

ОБРАБОТКА ИНФОРМАЦИИ

DATA PROCESSING

Научная статья

УДК 004.94

doi: 10.17223/19988605/60/7

Многокритериальный анализ статистической устойчивости системных характеристик информационно-телекоммуникационных каналов**Юлия Валентиновна Доронина¹, Александр Владимирович Скатков²**^{1,2} Севастопольский государственный университет, Севастополь, Россия¹ apkSev@yandex.ru² vm1945@mail.ru

Аннотация. Рассматривается основа подхода к исследованию системной статистической устойчивости характеристик моделей информационно-телекоммуникационных каналов (состояний и времени пребывания в устойчивом состоянии) на основе алгоритма фазового укрупнения и полумарковской модели. Предложена метрика системной многомерной устойчивости моделей. Совокупность показателей устойчивости формирует метрику полимодельного комплекса (системную многомерную устойчивость), что позволило наиболее полно оценивать качество моделей информационных каналов. Исследованы некоторые свойства системной многомерной устойчивости и предложена метрика статистической системной многомерной волатильности.

Ключевые слова: системная статистическая устойчивость; фазовое укрупнение состояний; информационно-телекоммуникационные каналы; время пребывания в состояниях; полумарковская модель; мультимоделирование

Для цитирования: Доронина Ю.В., Скатков А.В. Многокритериальный анализ статистической устойчивости системных характеристик информационно-телекоммуникационных каналов // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2022. № 60. С. 59–72. doi: 10.17223/19988605/60/7

Original article

doi: 10.17223/19988605/60/7

Multi-criteria analysis of statistical stability of system characteristics of information and telecommunication channels**Yulia V. Doronina¹, Alexander V. Skatkov²**^{1,2} Sevastopol State University, Sevastopol, Russia¹ apkSev@yandex.ru² vm1945@mail.ru

Abstract. The basis of the approach to the study of the system statistical stability of the characteristics of models of information and telecommunication channels (states and residence time in a stable state) based on the algorithm of phase enlargement and the Semimarkov model is considered. A metric of the system multidimensional stability of models is proposed. The set of stability indicators forms the metric of the polymodel complex (system multidimen-

sional stability), which made it possible to fully assess the quality of information channel models. Some properties of system multidimensional stability are investigated and a metric of statistical system multidimensional volatility is proposed.

Keywords: system statistical stability; phase aggregation of states; information and telecommunication channels; residence time in states; semi-Martian model; multimodeling

For citation: Dronina, Yu.V., Skatkov, A.V. (2022) Multicriteria analysis of statistical stability of system characteristics of information and telecommunication channels. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Upravlenie, vychislitel'naja tehnika i informatika – Tomsk State University Journal of Control and Computer Science*. 60. pp. 59–72. doi: 10.17223/19988605/60/7

Принципы обеспечения устойчивости системных характеристик информационно-телекоммуникационных каналов (ИТКК) критических объектов часто исследуются в рамках сетевого уровня, при этом эффект управления определяется топологическим ресурсом информационно-телекоммуникационной системы [1, 2] либо маршрутами передачи информационных потоков [3–5].

Состояние ИТКК характеризуется рядом аналоговых характеристик: максимальной и средней нагрузкой, пропускной способностью и т.п. В определенных задачах для систем массового обслуживания (СМО) эти характеристики являются исчерпывающими, но в современных масштабированных сетях большой размерности требуется работать с множеством случайных функций, что в общем случае представляет определенную сложность.

Наряду с этим при росте размерности и масштаба ИТКК целесообразно интегрировать разнородную информацию по состоянию этих сетей и, по возможности, укрупнять. Это необходимо как для снижения объема информации, так и для извлечения знаний из комплексированных данных о состоянии ИТКК.

В теории сложных систем для агрегирования исследуемых процессов применяются, например, идеи фазового укрупнения (ФУ) [6–8]. Проблема устойчивости стохастических систем в схемах фазового усреднения заключается в том, чтобы установить наличие фундаментальных свойств стохастических систем с марковскими и / или полумарковскими переключениями. Одно из возможных решений таких задач – использование функции Ляпунова для усредненных или предельных диффузионных систем. В этом случае функция Ляпунова является случайной эволюцией для соответствующей стохастической системы [6].

При больших размерностях сети ИТКК укрупнение (агрегирование) как самих ИТКК по типам, так и их состояний является необходимым и естественным подходом. Типизация ИТКК в данной статье не рассматривается, а множество всех возможных состояний ИТКК предварительно подвергается процедуре кластеризации посредством экспертного анализа. Целью кластеризации является агрегирование фазового пространства состояний ИТКК, а полученные при этом кластеры и есть множества состояний, которые образуют ФУ для конкретной схемы ИТКК. Дальнейший анализ предлагается проводить для состояний ИТКК в агрегированном (кластеризованном) множестве, что позволит решать регуляторную задачу управления ИТКК.

