical quantities is proposed to use phase shifters with a traveling magnetic field. This allows not only to simplify the structure of the phase shifters and measuring angular displacements, but also to develop reliable phase shifters linear displacement. A block diagram of the information-measuring system of mechanical moments on the motor shaft is presented, differing in that the torque is measured both in the static mode and with the rotation of the shaft with the same error. The sensor design and its electrical parameters as well as the conversion function are described. The sources of the error of the measuring system are determined, and the amplitude and phase errors of the position sensor operating in the single-phase mode are analyzed.

Key words: sensor, phase shifters, angular displacements, linear, magnetic field.

УДК 621.396.69

Горячев, В. Я.

Датчики механических величин на базе фазовращателей с бегущим магнитным полем / В. Я. Горячев, Т. Ю. Бростилова, С. В. Кисляков // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 59–69. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-8.

ДИАГНОСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ОБЕСПЕЧЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ И КАЧЕСТВА СЛОЖНЫХ СИСТЕМ

УДК 004.896(075.8)

DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-9

РАЗВИТИЕ МЕТОДА ЛОКАЛИЗАЦИИ КОРНЕЙ АЛГЕБРАИЧЕСКИХ УРАВНЕНИЙ, ОСНОВАННОГО НА ПРИНЦИПЕ ВЫЧИСЛИТЕЛЬНОЙ РАЗРЕШИМОСТИ

Н. Н. Керимбай, Д. С. Ергалиев, А. Б. Нысанбаева,
Г. Н. Керимбай, Н. Н. Сергазы

Введение

Системы автоматического управления (САУ) в настоящее время широко используются в разнообразных областях – для управления космическими и другими подвижными объектами (в том числе и военного назначения), для управления сложными технологическими процессами в различных отраслях народно-хозяйственной деятельности и т.д., можно отметить также широкое использование САУ для управления бытовой техникой (пылесосы, холодильники и т.д.).

Накопленный к настоящему времени богатый опыт создания подобного рода систем свидетельствует о том, что эффективные САУ могут быть созданы лишь при активном использовании теории автоматического управления (ТАУ).

Разработанные к концу 80-х гг. XX столетия усилиями зарубежных и отечественных ученых методы ТАУ позволяли исследовать процессы и синтезировать управляющие устройства для широкого класса сравнительно несложных систем управления. В то же время с конца 70-х гг. XX столетия объектом особенно пристального внимания разработчиков становятся так называемые сложные технические системы. Эти системы состоят из большого числа динамически взаимодействующих элементов и описываются математическими моделями большой размерности. В качестве примеров таких систем можно привести:

- 1) сложные объекты с распределенными параметрами, для управления которыми используется распределенное управление (задачи управления плазменными установками различного назначения и т.д.);
- 2) экономические и экологические системы, для которых особенно остро стоят проблемы обеспечения управляемого поведения в условиях негативного влияния глобализации;
- 3) сложные энергетические сети, в которых происходят аварии, связанные с неправильным расчетом режимов работы сложных энергетических сетей;
- 4) сложные электромеханические системы (многозвенные роботы-манипуляторы и транспортные роботы, управляемые конструкции космических станций и т.д.).

Все перечисленные примеры объединяет то, что для описания процессов в таких системах приходится использовать аппарат систем обыкновенных дифференциальных уравнений (СДУ) большой размерности (десятки, сотни и даже тысячи).

Последний пример систем играет особую роль в развитии научно-технического прогресса и их удобно объединить в единый класс многосвязных мехатронных систем. В состав таких систем входит большое число механически взаимосвязанных элементов, для управляемого перемещения которых достаточно часто используются различные приводы. Перечислим несколько примеров многосвязных мехатронных систем:

1. Манипуляционные и транспортные роботы. Это наиболее распространенный на практике класс многосвязных мехатронных систем. Известно, что использование промышленных роботов дает значительный эффект в машиностроении, микроэлектронике. В 1980–90-х гг. появляются примеры непромышленного применения манипуляционных роботов (медицина, чрезвычайные ситуации, космос).

Транспортные роботы также достаточно используются в промышленном производстве (транспортирование заготовок и готовой продукции) и разнообразных непромышленных областях (медицина, чрезвычайные ситуации, космос и т.д.).

2. Мехатронные системы с параллельной кинематикой.

3. Реконфигурируемые мехатронные системы. В ряде стран ведутся работы по созданию многосвязных мехатронно-модульных роботов с адаптивной кинематической структурой. Использование типовых мехатронных модулей позволяет создавать различные по структуре механизмы, обладающие очень важными достоинствами по сравнению с механизмами с фиксированной кинематикой: многофункциональностью; повышенной проходимостью и реализуемостью сложных движений; высокой надежностью.

4. Большие космические конструкции (БКК). БКК представляют собой соединение большого числа механических тел, являющихся каркасом той или иной конструкции, например, системы солнечных батарей, больших радиотелескопов и высокочувствительных телескопов миллиметрового, субмиллиметрового и инфракрасного диапазонов.

Резкий прорыв в последние годы в развитии нано- и микротехнологий позволяет создавать новые типы сенсорных и исполнительных элементов различного назначения. Все это является предпосылкой к созданию нового поколения многосвязных мехатронных систем различного назначения, состоящих из большого числа динамически взаимодействующих элементов (модулей).

Прогресс в создании и разработке новых типов многосвязных мехатронных систем в значительной мере определяется возможностями методов исследования процессов и синтеза управляющих устройств таких систем. Существующие методы, как правило, не позволяют подходить комплексно к решению проблем, связанных со всем многообразием задач, необходимых для анализа и синтеза систем управления многосвязных мехатронных систем. Поэтому крайне актуальной является задача создания новых и модернизации существующих методов исследования подобных систем.

Цель и задачи работы заключаются в развитии метода локализации корней алгебраических уравнений, основанного на принципе вычислительной разрешимости.

Для решения задач построения областей, в которых локализуются корни алгебраических уравнений [1], возможно использование нескольких методов.

1. *Метод квадрирования исходного алгебраического уравнения.*

При использовании этого метода происходит процесс «разведения» корней уравнения с последующим вычислением оценок для корней уравнения. Эффективность использования этого метода для определения области локализации корней существенным образом зависит от наличия априорной информации о структуре решения.

2. *Использование метода Бернулли.* При этом методе [2] строится конечно-разностное уравнение, определяемое исходным алгебраическим уравнением, и вычисляется бесконечная последовательность решений конечно-разностного уравнения. При этом если отношение двух членов последовательности имеет предел, то этот предел является оценкой максимального по модулю корня алгебраического уравнения. Этот метод может быть использован для нахождения оценки для минимального по модулю корня алгебраического уравнения, а также существует модификация метода для случая комплексных корней. Как и в случае метода квадрирования, эффективность использования метода Бернулли существенным образом зависит от наличия априорной информации о структуре решения.

3. *Метод рядов Лагранжа – Бюрмана.* С идейной точки зрения этот метод [3] схож с методом Бернулли. Исходному алгебраическому уравнению ставится в соответствие бесконечный ряд, который при определенных соотношениях между коэффициентами алгебраического уравнения может обладать свойством сходимости, при этом можно получить оценки для границ локализации корней. Использование этого метода для определения области локализации корней для произвольных алгебраических уравнений в настоящее время представляется проблематичным.

4. *Методы локализации для различных случаев априорной информации о корнях алгебраических уравнений.* В работах [3] систематизированы результаты, позволяющие получить оценки для локализации корней полинома $f(x)$, если известна локализация корней полинома $g(x)$, тем или иным образом связанного полиномом $f(x)$. Таковы теоремы Грейса о корнях аполярных полиномов, Гаусса – Люка, Йенсена, Сендова – Илиева о корнях $f(x)$ и $f'(x)$ и т.д. В тоже время нам неизвестны работы, в которых исследовалась бы возможность использования подобных результатов для отыскания корней уравнений.

5. *Метод классических оценок в виде кругового кольца на комплексной плоскости.* В этом случае рассматриваются оценки для минимального r_{\min} и максимального r_{\max} значений модулей корней уравнений, восходящих к работам О. Коши [4]. Область локализации корней в этом случае представляется в виде кругового кольца на комплексной плоскости с радиусами r_{\min} и r_{\max} .

6. *Метод неклассических оценок в виде кругового кольца на комплексной плоскости, полученных на основе теорем о границах локализации собственных чисел матриц с комплексными элементами.* Этот подход обладает большей общностью, чем метод, описанный в п. 5; при этом удается не только получать оценки для значений r_{\min} и r_{\max} кругового кольца, но и построить более детальную картину области, в которой располагаются собственные значения матрицы [5]. Важно отметить, что задача построения границ локализации корней исходного алгебраического уравнения сводится к эквивалентной задаче нахождения области локализации собственных значений сопровождающей матрицы уравнения.

7. *Метод локализации, основанный на использовании принципа вычислительной разрешимости алгебраических уравнений.* Этот метод представляет определенную ценность, поскольку позволяет находить корни уравнений с приемлемой для практики точностью без использования итеративных алгоритмов [6].

В данной работе используются методы локализации корней, отмеченные в пп. 5, 6, 7 по следующей причине – методы классических и неклассических оценок (пп. 5 и 6) позволяют получать оценки для области локализации всех классов полиномов, при этом их вычислительная сложность сравнительно небольшая. Методы, описанные в пп. 1–4, позволяют получать более точные оценки локализации корней для частных классов уравнений, однако при этом может быть затрачен большой вычислительный ресурс.

Для достижения цели нашей работы мы провели анализ и применение метода локализации, основанный на использовании принципа вычислительной разрешимости алгебраических уравнений.

Проблема перечисления классов разрешимых уравнений для произвольной степени уравнений, основанная на концепции Абеля – Галуа, не имеет решения, по крайней мере, в настоящее время.

Поэтому *задача данной работы* изучить класс уравнений над полем действительных или комплексных чисел, которые обладают следующим свойством – для нахождения решений уравнения требуется конечное число арифметических и радикальных операций. Будем называть *такие уравнения разрешимыми в вычислительном отношении* [6–9].

Новизна данной работы в том, что на базе принципа вычислительной разрешимости предложен метод локализации кратных корней алгебраических уравнений, дающий существенно более точные оценки для расположения кратных корней по сравнению с оценками, полученными для случая отсутствия априорной информации о расположении корней.

Методология и алгоритм работы

Рассмотрим алгебраическое уравнение n -степени над полем комплексных или действительных чисел

$$F(x) = x^n + a_1 x^{n-1} + \dots + a_n = 0. \quad (1)$$

Нас будет интересовать в основном поле действительных чисел, поэтому в соответствии с теоремой Гаусса о корнях такого уравнения будет справедливой запись

$$F(x) = \prod_{i=1}^k (x + a_i) \cdot \prod_{j=1}^m (x^2 + p_j x + q_j). \quad (2)$$

В (2) используются следующие обозначения: a_i – совокупность действительных корней уравнения (1), $(i = \overline{1, k})$; p_j, q_j – совокупность коэффициентов квадратного трехчлена, определяющая сопряженные комплексные корни уравнения $(j = \overline{1, k})$; $i + 2m = n$.

Рассмотрим различные случаи.

Случай 1. Пусть уравнение (1) имеет единственный действительный корень α кратности n . Тогда выражение (2) принимает вид

$$F(x) = (x + \alpha)^n = x^n + C_n^1 x^{n-1} \alpha + C_n^2 x^{n-2} \alpha^2 + \dots + C_n^{n-2} x^2 \alpha^{n-2} + C_n^{n-1} x \alpha^{n-1} + \alpha^n = 0. \quad (3)$$

В выражении (3) используется положительное значение α . Это используется для более простой формы выражения, при практическом использовании учитывается знак корней.

Сравним коэффициенты при одинаковых степенях x выражений (1) и (3) и запишем

$$\begin{aligned} \alpha^n &= a_n, \\ C_n^{n-1} \alpha^{n-1} &= a_{n-1}, \\ C_n^{n-1} \alpha^{n-2} &= a_{n-2}, \\ C_n^2 \alpha^2 &= a_2, \\ C_n^1 \alpha &= a_1. \end{aligned} \quad (4)$$

Рассмотрим следующий вычислительный алгоритм, состоящий из n -этапов.

1-й этап. Вычисляем $\sqrt[n]{a_n}$ и присваиваем его α , т.е. $\alpha = \sqrt[n]{a_n}$. Переходим к следующему этапу.

2-й этап. Проверяем справедливость равенства $a_{n-1} = C_n^{n-1} \alpha^{n-1}$, и если оно имеет место, то переходим к следующему этапу; в противном случае вычислительный алгоритм завершается.

3-й этап. Проверяем справедливость равенства $a_{n-2} = C_n^{n-2} \alpha^{n-2}$ и далее, как в п. 2 и т.д.

На последнем n этапе проверяется справедливость равенства $a_1 = C_n^1 \alpha$.

Таким образом, в случае выполнения всех n этапов алгоритма мы можем прийти к выводу, что наше исходное алгебраическое уравнение имеет единственный корень α кратности n . Заметить, что для этого нам потребовались только те операции, которые необходимы для разрешимости алгебраического уравнения в радикалах в классической постановке задачи. Эффективность этого алгоритма очевидна, особенно по сравнению с итеративными алгоритмами решения уравнений.

Случай 2. Пусть уравнение (1) имеет различные действительные корни α и β кратности m и k соответственно, причем $m + k = n$. Тогда можно записать

$$F(x) = (x + \alpha)^m (x + \beta)^k = x^n + a_1 x^{n-1} + a_2 x^{n-2} + \dots + a_{n-2} x^2 + a_{n-1} x + a_n = 0. \quad (5)$$

Раскроем левую часть уравнения (5) и приравняем коэффициенты при одинаковых степенях переменной x , причем выпишем лишь следующие выражения:

$$\begin{aligned} a_n &= \alpha^m \beta^k; \\ a_{n-1} &= (C_k^{k-1} \alpha^m \beta^{k-1} + C_m^{m-1} \alpha^{m-1} \beta^k); \\ a_2 &= (C_m^2 \alpha^2 + C_m^1 C_k^1 \alpha \beta + C_k^2 \beta^2); \\ a_1 &= (C_m^1 \alpha + C_k^1 \beta). \end{aligned} \quad (6)$$

Нетрудно видеть, что (6) представляет собой систему из четырех нелинейных уравнений относительно двух действительных переменных α и β и двух целых положительных переменных

m и k , стесненным условием $m + k = n$. Пусть α, β, m, k есть решение системы уравнений (6). Тогда для проверки справедливости первоначального предположения о том, что исходное уравнение имеет действительные корни α и β кратности m и k соответственно, необходимо проверить справедливость ровно $(n - 4)$ равенств, аналогичных описанным в п. 1, и которые здесь не приведены.

Разумеется, в данном случае мы выходим за рамки рациональных и радикальных операций, характерных для классической задачи о разрешимости уравнений, но описанный алгоритм имеет большую эффективность при отыскании кратных корней уравнений по сравнению с классическими итеративными алгоритмами.

Следует заметить, что представленная схема нахождения решения предполагает вычисления с высокой точностью.

Рассмотренный способ нахождения решения алгебраических уравнений, основанный на использовании понятия вычислительной разрешимости, может быть распространен и на другие случаи – действительные корни кратности, большей или равной трем, кратные комплексные корни различной размерности. Следует, правда, заметить, что сложность алгоритмов при этом увеличивается. Мы не будем приводить здесь соответствующие выражения для этих случаев, лишь подчеркнем, что использование подобного подхода, основанного на понятии вычислительной разрешимости уравнений, представляется крайне перспективным, поскольку позволяет построить новый класс вычислительных алгоритмов, имеющих атрибуты интеллектуальности. На необходимость построения подобных алгоритмов указывали еще такие признанные авторитеты, как Дж. Х. Уилкинсон [7] и Дж. Трауб [8], полагавшие, что такие алгоритмы будут иметь большую эффективность по сравнению с чисто вычислительными версиями.

Описанный способ нахождения решений уравнений может быть использован для очень узкого класса уравнений, имеющих кратные корни. Однако этот класс уравнений чрезвычайно сложно решать с использованием численных методов в силу плохой обусловленности [9].

Представленная схема нахождения решения уравнений с кратными корнями может быть использована и для определения области локализации подобных уравнений.

Будем полагать, что уравнение $F(x) = x^n + a_1x^{n-1} + \dots + a_n = 0$ имеет единственный действительный корень кратности n . Пусть некоторые из коэффициентов этого уравнения подверглись малым возмущениям.

Тогда рассмотрим следующий алгоритм:

1-й этап. Вычисляем $\sqrt[n]{a_n}$ и присваиваем его α , т.е. $\alpha = \sqrt[n]{a_n}$.

2-й этап. Проверяем справедливость неравенства $|a_{n-1} - C_n^{n-1}\alpha^{n-1}| \leq \varepsilon$, где ε – произвольное положительное число; если оно имеет место, то переходим к следующему этапу, в противном случае вычислительный алгоритм завершается.

3-й этап. Проверяем справедливость неравенства $|a_{n-2} - C_n^{n-2}\alpha^{n-2}| \leq \varepsilon$ и далее, как в п. 2 и т.д.

На последнем этапе проверяется справедливость равенства $|a_1 - C_n^1\alpha| \leq \varepsilon$, т.е. записывается в виде

$$\begin{aligned} \alpha^n &= a_n; \\ |a_{n-1} - C_n^{n-1}\alpha^{n-1}| &< \varepsilon; \\ |a_{n-2} - C_n^{n-2}\alpha^{n-2}| &< \varepsilon; \\ |a_2 - C_n^2\alpha^2| &< \varepsilon; \\ |a_1 - C_n^1\alpha| &< \varepsilon. \end{aligned} \tag{7}$$

Если все $n - 1$ этапов рассмотренного алгоритма завершились успешно, то будем полагать, что все корни алгебраического уравнения x_i удовлетворяют неравенству

$$|\alpha - x_i| \leq \delta(\varepsilon), \quad (8)$$

где $\delta(\varepsilon)$ – положительное число, зависящее от ε .

Последнее выражение для $\delta(\varepsilon)$ определяет более точную границу области локализации корней уравнений по сравнению с известными. В этом случае будем полагать, что корни лежат внутри окружности радиуса $\delta(\varepsilon)$ с центром в α . Тогда $r_{\max} = \delta(\varepsilon)$, а $r_{\min} = 0$.

Заключение

В данной работе на основе сформулированного принципа вычислительной разрешимости алгебраических уравнение предложен метод точной локализации кратных корней уравнений. Принципиальной особенностью этого метода является то, что он позволяет находить корни уравнения с приемлемой для практики точностью без использования итеративных алгоритмов [10].

Использование принципа вычислительной разрешимости позволяет не только находить решение алгебраических уравнений без использования итеративных алгоритмов, но и может быть использован для более точной локализации корней уравнений с кратными корнями.

Библиографический список

1. Уилкинсон, Дж. Х. Алгебраическая проблема собственных значений / Х. Дж. Уилкинсон. – М. : Наука, Гл. ред. Физ.-мат. лит, 1970. – 273 с.
2. Демидович, Б. П. Основы вычислительной математики / Б. П. Демидович, И. А. Марон. – М. : Наука, Гл. ред. физ.-мат. лит, 1966. – 179 с.
3. Прасолов, В. В. Многочлены / В. В. Прасолов. – М. : МЦИМО, 2003. – 253 с.
4. Marden, M. The Geometry of the Zeros of a Polynomial in a Complex Variable / M. Marden. – New York : AMS, 1949. – 235 p.
5. Mignotte, M. Mathematics for computer algebra / M. Mignotte. – New York : Springer-Verlag, 1992. – 168 с.
6. Тягунов, О. А. Развитие технологий прямых корневых методов в задачах исследования систем управления / О. А. Тягунов // Информационно-измерительные и управляющие системы. – 2008. – Т. 6, № 6. – С. 43–48.
7. Уилкинсон, Дж. Х. Алгебраическая проблема собственных значений / Дж. Х. Уилкинсон. – М. : Наука, Гл. ред. Физ.-мат. лит, 1970. – 187 с.
8. Трауб, Д. Итерационные методы решения уравнений / Д. Трауб. – М. : МИР, 1985. – 254 с.
9. Исследование программных пакетов моделирования влияния электромагнитных воздействий на изделия радиоэлектронных средств / С. А. Бростилов, Т. Ю. Бростилова, Н. К. Юрков, Н. В. Горячев, В. А. Трусов, В. Я. Баннов, А. О. Бекбаулиев // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 1. – С. 206–209.
10. Кочегаров, И. И. Исследование влияния отверстий на собственные частоты пластинчатой конструкции / И. И. Кочегаров, С. И. Торгашин, А. В. Фомичев, А. В. Ляшенко // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 2. – С. 297–298.

Керимбай Нуржан Нурбергенович

кандидат технических наук, профессор,
кафедра космической техники и технологий,
Евразийский Национальный университет
им. Л. Н. Гумилева
(010000, Казахстан, г. Астана, ул. Сатпаева, 2)
E-mail: n.kerimbay@mail.ru

Ергалиев Дастан Сырымович

кандидат технических наук, доцент,
заведующий кафедрой космической техники
и технологий,
Евразийский Национальный университет
им. Л. Н. Гумилева
(010000, Казахстан, г. Астана, ул. Сатпаева, 2)
E-mail: DES-67@yandex.kz

Kerimbay Nurzhan Nurbergenovich

candidate of technical sciences, professor,
sub-department of space engineering and technology,
Eurasian National University
named after L. N. Gumilyov
(010000, 2 Satpaeva street, Astana, Kazakhstan)

Ergaliev Dastan Syrymovich

candidate of technical sciences, associate professor,
head of sub-department of space engineering
and technology,
Eurasian National University
named after L. N. Gumilyov
(010000, 2 Satpaeva street, Astana, Kazakhstan)

Нысанбаева Акбота Болатбековна

магистрант,
Евразийский Национальный университет
им. Л. Н. Гумилева
(010000, Казахстан, г. Астана, ул. Сатпаева, 2)
E-mail: nasanbaeva@mail.ru

Керимбай Гульжан Нуржановна

магистрант,
Евразийский Национальный университет
им. Л. Н. Гумилева
(010000, Казахстан, г. Астана, ул. Сатпаева, 2)
E-mail: k.gulzhan94@mail.ru

Сергазы Нурсултан Нургазиевич

магистрант,
Евразийский Национальный университет
им. Л. Н. Гумилева
(010000, Казахстан, г. Астана, ул. Сатпаева, 2)
E-mail: sergazi@mail.ru

Nysanbaeva Akbota Bolatbekovna

master degree student,
Eurasian National University
named after L. N. Gumilyov
(010000, 2 Satpaeva street, Astana, Kazakhstan)

Kerimbay Gul'zhan Nurzhanovna

master degree student,
Eurasian National University
named after L. N. Gumilyov
(010000, 2 Satpaeva street, Astana, Kazakhstan)

Sergazy Nursultan Nurgazievich

master degree student,
Eurasian National University
named after L. N. Gumilyov
(010000, 2 Satpaeva street, Astana, Kazakhstan)

Аннотация. Настоящая работа посвящена решению задачи развития технологии анализа динамических свойств многосвязных мехатронных систем (ММС) высокой размерности. Для этого наиболее перспективно использовать методы нахождения корней характеристического уравнения системы. Можно выделить две ключевые проблемы, от решения которых существенным образом зависит решение поставленной задачи анализа ММС. Первая проблема связана с построением границ расположения (локализации) корней характеристического уравнения систем управления. Вторая проблема посвящена разработке стратегий выбора начальных приближений для группы итеративных методов решения алгебраических уравнений [1].

Ключевые слова: многосвязные мехатронные системы, системы автоматического управления, манипуляционные и транспортные роботы, методы локализации корней, принцип вычислительной разрешимости.

Abstract. The present work is devoted to solving the problem of development of the technology of analysis of dynamic properties of multiply connected mechatronic systems (MMS) of high dimension. To do this, it is most promising to use methods for finding the roots of the characteristic equation of the system. Two key problems can be identified, from the solution of which the decision of the task of analyzing MMCs depends substantially. The first problem is related to the construction of the boundaries of the location (localization) of the roots of the characteristic equation of control systems. The second problem is devoted to the development of strategies for choosing initial approximations for a group of iterative methods for solving algebraic equations [1].

Key words: multiply connected mechatronic systems, automatic control systems, manipulation and transport robots, methods of root localization, the principle of computational solvability.

УДК 004.896(075.8)

Развитие метода локализации корней алгебраических уравнений, основанный на принцип вычислительной разрешимости / Н. Н. Керимбай, Д. С. Ергалиев, А. Б. Нысанбаева, Г. Н. Керимбай, Н. Н. Сергазы // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 70–76. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-9.

АЛГОРИТМ ИДЕНТИФИКАЦИИ ТЕКСТОВОЙ ИНФОРМАЦИИ

А. В. Полтавский, Н. К. Юрков, А. В. Гриншкун

Введение

В нашем современном «компьютеризированном» мире наблюдается переизбыток неструктурированных потоков текстовой информации, поэтому так важен и актуален вопрос о возможности ее объективного анализа. Само же понятие «информация» имеет достаточно широкий спектр определений, поэтому изначально следует обратиться к концептуальным истокам и, совместив философско-культурологический и технический подходы, выяснить, что информацией можно считать лишь тот феномен [1–3], который содержит следующие компоненты: автор, адресат, канал связи (передачи приема информации) и некий код [2, 4–6], к примеру, вербальный или математический язык в устной или письменной форме (или сам текст). А при такой постановке становится очевидным, что для определения авторства любой текстовой информации необходимо выработать определенный подход и разработать инновационный механизм для ее анализа. При разработке такого возможного инструментария следует применить современные научно-методические подходы и возможности вычислительных систем.

В плане инновационной проблематики такого рода разработку можно отнести к расширению арсенала аналитических возможностей программных средств. В частности, данный подход можно применять как дополнение к активно используемой в России программе типа Антиплагиат¹, поскольку предлагаемый алгоритм дает возможность повысить уровень достоверности определения авторства текста по вероятностным критериям [7, 8].

Изначально следует задать вопрос: каковы инновационные данные и технические возможности для анализа текстовой информации? В результате поисков ответа на этот вопрос *впервые* было создано вычислительное устройство [3], которое может быть использовано непосредственно при расчетах, связанных с идентификацией текстовой информации и в случаях необходимости определения ее авторства. Такая научно-техническая задача уже решалась и на нее получен патент [3]. Новизна подхода заключается в том, что в него положены формальные логические и числовые методы как основы для принципа работы вычислительного устройства. Данное обстоятельство в своем итоге повышает возможность принимать более объективные решения при определении и в случае необходимости при защите авторских прав непосредственно создателей текстовой информации. Покажем сущность инновационного подхода.

Алгоритм анализа текстовой информации

Числовой и логико-содержательный анализ текстовой информации осуществляется следующим образом. Два отрывка текстовой информации сравниваются путем сопоставления информации о вероятностях появления какой-либо буквы (или слов) в двух различных отрывках текста. Покажем на буквах. Среднее значение разности ΔP_{cp} между вероятностью появления i -й буквы для отрывка «а» P_{ai} и вероятностью появления j -й буквы из отрывка «б» P_{bj} оценивается по следующей формуле:

$$\Delta P_{cp} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n |P_{ai} - P_{bj}|_k, \quad k = 1, \dots, n, \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, m_{ai}, j = 1, \dots, m_{bj},$$

где n – количество букв в алфавите (в данном случае – русском); m_{ai} – количество i -й буквы в отрывке текста «а»; m_{bj} – количество j -й буквы в отрывке текста «б».

¹ Российский интернет-проект, представленный как программно-аппаратный комплекс для проверки текстовых документов на наличие заимствований из открытых источников в сети Интернет и других источников.

Сравнивая величину ΔP_{cp} с допустимым значением ΔP_{θ} (критерием принятия решений), можно сделать вывод о принадлежности двух отрывков «а» и «б» текстовой информации одному автору. Если $\Delta P_{cp} \leq \Delta P_{\theta}$, то отрывки текстов «а» и «б» принадлежат одному автору. В противном случае ($\Delta P_{cp} > \Delta P_{\theta}$) авторы этих отрывков могут быть различными.

Вероятности P_{ai} и $P_{\theta j}$ определяются по следующим формулам:

$$P_{ai} = \frac{m_{ai}}{N_a}, i = 1, \dots, m_a; \quad (2)$$

$$P_{\theta j} = \frac{m_{\theta j}}{N_{\theta}}, j = 1, \dots, m_{\theta}, \quad (3)$$

где N_a – общее количество букв в отрывке текста «а»; N_{θ} – общее количество букв в отрывке текста «б».

Апробация действия алгоритма

Для подтверждения работы инновационного алгоритма и иллюстрации разработанного подхода целесообразно рассмотреть определенный пример. В качестве объектов исследования и для содержательного анализа текстов будем использовать стихотворения Иосифа Бродского «Одиссей Телемаку» (отрывок «а») и «На смерть Жукова» (отрывок «б»).

Одиссей Телемаку

Мой Телемак,
Троянская война
окончена. Кто победил – не помню.
Должно быть, греки: столько мертвецов
вне дома бросить могут только греки...
И все-таки ведущая домой
дорога оказалась слишком длинной,
как будто Посейдон, пока мы там
теряли время, растянул пространство.
Мне неизвестно, где я нахожусь,
что передо мной. Какой-то грязный остров,
кусты, постройки, хрюканье свиней,
заросший сад, какая-то царица,
трава да камни... Милый Телемак,
все острова похожи друг на друга,
когда так долго странствуешь, и мозг
уже сбивается, считая волны,
глаз, засоренный горизонтом, плачет,
и водяное мясо застит слух.
Не помню я, чем кончилась война,
и сколько лет тебе сейчас, не помню.

Расти большой, мой Телемак, расти.
Лишь боги знают, свидимся ли снова.
Ты и сейчас уже не тот младенец,
перед которым я сдержал быков.
Когда б не Паламед, мы жили вместе.
Но, может быть, и прав он: без меня
ты от страстей Эдиповых избавлен,
и сны твои, мой Телемак, безгрешны.

На смерть Жукова

Вижу колонны замерших внуков,
 гроб на лафете, лошади круп.
 Ветер сюда не доносит мне звуков
 русских военных плачущих труб.
 Вижу в регалии убранный труп:
 в смерть уезжает пламенный Жуков.
 Воин, пред коим многие пали
 стены, хоть меч был вражьих тупей,
 блеском маневра о Ганнибале
 напоминавший средь волжских степей.
 Кончивший дни свои глухо, в опале,
 как Велизарий или Помпей.
 Сколько он пролил крови солдатской
 в землю чужую! Что ж, горевал?
 Вспомнил ли их, умирающий в штатской
 белой кровати? Полный провал.
 Что он ответит, встретившись в адской
 области с ними? «Я воевал».
 К правому делу Жуков десницы
 больше уже не приложит в бою.
 Спи! У истории русской страницы
 хватит для тех, кто в пехотном строю
 смело входили в чужие столицы,
 но возвращались в страхе в свою.

Анализ полученных численных расчетов этих текстов показывает, что общее количество букв в отрывке для текста «а» $N_a = 745$, а в отрывке «б» $N_b = 611$. Количество букв в русском алфавите мы знаем – $n = 33$. Количество i -й буквы m_{ai} в отрывке «а» и j -й буквы m_{bj} в отрывке «б» приведены в соответствующей сводной табл. 1.

Вероятности появления i -й буквы отрезка «а» P_{ai} и i -й буквы отрезка «б» P_{bj} , определяемые непосредственно по рабочим формулам, соответственно, (2) и (3), представлены также в сводной табл. 1.

Таблица 1

Вероятности появления различных букв в двух стихотворениях

Показатели	Буквы русского алфавита										
	А	Б	В	Г	Д	Е	Е	Ж	З	И	Й
m_{ai}	60	14	25	16	25	60	1	8	13	40	18
P_{ai}	0,081	0,019	0,034	0,021	0,034	0,081	0,001	0,011	0,017	0,054	0,024
m_{bj}	36	10	45	6	12	41	1	12	6	54	15
P_{bj}	0,059	0,016	0,074	0,010	0,020	0,067	0,002	0,020	0,010	0,088	0,025
$ P_{ai} - P_{bj} $	0,022	0,003	0,040	0,011	0,014	0,014	0,001	0,009	0,007	0,034	0,001
Показатели	Буквы русского алфавита										
	К	Л	М	Н	О	П	Р	С	Т	У	Ф
m_{ai}	33	30	34	46	83	15	33	45	54	12	0
P_{ai}	0,044	0,040	0,046	0,062	0,111	0,020	0,044	0,060	0,072	0,016	0
m_{bj}	23	35	18	34	61	20	30	33	34	24	1
P_{bj}	0,038	0,057	0,029	0,056	0,100	0,033	0,049	0,054	0,056	0,039	0,002
$ P_{ai} - P_{bj} $	0,006	0,017	0,017	0,006	0,011	0,013	0,005	0,006	0,016	0,023	0,002

Окончание табл. 1

Показатели	Буквы русского алфавита										
	Х	Ц	Ч	Ш	Щ	Ъ	Ы	Ь	Э	Ю	Я
m_{ai}	5	4	8	6	1	0	16	13	1	5	17
P_{ai}	0,007	0,005	0,011	0,008	0,001	0	0,021	0,017	0,001	0,007	0,023
m_{bj}	14	3	7	6	3	0	10	8	0	7	2
P_{bj}	0,023	0,005	0,011	0,010	0,005	0	0,016	0,013	0,	0,011	0,003
$ P_{ai} - P_{bj} $	0,016	0	0	0,002	0,004	0	0,005	0,004	0,001	0,004	0,020

В нижней строке сводной табл. 1 размещены численные значения величины модуля разности для измеряемой информации величин $|P_{ai} - P_{bj}|$.

Сумма значений этих величин равна 0,334, а среднее значение разности ΔP_{cp} между вероятностью появления i -й буквы из отрывка текста «а» P_{ai} и вероятностью появления i -й буквы для отрывка текста «б» P_{bj} оценивается по следующей формуле (1):

$$\Delta P_{cp} = \frac{1}{33} \cdot 0,334 = 0,01.$$

Если принять (в качестве критерия для оценки) допустимое значение этой вероятности как $\Delta P_d = 0,02$, то можно предполагать о том, что отрывки текста «а» и текста «б» принадлежат одному автору данных произведений [7, 8].

Предложение вычислительного устройства анализа текста

Технический результат непосредственно достигается тем, что само вычислительное устройство для измерения и содержательного анализа текстовой информации содержит первую и вторую группы входных регистров, состоящих из n элементов. Также устройство содержит с первого по четвертый входные регистры, первую и вторую группы блоков деления, состоящие из n элементов, группу блоков вычитания по модулю, состоящую из n элементов, накопительный сумматор, блок деления, блок сравнения, блок индикации, генератор тактовых импульсов и распределитель импульсов (РИ). Его тактовый вход непосредственно соединен с выходом генератора тактовых импульсов, а первый выход РИ – с входами записи первой и второй групп входных регистров. Он также соединен с входами записи первого, второго, третьего и четвертого входных регистров. Его второй выход соединен с входами считывания первой и второй групп входных регистров, а также первого и второго входных регистров. Его третий и четвертый выходы соединены с входами считывания соответственно третьего и четвертого входных регистров. Информационные входы с первого по n -й элемент первой группы входных регистров являются входом задания исходной информации, на которые поступают значения m_{ai} , характеризующие количество i -й буквы в отрывке текста «а». Информационные входы с первого по n -й элемент второй группы входных регистров являются входом задания исходной информации, на которые поступают значения m_{bj} , характеризующие количество j -й буквы в отрывке «б». Информационные входы с первого по четвертый входной регистр являются входами для задания исходной информации. На них поступают, соответственно, значение N_a , характеризующее общее количество букв отрывка текста «а», значение N_b , характеризующее общее количество букв в отрывке текста «б», и значение n , характеризующее количество букв в алфавите. Значение ΔP_d характеризует величину допустимого значения средней разности между вероятностью появления i -й буквы отрывка «а» и вероятностью появления j -й буквы в отрывке «б». Выходы с первого по n -й элемент первой и второй групп входных регистров соединены с входами делимого каждого соответствующего элемента, соответственно, первой и второй групп блоков деления. Их входы делителя подключены непосредственно к выходам, соответственно, первого и второго входных регистров, а выходы непосредственно подключены к выходам уменьшаемого и к входам вычитаемого группы блоков-вычитания по модулю. Их выходы соединены с входами с первого по n -й накопитель-

ного сумматора, а его выход уже подключен к входу делимого блока деления. Выход делителя непосредственно соединен с выходом третьего входного регистра вычислителя, а выход – с информационным входом блока сравнения. Его пороговый вход подключен к выходу четвертого входного регистра, а выход – к входу блока индикации.

Работа вычислительного устройства анализа текстов

Устройство вычислительной системы (ВС) для содержательного анализа текстовой информации работает следующим образом (рис. 1). На информационные входы ВС с первого по n -й элементов первой группы 1 входных регистров засылаются соответственно величины $m_{a1}, \dots, m_{ai}, \dots, m_{an}$, а на информационные входы с первого по n -й элементов второй группы 2 входных регистров подаются соответственно значения как $m_{b1}, \dots, m_{bj}, \dots, m_{bn}$. На информационные входы первого 3, второго 4, третьего 5 и четвертого 6 входных регистров направляются, соответственно, величины N_a, N_b, n и ΔP_0 . При этом управляющий сигнал на входы записи всех элементов этих групп входных регистров и входных регистров подается с первого выхода РИ15, темп работы вычислительного устройства непосредственно задается генератором 14 тактовых импульсов (ГТИ).

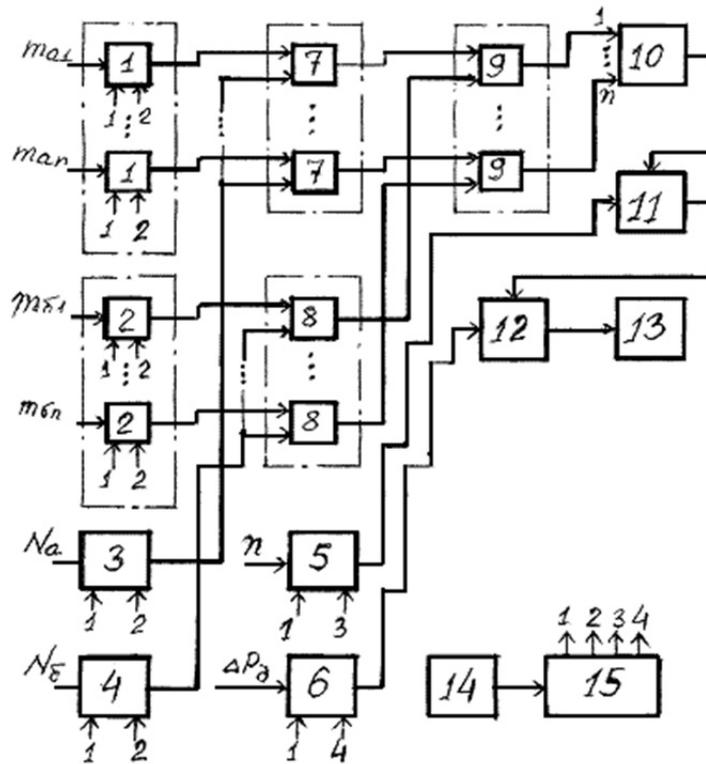


Рис. 1. Схематизация вычислительного устройства анализа текстов

По сигналу со второго выхода вычислительного устройства РИ15 на входы считывания первой 1 и второй 2 групп входных регистров величины m_{ai} и m_{bj} с их выходов засылаются на входы делимого соответственно первой 7 и второй 8 групп блоков деления, а на входы делителя этих групп направляются по сигналу со второго выхода РИ 15 с выходов соответственно первого 3 и второго 4 входных регистров значения N_a и N_b . С выходов первой 7 и второй 8 групп блоков деления величины P_{ai} и P_{bj} , определяемые по формулам (2) и (3), поступают, соответственно, на входы уменьшаемого и входы вычитаемого группы 9 блоков вычитания по модулю. С выходов этой группы величины $|P_{ai} - P_{bj}|_k$ засылаются на входы модели накопительного сумматора 10,

с выхода которого значение $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n |P_{ai} - P_{bj}|_k$ подается на вход делимого блока 11 для деления.

На вход делителя этого блока по сигналу с третьего выхода РИ 15 направляется с выхода третьего входного регистра 5 величина n . С выхода блока 11 деления значение для ΔP_{cp} , определяемое по формуле (1), поступает на информационный вход блока 12 сравнения, на пороговый вход которого по сигналу с четвертого выхода РИ 15 засылается с выхода четвертого входного регистра 6 величина ΔP_d . Если выполняется условие $\Delta P_{cp} \leq \Delta P_d$ (отрывки текстов «а» и «б» принадлежат одному автору) на выходе блока 12 сравнения появится *управляющий сигнал*, который приведет к загоранию лампы-индикатора блока 13 индукции. В противном случае, когда $\Delta P_{cp} > \Delta P_d$ сигнала на выходе блока 12 сравнения не будет и индикатор блока 13 индукции не засветится. Это и будет свидетельствовать о том, что отрывки «а» и «б» принадлежат разным авторам.

Заключение

Таким образом, предлагаемая нами информационная технология и ее инновационные составляющие в целях ее практической реализации с использованием разработанной вычислительной системы заключаются в следующем:

1) предложены алгоритм и инновационный подход к анализу текстовой информации с описанием принципа работы вычислительного устройства для реализации программы созданного алгоритма;

2) разработан оригинальный механизм анализа текстовой информации, основанный на комбинировании формально-числовых и логико-содержательных методов исследования;

3) технический результат работы алгоритма и устройства достигнут не только за счет математического аппарата, но и за счет предлагаемых цифровых технических средств (блоков и электронных элементов);

4) расширены ресурсы современных информационных технологий и технических средств вычислительных систем, с помощью которых можно осуществлять непосредственно количественную оценку и определение авторства текстовой информации;

5) повышен уровень достоверности определения авторства текстовой информации в результате применения разработанного вычислительного устройства на основе предложенного алгоритма.

В заключение отметим, что применимость предлагаемого алгоритма и данной инновационной разработки ВС обосновываются прежде всего тем, что они могут быть использованы в разных областях (отраслях) управления знаниями, например, при расчетах, связанных с идентификацией текстовой информации в случаях необходимости определения ее автора (или соавторства) с целью принятия объективных решений при защите авторских прав создателей текста и других подобных объектов, связанных непосредственно с правом интеллектуальной собственности. Алгоритм может применяться в лингвистической области при построении графовых моделей, а также в современных системах с искусственным интеллектом (ИИ) для принятия решений, в поисковых справочных системах электронных библиотек, а также в современных моделях и объектах робототехники и т. п.

Кроме того, предложенный алгоритм может быть полезен для наглядной демонстрации возможности объективного математического анализа и идентификации различных текстов при подготовке лингвистов, филологов, математиков и учителей по информатике.

Библиографический список

1. Пелипенко, А. А. Постижение культуры. Ч. 1. Культура и смысл / А. А. Пелипенко. – М. : Роспен, 2012. – 608 с.
2. Шеннон, К. Работы по теории информации и кибернетике / К. Шеннон. – М. : Изд-во иностранной литературы, 1963. – 830 с.
3. Пат. № 2568272 РФ. Устройство для содержательного анализа текстовой информации / Полтавский А. В. [и др.]. Зарег. 16.10.2015.
4. Полтавский, А. В. Программные средства вычислительных систем. Ч. 1. ЭВМ первых поколений / А. В. Полтавский. – М. : МГПУ, 2015. – 92 с.
5. Полтавский, А. В. Компьютерный практикум : учеб. пособие / А. В. Полтавский, И. И. Кочегаров, Н. В. Горячев. – Пенза : Изд-во ПГУ, 2015. – 238 с.
6. Информационные технологии в предметной области / отв. ред. проф. В. А. Бубнов. – М. : МГПУ, 2004. – Вып. II. – 246 с. – (Мастер-класс МГПУ).

7. Кочегаров, И. И. Исследование влияния отверстий на собственные частоты пластинчатой конструкции / И. И. Кочегаров, С. И. Торгашин, А. В. Фомичев, А. В. Ляшенко // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 2. – С. 297–298.
8. Исследование программных пакетов моделирования влияния электромагнитных воздействий на изделия радиоэлектронных средств / С. А. Бростилов, Т. Ю. Бростилова, Н. К. Юрков, Н. В. Горячев, В. А. Трусов, В. Я. Баннов, А. О. Бекбаулиев // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 1. – С. 206–209.

Полтавский Александр Васильевич

доктор технических наук, профессор,
кафедра информатизации образования,
Институт математики, информатики
и естественных наук,
Московский государственный
педагогический университет;
ведущий научный сотрудник,
Институт проблем управления
им. В. А. Трапезникова Российской академии наук,
г. Москва
(117997, Россия, г. Москва ул. Профсоюзная, 65)
E-mail: avp57avp@yandex.ru

Юрков Николай Кондратьевич

доктор технических наук, профессор,
заслуженный деятель науки РФ,
заведующий кафедрой конструирования
и производства радиоаппаратуры,
Пензенский государственный университет
(440026, Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: yurkov_NK@mail.ru

Гриншкун Александр Вадимович

ассистент,
Институт математики, информатики
и естественных наук,
Московский государственный
педагогический университет
(119991, Россия, г. Москва,
ул. Малая Пироговская, 1/1)
E-mail: grishkun@mail.ru

Аннотация. Предложена новая информационная технология и подход к анализу текстовой информации на основе применения формальных числовых методов и программируемых средств вычислительного устройства. Показано, что для определения авторства текстовой информации необходим инновационный механизм ее анализа. Предложен подход, расширяющий возможность программных средств повышения уровня достоверности определения авторства текста по вероятностным характеристикам. Описан алгоритм и принцип работы предлагаемого вычислительного устройства, которые могут быть использованы в расчетах, связанных с идентификацией текстовой информации, а также в случаях определения ее авторства. Представлен метод оценки качества принятия решений по содержательному анализу текстов. Дан подробный анализ работы предложенного устройства.

Poltavskiy Aleksandr Vasil'evich

doctor of technical sciences, professor,
sub-department of informatization of education,
Institute of Mathematics, Informatics
and Natural Sciences,
Moscow State Pedagogical University;
leading researcher,
Institute of management named after V. A. Trapeznikov
of Russian Academy of Sciences
(117997, 65 Profsoyuznaya street, Moscow, Russia)

Yurkov Nikolay Kondrat'evich

doctor of technical sciences, professor,
honoured worker of science of the Russian Federation,
head of sub-department of radio equipment
design and production,
Penza State University
(440026, 40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Grinshkun Aleksandr Vadimovich

assistant,
Institute of Mathematics, Informatics
and Natural Sciences,
Moscow State Pedagogical University
(119991, 1/1 Malaya Pirogovskaya street,
Moscow, Russia)

Abstract. A new information technology and approach to the analysis of textual information based on the use of formal methods of numerical and programmable resources of the computing device.

It is shown that in order to determine the authorship of textual information, an innovative mechanism for its analysis is needed. An approach is proposed that extends the possibility of software tools to increase the level of authenticity of the authorship of text on probabilistic characteristics. The algorithm and the operating principle of the proposed computing device are described, which can be used in calculations related to the identification of textual information, as well as in cases of determining its authorship. A method for evaluating the quality of decision-making on the meaningful analysis of texts is presented. A detailed analysis of the operation of the proposed device is given.

Ключевые слова: анализ текстовой информации, инновационный механизм, числовые методы, вычислительное устройство.

Key words: analysis of textual information, innovative mechanism, the numerical methods, the computing device.

УДК 519.85

Полтавский, А. В.

Алгоритм идентификации текстовой информации / А. В. Полтавский, Н. К. Юрков, А. В. Гриншкун // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 77–84. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-10.

КРИТЕРИИ ПРОВЕРКИ ПРОСТЕЙШИХ ЗАКОНОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ РЕСУРСА¹

Г. С. Садыхов, В. П. Савченко

Проблема оценки остаточного ресурса является необходимо актуальной в процессе эксплуатации сложных технических систем. Для определения интенсивности отказов используется метод, основанный на оценке количества безотказных срабатываний изделия. При этом необходимо оценить объем выборки изделия для проведения ресурсных цикловых испытаний.

Пусть ξ – количество безотказных срабатываний изделия. Примером срабатываний могут быть операция «включена» радиоэлектронная аппаратура в работу и операция «выключена» из нее, операции «сжатие» и «разжатие» для поршневых насосов, операция «коммутации» для коммутаторов сигналов, операция «переключение» для переключателей и т. д.

Для изделия, работающего в дискретном режиме применения, интенсивностью отказов при n -ом срабатывании называют величину, определяемую по следующей формуле [1]:

$$\lambda_n = \frac{Pr(\xi = n)}{Pr(\xi \geq n)}, \quad (1)$$

где $Pr(\cdot)$ – вероятность события, заключенного внутри скобок; $n = 1, 2, 3, \dots$

Из определения (1) следует, что

$$0 < \lambda_n < n. \quad (2)$$

Для сравнения приведем традиционное определение интенсивности отказов изделия в момент времени t , которое рассчитывается по формуле [2]

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t < \eta < t + \Delta t | (\eta > t))}{\Delta t}, \quad (3)$$

где $Pr((\cdot)|(\cdot))$ – условная вероятность того события, что отказ произойдет внутри интервала времени $(t, t + \Delta t)$; η – наработка до отказа изделия, работающего в непрерывном режиме применения.

Заметим, что правая часть оценки (2) для показателя (3) может не выполняться. Покажем это. Пусть

$$\lambda(t) \equiv 10^{-2} \frac{1}{\text{ч}}.$$

Так как один месяц (м) содержит 720 часов (ч), то

$$\frac{1}{\text{ч}} = 720 \frac{1}{\text{м}}.$$

Следовательно,

$$\lambda(t) \equiv 7,2 \frac{1}{\text{м}}.$$

Видно, что $\lambda(t) > 1$.

¹ Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (Гранты №07-08-00574-а и №10-08-00607-а).

Следует отметить, что формула (1) не вытекает из определения (3). Кроме того, выражение (1) не позволяет определить физическую размерность показателя λ_n . Для определения физической размерности запишем формулу (1) (по аналогии с (3)) в несколько другой форме, а именно:

$$\lambda_n = \frac{\Pr((n \leq \zeta < n+1) | (\zeta \geq n))}{(n+1) - n}. \quad (4)$$

Поскольку

$$\Pr((n \leq \zeta < n+1) | (\zeta \geq n)) = \frac{\Pr(\zeta = n)}{\Pr(\zeta \geq n)},$$

то из формулы (4) следует (1).

Выражение (4) полезно тем, что оно позволяет определить физическую размерность показателя λ_n , которая равна $1/\text{ср}$, где ср – срабатывание. Для сравнения, как это следует из (3), размерность $\lambda(t)$ равна $1/\text{вр}$, где вр – время.

Влияние принимаемых значений интенсивностей отказов (1) и (3) на характеристики надежности изделий исследованы в работах [3–8].

Простейшая модель расходования дискретного ресурса

Пусть вероятность того, что каждое срабатывание изделия будет безотказно, равна p ($0 < p < 1$). Тогда вероятность отказа изделия при n -м срабатывании согласно теореме умножения независимых событий равна

$$\Pr(\zeta = n) = p^{n-1}q, \quad (5)$$

где $q = 1 - p$, $n = 1, 2, \dots$.

Поскольку выражение (5) – это общий член геометрической прогрессии $q, pq, \dots, p^{n-1}q, \dots$, то модель распределения дискретного ресурса (5) называют геометрическим законом.

Легко заметить, что

$$\sum_{n=1}^{\infty} \Pr(\zeta = n) = 1.$$

Следовательно, принимаемые значения $\zeta = 1, \zeta = 2, \dots, \zeta = n, \dots$ как события образуют полную группу.

Докажем следующий критерий.

Теорема 1. Для того, чтобы модель расходования дискретного ресурса подчинялась геометрическому закону (5), необходимо и достаточно, чтобы интенсивность отказов при всех срабатываниях удовлетворяла условию

$$\lambda_n \equiv q, \quad (6)$$

где $n = 1, 2, \dots$.

Доказательство. Докажем необходимость условия (6) для закона (5).

Используя (5), имеем

$$\Pr(\zeta \geq n) = \sum_{m=n}^{\infty} p^{m-1}q.$$

Суммируя правую часть как геометрическую прогрессию, найдем

$$\Pr(\zeta \geq n) = p^{n-1}.$$

Следовательно, согласно (1) с учетом (5), получим

$$\lambda_n \equiv q, \quad (n = 1, 2, \dots),$$

что доказывает необходимость условия (6) для модели расходования дискретного ресурса (5).

Докажем достаточность условия, а именно: из условия (6) следует, что закон распределения дискретного ресурса имеет вид (5).

Используя (1), найдем

$$1 - \lambda_n = \frac{\Pr(\zeta \geq n+1)}{\Pr(\zeta \geq n)}, \quad (n=1, 2, \dots).$$

Полагая

$$R_m = \Pr(\zeta \geq m+1), \quad (7)$$

с учетом (6) имеем

$$1 - q = \frac{R_n}{R_{n-1}},$$

откуда получим следующую рекуррентную формулу:

$$R_n = pR_{n-1}, \quad (n=1, 2, \dots). \quad (8)$$

Поскольку согласно (7)

$$R_0 = 1,$$

то, используя (8), получим

$$R_1 = p, R_2 = pR_1, \dots, R_n = pR_{n-1}, \dots$$

Учитывая в каждом последующем выражении предыдущее соотношение, найдем

$$R_n = p^n, \quad (n=1, 2, \dots). \quad (9)$$

Так как

$$\Pr(\zeta = n) = R_{n-1} - R_n,$$

то с учетом (9) имеем

$$\Pr(\zeta = n) = p^{n-1}q, \quad (n=1, 2, \dots),$$

что доказывает достаточность условия (6).

Рассмотрим еще одно простейшее распределение в классе непрерывных распределений безотказных наработок.

Простейшая модель расходования непрерывного ресурса

Пусть $\lambda > 0$ – постоянная. Как известно, экспоненциальным называют распределение вероятностей значений безотказных наработок, если плотность распределения равна

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t}, \quad (10)$$

где $t > 0$ – время.

Установим следующий критерий.

Теорема 2. Для того, чтобы модель расходования непрерывного ресурса подчинялась экспоненциальному закону (10), необходимо и достаточно, чтобы интенсивность отказов была бы тождественна постоянной и удовлетворяла условию

$$\lambda(t) \equiv \lambda. \quad (11)$$

Доказательство. Так как вероятность безотказной работы изделия в течение времени t рассчитывается по формуле [2]

$$p(t) = \int_t^{\infty} f(u) du, \quad (12)$$

то с учетом (10) получим

$$p(t) = e^{-\lambda t}.$$

Подставляя полученное в формулу для интенсивности отказов

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{p(t)},$$

найдем

$$\lambda(t) \equiv \lambda,$$

что и доказывает необходимость условия (11).

Для доказательства достаточности условия (11) заметим, что [2]

$$p(t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda(u) du\right).$$

Подставляя (11) в эту формулу, имеем

$$p(t) = \exp(-\lambda t),$$

откуда найдем согласно (12)

$$f(t) = -p'(t) = \lambda e^{-\lambda t},$$

что доказывает достаточность условия (11).

Таким образом, доказаны критерии проверки простейших законов распределения ресурса.

Достижимая оценка среднего дискретного ресурса изделия

Пусть $m = 0, 1, 2, \dots$ – целые числа и γ – заданное число ($0 < \gamma < 1$). Под гамма-процентным дискретным ресурсом будем понимать такое наибольшее значение $m = m_\gamma$, которое определяется из следующего неравенства:

$$R_m \geq \gamma,$$

где

$$R_m = Pr(\xi \geq m + 1), \quad (13)$$

здесь R_m – вероятность безотказной работы изделия в результате срабатываний в количестве m [1]; $Pr(\cdot)$ – вероятность события, содержащегося внутри скобок; ξ – число срабатываний изделия (типа «включение» изделия в работу или «выключение» из нее) до отказа.

Иными словами, показатель m_γ определяется из следующего соотношения:

$$m_\gamma = \max\{m | R_m \geq \gamma\}. \quad (14)$$

Заметим, что в некоторых случаях уровень γ задают в процентах, тогда вероятность R_m тоже следует выразить в процентах.

Заданное значение γ для показателя m_γ позволяет планировать объем выборки изделий для проведения ресурсных циклических испытаний. Так, например, минимальный объем выборки при $\gamma = 0,9$ (до наблюдения первого отказавшего изделия в результате срабатываний «включено» изделие в работу или «выключено» из нее) равен 10.

В общем случае минимальный объем выборки для проведения ресурсных испытаний до появления первого отказавшего изделия при срабатывании «включено/выключено» рассчитывается по формуле

$$n = \left[\frac{1}{1-\gamma} \right], \quad (15)$$

где $[\cdot]$ – целая часть выражения, стоящего внутри скобок.

Формула (15) вытекает из следующей точечной оценки гамма-процентного дискретного ресурса при одном отказавшем изделии в выборке объемом n :

$$\frac{n-1}{n} = \gamma. \quad (16)$$

Решая уравнение (16) относительно n при заданном значении γ , получим формулу (15).

Наряду с показателем m_γ для оценки дискретного ресурса используется показатель «средний дискретный ресурс» r , который рассчитывается по формуле

$$r = E(\xi),$$

где $E(\cdot)$ – математическое ожидание величины, стоящей внутри; ξ – число срабатываний (типа «включено/выключено») до отказа.

Возникает вопрос: как связаны между собой показатели m_γ и r ? Ответом на этот вопрос служит следующее соотношение, установленное нами:

$$[r] = m_{R_{[r]}}, \quad (17)$$

где

$$R_{[r]} = Pr(\xi \geq [r] + 1)$$

вероятность безотказной работы изделия в результате срабатываний в количестве $[r]$ ($[\cdot]$ – обозначение целой части).

Из (17) видно, что при больших значениях r уровень γ , равный $R_{[r]}$, мал. Следовательно, использовать показатель m_γ для оценки среднего дискретного ресурса крайне затруднительно, поскольку потребуется большой объем выборки, чтобы в ней получить долю отказавших изделий, равной $1 - R_{[r]}$. Поясним это на примере.

Пусть закон распределения вероятностей для конкретного ресурса имеет следующие значения:

$$\xi: \begin{matrix} 1 & 2 & 3 \\ q & pq & p^2q \end{matrix},$$

где 1, 2, 3, ... – принимаемые значения срабатываний до отказа, $q = 1 - p$ – вероятность отказа изделия при каждом срабатывании ($0 < q < 1$).

Тогда [9]

$$R_{[r]} = p^{[r]},$$

где $r = 1/q$. Поскольку

$$\lim_{q \rightarrow 0} (1 - q)^{1/q} = e^{-1} \approx 0,37,$$

то

$$\lim_{q \rightarrow 0} R_{[r]} \approx 0,37.$$

Следовательно, для оценки среднего дискретного ресурса согласно (17) при малых значениях q необходим такой объем выборки, в котором 63 % изделий будут доведены до отказа при срабатываниях «включено/выключено», поскольку

$$1 - 0,37 = 0,63.$$

Очевидно, что минимальный объем выборки в этом случае равен 100 изделиям, но такой большой объем ресурсных испытаний не всегда возможно осуществить.

Поэтому возникает вопрос: каким же образом можно оценить средний дискретный ресурс на ранних стадиях ресурсных испытаний изделий?

Ответ на этот вопрос дает следующая достижимая оценка, полученная нами:

$$r \geq \gamma(m_\gamma + 1). \quad (18)$$

Для доказательства (18) воспользуемся формулой [10]

$$r = \sum_{m=0}^{\infty} R_m,$$

где R_m – вероятности, определяемые соотношениями (13). Откуда получим

$$r \geq \sum_{m=0}^{m_\gamma} R_m. \quad (19)$$

Согласно определению показателя «гамма-процентный дискретный ресурс» (2) при всех целых $m \leq m_\gamma$ имеем

$$R_m \geq \gamma$$

Учитывая эту оценку в (19), найдем искомую оценку (6).

Покажем, что оценка (18) достижима, т.е. существует хотя бы один закон распределения дискретного ресурса, для которого левая и правая части (18) равны, а именно:

$$r = \gamma(m_\gamma + 1).$$

Для этой цели рассмотрим следующий закон срабатываний изделий до отказа:

$$\xi: \begin{matrix} 1 & 2 \\ 0,5 & 0,5 \end{matrix}.$$

Видно, что

$$r = 1,5; \quad m_{0,5} = 2.$$

Тогда правая часть (18) при $\gamma = 0,5$ равна 1,5, что совпадает со значением левой части, равной также 1,5.

Таким образом, оценка (18) достижима.

Заметим, что для непрерывного ресурса имеем следующую оценку для среднего ресурса R [10]:

$$R > \gamma t_\gamma, \quad (8)$$

где t_γ – гамма-процентный ресурс, определяемый из уравнения

$$P(t) = \gamma$$

как решение относительно t , ($t = t_\gamma$) при заданном значении γ , ($0 < \gamma < 1$), здесь $P(t)$ – вероятность безотказной работы изделия в течение времени t .

Показано, что оценка (8) не является достижимой [11, 12]. Другими словами, в классе изделий с непрерывным ресурсом отсутствует закон распределения безотказных наработок до отказа, для которого правая часть (8) равна левой.

Таким образом, установлена достижимая оценка среднего дискретного ресурса, позволяющая на ранних стадиях ресурсных испытаний проводить оценку среднего дискретного ресурса для любого закона распределения срабатываний изделия до отказа.

Библиографический список

1. Sadykhov, G. S. Average number of failure-free operations up to critical failure of a technologically dangerous facility: Calculation, limit and non-parametric-estimates / G. S. Sadykhov // Journal of Machinery Manufacture and Reliability. – 2013. – Vol. 42, Iss. 1. – P 81–88.
2. Гнеденко, Б. В. Математические методы в теории надежности. Основные характеристики надежности и их статистический анализ / Б. В. Гнеденко, Ю. К. Беляев, А. Д. Соловьев. – М. : URSS, 2013. – 584с.
3. Sadikhov, G. S. Technical condition control calculation for hazardous industrial facilities / G. S. Sadykhov // Journal of Machinery Manufacture and Reliability. – 2014. – Vol. 43, Iss. 4. – P. 327–332.
4. Садыхов, Г. С. Непараметрические оценки и предельные значения вероятностей опасных и безопасных состояний техногенно-опасного объекта / Г. С. Садыхов, И. А. Бабаев // Проблемы машиностроения и надежности машин. – 2015. – № 3. – С. 128–134.
5. Sadikhov, G. S. Nonparametric Assessments and Limiting Probability Value of the Hazardous and Safe States of a Technogenic-Hazardous Object / G. S. Sadikhov, I. A. Babaev // Journal of the Machinery Manufacture and Reliability. – 2015. – Vol. 44, № 3. – P. 298–304.
6. Садыхов, Г. С. Модели и методы оценки остаточного ресурса изделий радиоэлектроники / Г. С. Садыхов, В. П. Савченко, Н. И. Сидняев. – М. : Изд-во МГТУ им. Н. Э. Баумана, 2015. – 382 с.
7. Информационная технология многофакторного обеспечения надежности сложных электронных систем / Н. К. Юрков, А. В. Затылкин, С. Н. Полесский, И. А. Иванов, А. В. Лысенко // Надежность и качество сложных систем. – 2013. – № 4. – С. 74–79.
8. Садыхов, Г. С. К проблеме оценки средней наработки до критического отказа техногенно-опасного объекта / Г. С. Садыхов, В. П. Савченко // Надежность и качество сложных систем. – 2013. – № 1. – С. 59–61.
9. Садыхов, Г. С. Гамма-процентные показатели эксплуатационной надежности и их свойства / Г. С. Садыхов // Известия АН СССР. Сер. : Техническая кибернетика. – 1983. – № 6. – С. 185–187.
10. Садыхов, Г. С. Расчет показателей контроля технического состояния техногенно-опасного объекта / Г. С. Садыхов // Проблемы машиностроения и надежности машин. – 2014. – № 4. – С. 120–126.

Садыхов Гулам Садыхович

доктор технических наук, профессор,
главный научный сотрудник,
действительный член Академии проблем качества РФ,
Московский государственный технический
университет им. Н. Э. Баумана
(105005, Россия, г. Москва,
ул. 2-я Бауманская, 5, стр. 1)
E-mail: gsadykhov@gmail.com

Савченко Владимир Петрович

доктор технических наук, профессор,
генеральный директор Радиотехнического
института им. академика Л. А. Минца
(127083, Россия, г. Москва, ул. 8 Марта, 10, стр. 1)
E-mail:savchenko@rti-mints.ru

Аннотация. Доказываются необходимые и достаточные условия для проверки простейших законов распределения ресурса. Доказана достижимая оценка среднего дискретного ресурса, позволяющая на ранних стадиях ресурсных испытаний проводить оценку дискретного ресурса для любого закона распределения срабатываний изделия до отказа.

Sadykhov Gulam Sadykhovich

doctor of technical science, professor, chief researcher,
fellow of Russian Federation Quality Problems academy,
Bauman Moscow State Technical University
(105005, p. 1, 5 2-nd Baumanskaya street, Moscow,
Russia)

Savchenko Vladimir Petrovich

doctor of technical sciences, professor, CEO,
Joint Stock Company «Academician A. L. Mints
Radiotechnical Institute»
(127083, p. 1, 10 8 March street, Moscow, Russia)

Abstract. The work proves necessary and sufficient conditions for testing the simplest laws of resource distribution. An achievable estimate of the mean discrete resource is proved, which allows estimating a discrete resource for any law of distribution of product releases to failure in the early stages of resource tests.

Ключевые слова: количество безотказных срабатываний, вероятность безотказных срабатываний, интенсивность отказов при срабатывании.

Key words: the number of fail-safe operations, the probability of failure-free operation, the intensity of failures when triggered.

УДК 62.192

Садыхов, Г. С.

Критерии проверки простейших законов распределения ресурса / Г. С. Садыхов, В.П. Савченко // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 85–92. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-11.

МЕТОДИКА ОПРЕДЕЛЕНИЯ НАБОРА ИНФОРМАТИВНЫХ ПАРАМЕТРОВ ДЛЯ ПРОВЕДЕНИЯ ИНДИВИДУАЛЬНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА И НАДЕЖНОСТИ РАДИОЭЛЕКТРОННЫХ СРЕДСТВ

Р. О. Мишанов, М. Н. Пиганов

В последние годы наблюдается лавинообразный рост числа и последствий техногенных аварий и катастроф [1]. В связи с этим в ходе эксплуатации сложной технической системы необходимо контролировать ее параметры для определения качества функционирования, выполнения своего предназначения, а также безопасности [2]. В [3] предлагаются информативные критерии эффективности и надежности контроля для достижения требуемого уровня безопасности таких систем. Глобальный прорыв в решении проблемы контроля состояния технических систем и отслеживания рисков их функционирования, как считает автор, может сделать электроника. К сложным техническим системам относятся и системы, установленные на борту космического аппарата (КА). Основой таких систем является радиоэлектронная аппаратура, надежность которой определяет эффективность и безопасность их функционирования.

Проблема повышения качества и надежности радиоэлектронной аппаратуры (РЭА) на сегодняшний день относится к приоритетным направлениям развития космической техники. Наиболее актуальны способы повышения качества аппаратуры и электронной компонентной базы (ЭКБ), позволяющие с минимальными затратами времени и ресурсов обеспечить приемлемый уровень безопасности и надежности. К таким способам относится индивидуальное прогнозирование (ИП) показателей качества и надежности с использованием математической модели (оператора прогнозирования) [4–10].

Выбор информативных параметров построения математической прогнозной модели представляет собой сложную и трудоемкую задачу, так как он преимущественно опирается на интуицию исследователя. Выбор информативных параметров существенно влияет на достоверность математической модели, так как неверный выбор может привести к тому, что оператор прогнозирования окажется не применимым.

В настоящее время не существует четкого и достоверного метода по выбору информативных и прогнозируемых параметров. Известно, что предварительный выбор информативных и прогнозируемых параметров может быть реализован на использовании метода экспертных оценок (метод Дельфы), который позволяет уменьшить ошибки за счет опыта и интуиции многих специалистов, участвующих в опросе [11]. А в дальнейшем, после проведения анализа опросов, исследователь самостоятельно выбирает необходимые параметры из перечня рекомендуемых. Недостатками такого способа является человеческий фактор (субъективизм, ограниченность суждений), а также различные организационные задачи, связанные с проведением опросов, что требует большого количества времени и трудозатрат. В связи с этим очевидна актуальность разработки достоверного математического метода определения информативных и прогнозируемых параметров.

Цель статьи – разработка методики определения набора информативных параметров для ИП радиоэлектронных средств космического назначения. Метод определения связи между параметрами может быть основан на совместном применении корреляционного и регрессионного анализа.

В данной работе рассматривается применение корреляционного и регрессионного анализа для определения набора информативных параметров (прогнозируемого и информативных) с целью дальнейшего применения при индивидуальном прогнозировании показателей качества и надежности интегральных микросхем (ИМС), выполненных по КМОП-технологии. Для осуществления процесса прогнозирования параметра, характеризующего уровень надежности изделия, необходимо наличие вероятностной (стохастической) зависимости этой величины от выбранных информативных параметров. Прогнозируемый параметр с точки зрения математической статистики является случайным процессом, а функциональная зависимость прогнозируемого параметра от информативных является частным и достаточно редким случаем. Между прогнозируемым и информативными параметрами должна существовать корреляционная связь, что означает

возможность построения кривой регрессии, т.е. аналитической функции, аппроксимирующей эмпирические значения. Такой метод прогнозирования был рассмотрен в работе [12].

Однако нельзя утверждать, что наличие корреляционной связи между прогнозируемым и информативными параметрами означает, что эта связь – непосредственная [13]. Связь между параметрами может существовать за счет других параметров, которые не рассматриваются исследователем. Такие параметры называются латентными переменными. Очевидно, что рассмотрение таких переменных также необходимо учитывать.

Кроме того, наличие корреляционной связи между параметрами не сигнализирует о наличии причинно-следственной связи [13]. Наличие корреляции говорит лишь о степени связи между переменными. Таким образом, причинно-следственную связь обычно интерпретируют на основе проведения эксперимента.

Также необходимо учитывать, что существует случайная корреляция между параметрами, при которой причина ее возникновения отсутствует. В этом случае важным этапом перед установлением корреляции между параметрами является определение причинно-следственной связи.

После установления того, что причинно-следственная связь между информативным параметром существует, эту связь необходимо оценить. Для такой оценки в большинстве случаев используют критерий Пирсона. Следует отметить, что этот критерий используется для определения линейной корреляции при условии, что переменные имеют нормальное распределение. Для оценки связи между переменными в случае нелинейной связи используют корреляционное отношение Пирсона.

В статье предлагается следующая методика определения набора информативных параметров для проведения индивидуального прогнозирования показателей качества и надежности ИМС при условии, что параметры имеют нормальный закон распределения:

- 1) определение необходимых исходных данных:
 - определение прогнозируемого параметра, являющегося показателем качества элемента;
 - первичный отбор информативных параметров электрорадиоизделий (ЭРИ), контролируемых при отборе и тренировке элементов на заводе-изготовителе либо в сертификационном центре;
- 2) исследовательские испытания элементов в соответствии с первичным отбором параметров:
 - разработка программы испытаний, выбор видов и режимов испытательных воздействий;
 - проведение испытаний в соответствии с разработанной программой;
- 3) анализ результатов испытаний:
 - оформление результатов испытаний в виде необходимых таблиц, графиков, диаграмм;
 - оценка корреляционной связи между прогнозируемым параметром и каждым информативным параметром;
 - оценка генеральных коэффициентов корреляции;
 - оценка корреляционной связи между информативными параметрами;
 - вторичный отбор информативных параметров (2–3 параметра), удовлетворяющих предъявляемым условиям;
 - построение кривой регрессии для выбранных параметров.

Определение и отбор прогнозируемого и информативных параметров должен быть основан на анализе механизмов отказов конкретного типа ЭРИ. Например, для ИМС, реализованных по КМОП-технологии, характерными механизмами отказов являются проба подзатворного диэлектрика, электромиграция, генерация «горячих носителей», межслойные дефекты изоляционных диэлектриков, дефекты *p-n* переходов, дефекты маскирования, образования пустот [14].

Выбор прогнозируемого параметра должен основываться на предположении, что выбираемый показатель однозначно характеризует способность элемента функционировать с заявленными требованиями. Нами на данном этапе с учетом объекта установки и срока функционирования ИМС, выполненных по КМОП-технологии, в качестве такого параметра выбран ток утечки.

Для однозначного определения взаимосвязи механизма отказов и измеренных значений параметров рекомендуется рассматривать результаты анализа однотипных элементов, на основе которых формируются выводы о взаимосвязи, т.е. рассматривать статистические данные об отказах элементов.

Разработка программы испытаний представляет собой сложную задачу для исследователя. Основным вопросом предстоящих испытаний является определение необходимого объема испытаний. На заводе-изготовителе ЭКБ, помимо пооперационного контроля, элементы подвергаются последовательным отбраковочным испытаниям (тренировка элементов) и технологическому прогону. Основное внимание уделяется формированию набора факторов, провоцирующих определенный

механизм отказа. В случае, если к применению в космосе допускается партия ЭКБ военного назначения, проводятся дополнительные отборочные испытания [15]. Таким образом, в качестве рекомендуемого набора видов испытаний следует рассмотреть электротренировку, термотренировку, электротермотренировку, а также требования стандартов MIL-PRF-19500 Screening Requirements (требования по отбраковке элементов космического применения), MIL-STD-883 В (требования военного стандарта США), В ESA/SCC (требования координационного совета по уровням качества ЭКБ космического применения Европейского космического агентства).

Анализ результатов испытаний является достаточно трудоемкой задачей. Поэтому ее выполнение реализуется с помощью ЭВМ и программ проведения статистических расчетов (STATISTICA, MathCAD, Mathematica, PolyAnalyst и др.). Для упрощения расчетов рекомендуется приводить нелинейные связи к линейным, т.е. проводить операцию линеаризации (разбитие нелинейной характеристики на линейные участки). Рекомендуемые критерии принятия информативного параметра в качестве значимого:

- коэффициент корреляции между прогнозируемым и информативным параметрами не менее 0,7;
- коэффициенты корреляции между информативным параметром и другими информативными параметрами не более 0,3.

В качестве примера рассмотрим выборку КМОП-микросхем 765ЛН2 ОС, предназначенных для применения в космических РЭС. Объем выборки составил 50 экземпляров. Такой объем был ранее обоснован и проверен на практике [4, 8, 9]. За прогнозируемый параметр y принят дрейф тока утечки, измеренный после проведения 1000 ч испытательных воздействий. В качестве информативных параметров рассматриваются [16]:

- x_1 – время задержки по переднему фронту сигнала t^+_{p} , [мкс];
- x_2 – критическое питающее напряжение $E_{кр. п.}$, [В].

Основной задачей исследования является определение степени связи прогнозируемого параметра с информативными параметрами. Измеренные величины имеют нормальное распределение. В табл. 1 показаны значения параметров микросхем в выборке после проведения обучающего эксперимента.

Таблица 1

Измеренные значения исследуемых параметров микросхем

№ экз.	x_1	x_2	y	№ экз.	x_1	x_2	y
1	4,3	1,3	20	26	5	2,8	33
2	7,2	2,9	38	27	4,4	1,71	24
3	3,2	1,1	12	28	4,5	1,8	25
4	6,6	2,1	47	29	3	1	12
5	5,3	1,72	31	30	4,2	1,56	19
6	4,7	1,6	26	31	4,9	1,6	27
7	6,7	1,8	116	32	7,5	2,8	61
8	6,2	1,73	35	33	4,5	1,62	24
9	6,6	2,4	36	34	7,8	2,78	68
10	3,9	1,3	18	35	8,9	2,96	83
11	4,5	1,4	21	36	4,8	1,7	29
12	4,3	1,4	21	37	3,8	1,4	16
13	4,6	1,5	23	38	6,4	2,5	34
14	5,8	1,7	45	39	6	2,5	41
15	9,2	2,9	84	40	6,9	2,81	44
16	6,5	2,6	39	41	7,1	1,74	36
17	7,0	2,8	37	42	5,0	1,72	27
18	5,2	1,75	30	43	7,3	2,9	55
19	3,8	1,2	17	44	8,1	2,8	74
20	3,7	1,2	16	45	5,2	2,3	33
21	4,4	1,3	22	46	7,1	2,81	46
22	7,1	2,6	53	47	10,8	3,2	92
23	5,1	1,6	28	48	3,5	1,5	15
24	5,0	1,5	27	49	4	1,63	18
25	15,6	3,5	172	50	5,1	1,9	30

Определим, целесообразно ли проведение данного исследования с учетом числа наблюдений n и количества факторов m [16, 17]. Для такой оценки воспользуемся следующим отношением:

$$(n + m) < (n - m)^2. \tag{1}$$

В нашем случае рассматриваются два фактора, влияющие на прогнозируемый параметр, и 50 наблюдений каждого фактора. Таким образом:

$$52 < 9604. \tag{2}$$

Следовательно, данное исследование проводить целесообразно.

Так как принимается допущение, что связь прогнозируемого и информативных параметров рассматривается в качестве линейной, значения параметров измерены в сильных шкалах (в интервальных шкалах), то для оценки тесноты (силы) связи необходимо вычислить коэффициент корреляции Пирсона для случаев связи y и x_1 , y и x_2 . Значение коэффициента корреляции r вычисляется по формуле

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right] \cdot \left[\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2\right]}}, \tag{3}$$

где x_i – i -е числовое значение информативного параметра; \bar{x} – среднее значение информативного параметра; y_i – i -е числовое значение прогнозируемого параметра; \bar{y} – среднее значение прогнозируемого параметра; n – объем выборки.

В зависимости от объема выборки коэффициенты корреляции требуют коррекции [13]. Так как объем выборки меньше 100, то значение коэффициента корреляции Пирсона корректируется по формуле

$$r' = r \left[1 + \frac{1 - r^2}{2(n - 3)} \right], \tag{4}$$

где r' – откорректированное значение коэффициента корреляции Пирсона.

На рис. 1 представлено корреляционное поле точек, описывающих зависимость прогнозируемого параметра y от информативного параметра x_1 , на рис. 2 – y от x_2 .

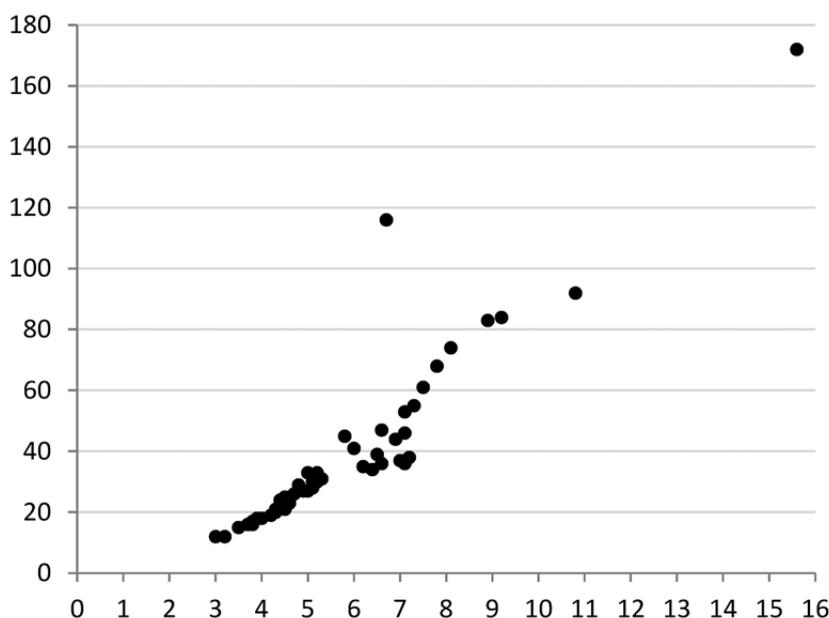


Рис. 1. Корреляционное поле точек, характеризующих зависимость y от x_1

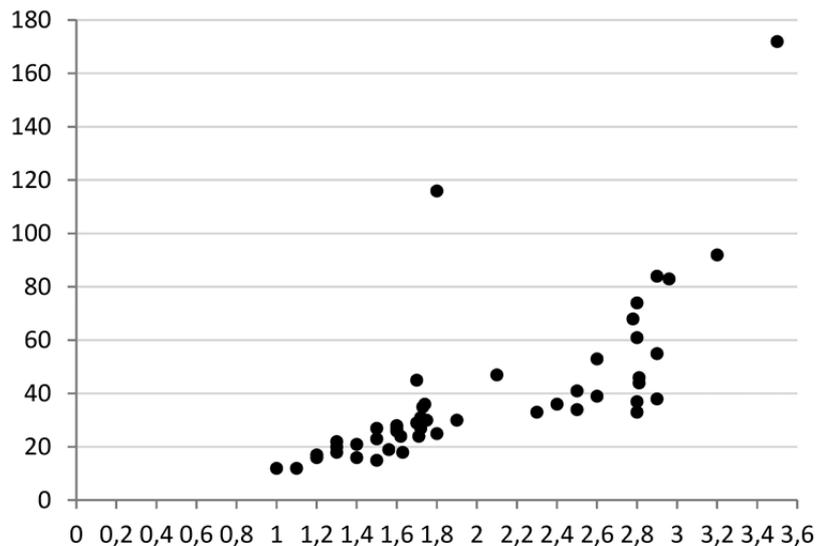


Рис. 2. Корреляционное поле точек, характеризующих зависимость y от x_2

В табл. 2 и 3 приведены расчетные значения для определения коэффициентов корреляции между параметрами x_1 , x_2 и y .

Таблица 2

Расчетные значения для определения коэффициента корреляции между параметрами x_1 и y

№ экз.	x	y	$x_i - \bar{x}$	$y_i - \bar{y}$	$(x_i - \bar{x})^2$	$(y_i - \bar{y})^2$	$(x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})$
1	2	3	4	5	6	7	8
1	4,3	20	-1,546	-19,6	2,390	384,16	30,302
2	7,2	38	1,354	-1,6	1,833	2,56	-2,166
3	3,2	12	-2,646	-27,6	7,001	761,76	73,030
4	6,6	47	0,754	7,4	0,569	54,76	5,580
5	5,3	31	-0,546	-8,6	0,298	73,96	4,696
6	4,7	26	-1,146	-13,6	1,313	184,96	15,586
7	6,7	116	0,854	76,4	0,729	5836,96	65,246
8	6,2	35	0,354	-4,6	0,125	21,16	-1,628
9	6,6	36	0,754	-3,6	0,569	12,96	-2,714
10	3,9	18	-1,946	-21,6	3,787	466,56	42,034
11	4,5	21	-1,346	-18,6	1,812	345,96	25,036
12	4,3	21	-1,546	-18,6	2,390	345,96	28,756
13	4,6	23	-1,246	-16,6	1,553	275,56	20,684
14	5,8	45	-0,046	5,4	0,002	29,16	-0,248
15	9,2	84	3,354	44,4	11,249	1971,36	148,918
16	6,5	39	0,654	-0,6	0,428	0,36	-0,392
17	7,0	37	1,154	-2,6	1,332	6,76	-3,000
18	5,2	30	-0,646	-9,6	0,417	92,16	6,202
19	3,8	17	-2,046	-22,6	4,186	510,76	46,240
20	3,7	16	-2,146	-23,6	4,605	556,96	50,646
21	4,4	22	-1,446	-17,6	2,091	309,76	25,450
22	7,1	53	1,254	13,4	1,573	179,56	16,804
23	5,1	28	-0,746	-11,6	0,557	134,56	8,654
24	5,0	27	-0,846	-12,6	0,716	158,76	10,660
25	15,6	172	9,754	132,4	95,141	17529,76	1291,430
26	5	33	-0,846	-6,6	0,716	43,56	5,584
27	4,4	24	-1,446	-15,6	2,091	243,36	22,558
28	4,5	25	-1,346	-14,6	1,812	213,16	19,652

Окончание табл. 2

1	2	3	4	5	6	7	8
29	3	12	-2,846	-27,6	8,100	761,76	78,550
30	4,2	19	-1,646	-20,6	2,709	424,36	33,908
31	4,9	27	-0,946	-12,6	0,895	158,76	11,920
32	7,5	61	1,654	21,4	2,736	457,96	35,396
33	4,5	24	-1,346	-15,6	1,812	243,36	20,998
34	7,8	68	1,954	28,4	3,818	806,56	55,494
35	8,9	83	3,054	43,4	9,327	1883,56	132,544
36	4,8	29	-1,046	-10,6	1,094	112,36	11,088
37	3,8	16	-2,046	-23,6	4,186	556,96	48,286
38	6,4	34	0,554	-5,6	0,307	31,36	-3,102
39	6	41	0,154	1,4	0,024	1,96	0,216
40	6,9	44	1,054	4,4	1,111	19,36	4,638
41	7,1	36	1,254	-3,6	1,573	12,96	-4,514
42	5,0	27	-0,846	-12,6	0,716	158,76	10,660
43	7,3	55	1,454	15,4	2,114	237,16	22,392
44	8,1	74	2,254	34,4	5,081	1183,36	77,538
45	5,2	33	-0,646	-6,6	0,417	43,56	4,264
46	7,1	46	1,254	6,4	1,573	40,96	8,026
47	10,8	92	4,954	52,4	24,542	2745,76	259,590
48	3,5	15	-2,346	-24,6	5,504	605,16	57,712
49	4	18	-1,846	-21,6	3,408	466,56	39,874
50	5,1	30	-0,746	-9,6	0,557	92,16	7,162
\bar{x}		\bar{y}	$\sum(x_i - \bar{x})^2$		$\sum(y_i - \bar{y})^2$		
5,846		39,6	232,884		41792		

Таблица 3

Расчетные значения для определения коэффициента корреляции между параметрами x_2 и y

№ экз.	x	y	$x_i - \bar{x}$	$y_i - \bar{y}$	$(x_i - \bar{x})^2$	$(y_i - \bar{y})^2$	$(x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})$
1	2	3	4	5	6	7	8
1	1,3	20	-0,719	-19,6	0,517	384,16	14,088
2	2,9	38	0,881	-1,6	0,777	2,56	-1,410
3	1,1	12	-0,919	-27,6	0,844	761,76	25,359
4	2,1	47	0,081	7,4	0,007	54,76	0,601
5	1,72	31	-0,299	-8,6	0,089	73,96	2,570
6	1,6	26	-0,419	-13,6	0,175	184,96	5,696
7	1,8	116	-0,219	76,4	0,048	5836,96	-16,716
8	1,73	35	-0,289	-4,6	0,083	21,16	1,328
9	2,4	36	0,381	-3,6	0,145	12,96	-1,372
10	1,3	18	-0,719	-21,6	0,517	466,56	15,526
11	1,4	21	-0,619	-18,6	0,383	345,96	11,510
12	1,4	21	-0,619	-18,6	0,383	345,96	11,510
13	1,5	23	-0,519	-16,6	0,269	275,56	8,612
14	1,7	45	-0,319	5,4	0,102	29,16	-1,722
15	2,9	84	0,881	44,4	0,777	1971,36	39,125
16	2,6	39	0,581	-0,6	0,338	0,36	-0,349
17	2,8	37	0,781	-2,6	0,610	6,76	-2,031
18	1,75	30	-0,269	-9,6	0,072	92,16	2,580
19	1,2	17	-0,819	-22,6	0,670	510,76	18,505
20	1,2	16	-0,819	-23,6	0,670	556,96	19,324
21	1,3	22	-0,719	-17,6	0,517	309,76	12,651

Окончание табл. 3

1	2	3	4	5	6	7	8
22	2,6	53	0,581	13,4	0,338	179,56	7,788
23	1,6	28	-0,419	-11,6	0,175	134,56	4,858
24	1,5	27	-0,519	-12,6	0,269	158,76	6,537
25	3,5	172	1,481	132,4	2,194	17529,76	196,111
26	2,8	33	0,781	-6,6	0,610	43,56	-5,156
27	1,71	24	-0,309	-15,6	0,095	243,36	4,817
28	1,8	25	-0,219	-14,6	0,048	213,16	3,194
29	1	12	-1,019	-27,6	1,038	761,76	28,119
30	1,56	19	-0,459	-20,6	0,210	424,36	9,451
31	1,6	27	-0,419	-12,6	0,175	158,76	5,277
32	2,8	61	0,781	21,4	0,610	457,96	16,718
33	1,62	24	-0,399	-15,6	0,159	243,36	6,221
34	2,78	68	0,761	28,4	0,579	806,56	21,618
35	2,96	83	0,941	43,4	0,886	1883,56	40,848
36	1,7	29	-0,319	-10,6	0,102	112,36	3,379
37	1,4	16	-0,619	-23,6	0,383	556,96	14,604
38	2,5	34	0,481	-5,6	0,232	31,36	-2,695
39	2,5	41	0,481	1,4	0,232	1,96	0,674
40	2,81	44	0,791	4,4	0,626	19,36	3,481
41	1,74	36	-0,279	-3,6	0,078	12,96	1,004
42	1,72	27	-0,299	-12,6	0,089	158,76	3,765
43	2,9	55	0,881	15,4	0,777	237,16	13,570
44	2,8	74	0,781	34,4	0,610	1183,36	26,873
45	2,3	33	0,281	-6,6	0,079	43,56	-1,856
46	2,81	46	0,791	6,4	0,626	40,96	5,064
47	3,2	92	1,181	52,4	1,395	2745,76	61,895
48	1,5	15	-0,519	-24,6	0,269	605,16	12,762
49	1,63	18	-0,389	-21,6	0,151	466,56	8,398
50	1,9	30	-0,119	-9,6	0,014	92,16	1,140
	\bar{x}	\bar{y}	$\sum(x_i - \bar{x})^2$		$\sum(y_i - \bar{y})^2$		
	2,0188	39,6	21,043		41792		

Подставим вычисленные значения в формулу (3) и определим значения коэффициентов корреляции для взаимосвязи y и x_1 , y и x_2 . Они будут соответственно равны 0,9187 и 0,7079. После введения поправки значения выборочных коэффициентов составят

$$r_1' = 0,92 \text{ и } r_2' = 0,71. \quad (5)$$

Значение выборочных коэффициентов линейной корреляции Пирсона свидетельствует о сильной связи параметров. Так как такой коэффициент является выборочной характеристикой, то необходимо оценить его значимость. Выдвинем нулевую гипотезу h_0 , которая заключается в отсутствии линейной корреляционной связи между исследуемыми переменными в генеральной совокупности ($\rho = 0$). Альтернативной гипотезой h_1 является утверждение о том, что генеральный коэффициент корреляции ρ отличен от нуля ($\rho \neq 0$).

Так как объем выборки равен 50, то для проверки гипотезы об отсутствии корреляции между параметрами y и x_1 , y и x_2 воспользуемся преобразованием Фишера [13]:

$$u = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r'}{1-r'}. \quad (6)$$

Проверка гипотезы заключается в сравнении вычисленного значения u с критическим значением, вычисляемым по формуле

$$u_\alpha = z_{1-\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{n-3}}, \quad (7)$$

где $z_{1-\alpha/2}$ – квантили нормированного распределения (для $\alpha = 0,05$ $z_{1-\alpha/2} = 1,96$, для $\alpha = 0,01$ $z_{1-\alpha/2} = 2,576$).

Подставив необходимые значения в формулы (6) и (7), получим для взаимосвязи y и x_1 $u = 1,5905$, для взаимосвязи y и x_2 $u = 0,8905$, $u_{0,05} = 0,286$, $u_{0,01} = 0,3758$.

На рис. 3 и 4 показано графическое представление значений на оси u для взаимосвязи y и x_1 , y и x_2 соответственно.

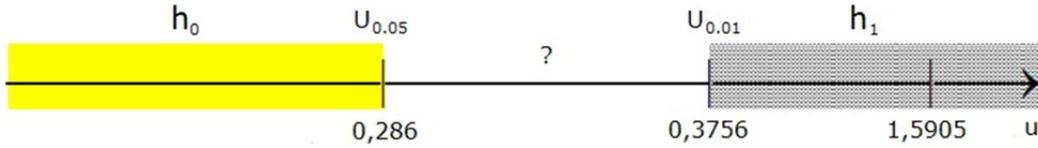


Рис. 3. Графическое представление значений на оси u для взаимосвязи y и x_1

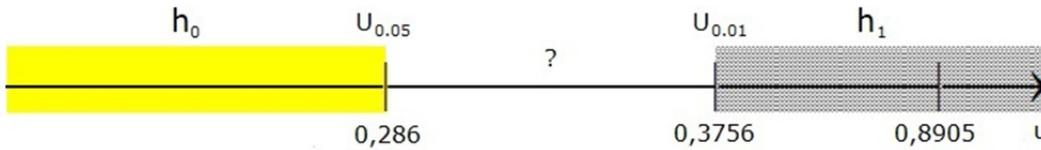


Рис. 4. Графическое представление значений на оси u для взаимосвязи y и x_2

По рис. 3 и 4 видно, что вычисленное значение попадает в критическую область $|u| > u_{0,01}$, т.е. гипотеза h_1 не отвергается, а значит, корреляция между переменными считается значимой.

Для оценки генерального коэффициента линейной корреляции Пирсона необходимо вычислить границы доверительного интервала r_1 и r_2 по формулам [3]

$$r_1 = \frac{e^{2 \cdot u_1} - 1}{e^{2 \cdot u_1} + 1}; \tag{8}$$

$$r_2 = \frac{e^{2 \cdot u_2} - 1}{e^{2 \cdot u_2} + 1}, \tag{9}$$

где $u_1 = u - u_{0,05}$, $u_2 = u + u_{0,05}$.

Подставив необходимые значения в формулы (8) и (9), для взаимосвязи y и x_1 получим $r_1 = 0,8629$, $r_2 = 0,9542$; для взаимосвязи y и x_2 получим $r_1 = 0,5403$, $r_2 = 0,8264$.

Таким образом, с доверительной вероятностью равной 95 % генеральные коэффициенты линейной корреляции Пирсона для взаимосвязей y и x_1 , y и x_2 лежат в границах

$$0,863 < \rho < 0,954; \tag{10}$$

$$0,54 < \rho < 0,826. \tag{11}$$

Значения генерального коэффициента корреляции для взаимосвязи y и x_1 сигнализируют о сильной корреляционной связи, а для взаимосвязи y и x_2 – об умеренной и сильной связи.

Определим, целесообразно ли использовать два параметра в качестве информативных. Для этого необходимо определить степень связи между указанными параметрами. Если связь сильная (коэффициент корреляции более 0,3), то следует использовать один параметр с наибольшим коэффициентом корреляции между y и x , так как второй информативный параметр влияет на прогнозируемый. Допустим, что между параметрами x_1 и x_2 существует линейная взаимосвязь, тогда для оценки этой взаимосвязи найдем значение коэффициента корреляции Пирсона, используя формулу (3) и (4).

В табл. 4 приведены расчетные значения для определения коэффициента корреляции между параметрами x_1 и x_2 .

Таблица 4

Расчетные значения для определения коэффициента корреляции между параметрами x_1 и x_2

№ экз.	x_1	x_2	$x_{1i} - \bar{x}_1$	$x_{2i} - \bar{x}_2$	$(x_{1i} - \bar{x}_1)^2$	$(x_{2i} - \bar{x}_2)^2$	$(x_{1i} - \bar{x}_1) \cdot (x_{2i} - \bar{x}_2)$	
1	4,3	1,3	-1,546	-0,719	2,390	0,517	1,111	
2	7,2	2,9	1,354	0,881	1,833	0,777	1,193	
3	3,2	1,1	-2,646	-0,919	7,001	0,844	2,431	
4	6,6	2,1	0,754	0,081	0,569	0,007	0,061	
5	5,3	1,72	-0,546	-0,299	0,298	0,089	0,163	
6	4,7	1,6	-1,146	-0,419	1,313	0,175	0,480	
7	6,7	1,8	0,854	-0,219	0,729	0,048	-0,187	
8	6,2	1,73	0,354	-0,289	0,125	0,083	-0,102	
9	6,6	2,4	0,754	0,381	0,569	0,145	0,287	
10	3,9	1,3	-1,946	-0,719	3,787	0,517	1,399	
11	4,5	1,4	-1,346	-0,619	1,812	0,383	0,833	
12	4,3	1,4	-1,546	-0,619	2,390	0,383	0,957	
13	4,6	1,5	-1,246	-0,519	1,553	0,269	0,646	
14	5,8	1,7	-0,046	-0,319	0,002	0,102	0,015	
15	9,2	2,9	3,354	0,881	11,249	0,777	2,956	
16	6,5	2,6	0,654	0,581	0,428	0,338	0,380	
17	7	2,8	1,154	0,781	1,332	0,610	0,902	
18	5,2	1,75	-0,646	-0,269	0,417	0,072	0,174	
19	3,8	1,2	-2,046	-0,819	4,186	0,670	1,675	
20	3,7	1,2	-2,146	-0,819	4,605	0,670	1,757	
21	4,4	1,3	-1,446	-0,719	2,091	0,517	1,039	
22	7,1	2,6	1,254	0,581	1,573	0,338	0,729	
23	5,1	1,6	-0,746	-0,419	0,557	0,175	0,312	
24	5	1,5	-0,846	-0,519	0,716	0,269	0,439	
25	15,6	3,5	9,754	1,481	95,141	2,194	14,448	
26	5	2,8	-0,846	0,781	0,716	0,610	-0,661	
27	4,4	1,71	-1,446	-0,309	2,091	0,095	0,447	
28	4,5	1,8	-1,346	-0,219	1,812	0,048	0,295	
29	3	1	-2,846	-1,019	8,100	1,038	2,900	
30	4,2	1,56	-1,646	-0,459	2,709	0,210	0,755	
31	4,9	1,6	-0,946	-0,419	0,895	0,175	0,396	
32	7,5	2,8	1,654	0,781	2,736	0,610	1,292	
33	4,5	1,62	-1,346	-0,399	1,812	0,159	0,537	
34	7,8	2,78	1,954	0,761	3,818	0,579	1,487	
35	8,9	2,96	3,054	0,941	9,327	0,886	2,874	
36	4,8	1,7	-1,046	-0,319	1,094	0,102	0,333	
37	3,8	1,4	-2,046	-0,619	4,186	0,383	1,266	
38	6,4	2,5	0,554	0,481	0,307	0,232	0,267	
39	6	2,5	0,154	0,481	0,024	0,232	0,074	
40	6,9	2,81	1,054	0,791	1,111	0,626	0,834	
41	7,1	1,74	1,254	-0,279	1,573	0,078	-0,350	
42	5	1,72	-0,846	-0,299	0,716	0,089	0,253	
43	7,3	2,9	1,454	0,881	2,114	0,777	1,281	
44	8,1	2,8	2,254	0,781	5,081	0,610	1,761	
45	5,2	2,3	-0,646	0,281	0,417	0,079	-0,182	
46	7,1	2,81	1,254	0,791	1,573	0,626	0,992	
47	10,8	3,2	4,954	1,181	24,542	1,395	5,852	
48	3,5	1,5	-2,346	-0,519	5,504	0,269	1,217	
49	4	1,63	-1,846	-0,389	3,408	0,151	0,718	
50	5,1	1,9	-0,746	-0,119	0,557	0,014	0,089	
	\bar{x}_1	\bar{x}_2	$\sum(x_{1i} - \bar{x}_1)^2$			$\sum(x_{2i} - \bar{x}_2)^2$		
	5,846	2,0188	232,884			21,043		

Таким образом, подставляя вычисленные значения в формулу (3), получим значение выборочного коэффициента корреляции для взаимосвязи x_1 и x_2 . Оно будет равно 0,8403. После введения поправки коэффициент будет равен

$$r' = 0,8. \quad (12)$$

Подставляя значения в формулу (6), получим $u = 1,2312$.

Выдвинем нулевую гипотезу h_0 , которая заключается в отсутствии линейной корреляционной связи между исследуемыми переменными в генеральной совокупности ($\rho = 0$). Альтернативной гипотезой h_1 является утверждение о том, что генеральный коэффициент корреляции ρ отличен от нуля ($\rho \neq 0$).

Подставляя значения в формулу (6), получим $u = 1,2312$.

На рис. 5 дано графическое представление значений на оси u для взаимосвязи x_1 и x_2 .

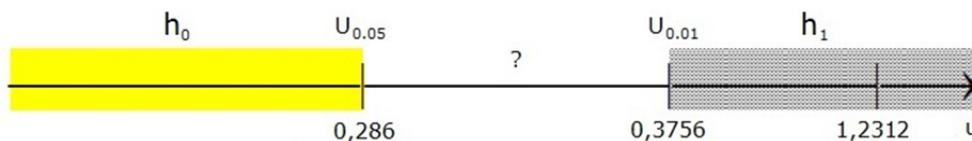


Рис. 5. Графическое представление значений на оси u для взаимосвязи x_1 и x_2

По рис. 5 видно, что вычисленное значение попадает в критическую область $|u| > u_{0.01}$, т.е. гипотеза h_1 не отвергается, значит, корреляция между переменными считается значимой.

Подставляя значения в формулы (8) и (9), получим границы доверительного интервала $r_1 = 0,7376$, $r_2 = 0,9082$.

Таким образом, с доверительной вероятностью равной 95 % генеральный коэффициент линейной корреляции Пирсона для взаимосвязи x_1 и x_2 лежит в границах

$$0,738 < \rho < 0,908. \quad (13)$$

Выводы

Предложена методика отбора информативных параметров. По результатам обучающего эксперимента определены значения прогнозируемого параметра и коэффициентов корреляции. Проведенные исследования показали, что полученные значения генерального коэффициента линейной корреляции Пирсона свидетельствуют о сильной корреляционной связи между параметрами x_1 и x_2 . Таким образом, вторичный отбор проходит только параметр x_1 , который можно рекомендовать в качестве информативного для проведения индивидуального прогнозирования.

Библиографический список

1. Грущанский, В. А. О формализации показателей эффективности и безопасности комплексных программ в условиях неопределенности и риска / В. А. Грущанский, Н. К. Юрков // Надежность и качество сложных систем. – 2013. – № 2. – С. 3–9.
2. Северцев, Н. А. Системный анализ определения параметров состояния и параметры наблюдения объекта для обеспечения безопасности / Н. А. Северцев // Надежность и качество сложных систем. – 2013. – № 1. – С. 4–10.
3. Юрков, Н. К. Оценка безопасности сложных технических систем / Н. К. Юрков // Надежность и качество сложных систем. – 2013. – № 2. – С. 15–21.
4. Тюлевин, С. В. К проблеме прогнозирования показателей качества элементов космической аппаратуры / С. В. Тюлевин, М. Н. Пиганов, Е. С. Еранцева // Надежность и качество сложных систем. – 2014. – № 1 (5). – С. 9–17.
5. 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.

6. 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.
7. Тюлевин, С. В. Структурная модель индивидуального прогнозирования параметров космической аппаратуры / С. В. Тюлевин, М. Н. Пиганов // Вестник Самарского государственного аэрокосмического университета. – 2008. – Вып.1. – С. 92–96.
8. Пиганов, М. Н. Прогнозирование надежности радиоэлектронных средств / М. Н. Пиганов, С. В. Тюлевин // Научно-технические ведомости СПбГПУ. Сер.: Информатика. Телекоммуникации. Управление. – 2009. – Вып.1. – С. 175–182.
9. Пиганов, М. Н. Индивидуальное прогнозирование показателей качества элементов и компонентов микросборок / М. Н. Пиганов. – М. : Новые технологии, 2002. – 267 с.
10. 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. – Т. 6, № 4 (3). – С. 594–599.
11. Пиганов, М. Н. Экспертные оценки в управлении качеством радиоэлектронных средств : учеб. пособие / М. Н. Пиганов, Г. А. Подлипнов. – Самара : Изд-во СГАУ, 2004. – 122 с.
12. Бурова, Д. Н. Корреляционный алгоритм определения параметров, прогнозирующих надежность интегральных схем / Д. Н. Бурова, А. И. Коекин, Г. Т. Софинский // Электронная техника. Сер. 3: Микроэлектроника. – 1972. – Вып. 4. – С. 58–61.
13. Харченко, М.А. Корреляционный анализ : учеб. пособие для вузов / М. А. Харченко. – Изд-во: ИПЦ ВГУ, 2008. – 31 с.
14. Жаднов, В. В. Сравнительный анализ методов оценки надежности полупроводниковых интегральных микросхем / В. В. Жаднов // Новые информационные технологии в автоматизированных системах. – 2013. – № 16. – С. 132–137.
15. Урличич, Ю. М. Дополнительные отбраковочные испытания современной космической электронной компонентной базы / Ю. М. Урличич, Н. С. Данилин, Д. А. Чернов // Современная электроника. – 2007. – № 2. – С. 8–11.
16. Садыхов, Г. С. Оценка вероятности безотказного срабатывания объекта при высоких уровнях безотказности / Г. С. Садыхов, А. А. Артюхов // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 1. – С. 37–38.
17. Гришин, А. Ф. Статистические модели: построение, оценка, анализ : учеб. пособие / А. Ф. Гришин, Е. В. Кочерова. – М. : Финансы и статистика, 2005. – 416 с.

Мишанов Роман Олегович

аспирант,
Самарский национальный исследовательский университет им. академика С. П. Королева (443086, Россия, г. Самара, Московское шоссе, 34)
E-mail: mishanov91@bk.ru

Пиганов Михаил Николаевич

доктор технических наук, профессор,
кафедра конструирования и технологии электронных систем и устройств,
Самарский национальный исследовательский университет им. академика С. П. Королева (443086, Россия, г. Самара, Московское шоссе, 34)
E-mail: kipres@ssau.ru

Mishanov Roman Olegovich

postgraduate student,
Samara National Research University named after academician S. P. Korolev (443086, 34 Moscow highway, Samara, Russia)

Piganov Mikhail Nikolaevich

doctor of technical sciences, professor,
sub-department of construction and technology of electronic systems and devices department,
Samara National Research University named after academician S. P. Korolev (443086, 34 Moscow highway, Samara, Russia)

Аннотация. Рассматривается методика определения набора информативных параметров для индивидуального прогнозирования надежности и качества радиоэлектронных средств космического назначения методами теории распознавания образов. Для отбора информативных параметров использован корреляционный и регрессионный анализ. Определены коэффициенты корреляции между прогнозируемым и информативными параметрами, а также

Abstract. The technique of determination of a set of the informative parameters for personal prediction of reliability and quality of radio-electronic means of space assignment is considered by methods of the theory of image identification. For selection of the informative parameters are used correlation and regression analysis. Correlation coefficients between predicted and the informative parameters, and also between the informative parameters are defined. Correction of correlation coeffi-

между информативными параметрами. Проведена коррекция коэффициентов корреляции. Выявлен наиболее информативный параметр.

Ключевые слова: надежность, качество, безопасность, радиоэлектронные средства, индивидуальное прогнозирование, информативные параметры, методика, микросхема, прогнозируемый параметр, космическая техника, корреляция, регрессия.

icients is carried out. The most informative parameter is revealed.

Key words: reliability, quality, safety, radio-electronic means, personal prediction, the informative parameters, technique, chip, the predicted parameter, space engineering, correlation, regression.

УДК 621.382

Мишанов, Р. О.

Методика определения набора информативных параметров для проведения индивидуального прогнозирования показателей качества и надежности радиоэлектронных средств / Р. О. Мишанов, М. Н. Пиганов // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 93–104. DOI 10.21685/2307-4205-2017-1-12.