В этой связи устойчивость состояния каналов, как и статистическая устойчивость моделей функционирования этих каналов, будет проводиться по следующим направлениям:

- устойчивость мощности множества кластеров (УК);
- устойчивость вероятностей перехода между кластерами (УВП);
- устойчивость времен пребывания ИТКК в подмножествах фазово-укрупненных состояний (УВС).

Таким образом, качественная проблема исследования устойчивости распадается на три самостоятельных задачи анализа: 1 – УК, 2 – УВП, 3 – УВС, – а отрицательное решение по одной из них ведет к отсутствию этого свойства у системы в целом, что определяет полноту свойства устойчивости ИТКК.

В случае, когда установлена полная или частичная устойчивость, обеспечение, например, максимизации времени пребывания ИТКК в заданном подмножестве состояний сопряжено с принятием

решения о выборе некоторого режима функционирования ИТКК. Нахождение соответствующих помехам управлений, нивелирующих эти помехи, не является целью данной статьи, такие соответствия предполагаются принятыми в качестве исходных данных задачи.

С целью уточнения терминологии и в связи с указанными выше трудностями трактовки понятийного аппарата устойчивости примем следующие обозначения системной многомерной устойчивости в задачах анализа системной динамики, в которой не детализируется источник возникновения неустойчивости, а анализируются свойства модели в ее выходных характеристиках на основе полумарковских процессов (ПМП). В этом контексте системная статистическая устойчивость – это требуемое свойство квалиметрии модели по k -характеристикам. Например, в рассматриваемой задаче примем следующее обозначение: cpt – устойчивость, где c отражает решение первой задачи УК, p – решение задачи УВП, t –УВС. Предложенная детализация квалиметрической оценки устойчивости модели ИТКК позволит на этапе формализации сохранить представимость понятийного аппарата и снизить описательную сложность при постановке задач различного уровня.

В данной статье кластеры выбираются априори в соответствии с методами, принятыми в теории надежности сложных систем. Устойчивость кластеров считается обеспеченной, в связи с чем этот аспект не рассматривается, хотя и не представляет методологической трудности. Таким образом, в представленном исследовании предложен подход к оценке pt – статистической устойчивости фазового укрупнения состояний информационных каналов.

1. Обзор исследований по аспектам устойчивости и фазового укрупнения сложных процессов

Существующие исследования относительно понятия «устойчивость» в основном рассматривают качество модели по отношению к изменениям ее характеристик, основных связей между переменными, типов ограничений в определенном интервале ее параметров [9–11].

Наряду с этим пониманием устойчивость – это фундаментальное свойство динамических систем, исследуемое зачастую в двух плоскостях: как реакция системы на внешние возмущения динамического характера и как изменение параметров в ответ на эти возмущения [12–14]. Таким образом, имеет место двойственная статистическая устойчивость: самой системы и ее модели. В частности, для различных видов шифрования с соответствующими уровнями криптостойкости кодов выбор наиболее криптостойкого из них может быть сопряжен с удорожанием функционирования и повышением нагрузки канала, а следовательно, – со снижением его устойчивости [15–18].

Статистическая устойчивость рассматривалась авторами как аспект квалиметрического анализа моделей [9]. В работах [10, 11] предложено осуществлять сопоставление модели исследуемому объекту по целостному свойству через измерение расстояния между соответствующими точками в n -мерном пространстве элементарных свойств объекта. В [10, 19] рассматривается «мера близости j -го свойства модели $y_j(M)$ его значению $y_j(Ob)$ у объекта-оригинала, которая оценивается разностью $|y_j(Ob) - y_j(M)| \leq \varepsilon$ и по n свойствам обобщается в условие $\rho(M, Ob) \leq \varepsilon$, $\varepsilon > 0$, где Ob – объект, $y_j(Ob)$ – значение объекта $y_j(M)$ – значение модели» [10]. Для измерения расстояния $\rho(M, Ob)$ применяются различные метрики, которые рекомендовано использовать для оценки моделей по адекватности [11, 19–21].

Другим аспектом устойчивости является устойчивость решения задачи как результата моделирования (обнаруженных свойств, сценариев, траекторий, состояний) по отношению к изменениям параметров модели или начальных условий [22–25]. Если зависимость от параметров и начальных условий является регулярной, то малые ошибки в исходных данных приведут к небольшим изменениям результата.

В одном из известных алгоритмов укрупнения подразумевается разбиение фазового пространства состояний (ФПС) на непересекающиеся классы рабочих и нерабочих состояний (в нашем случае это могут быть классы устойчивых и неустойчивых состояний ИТКК): $E = \bigcup_{k=1}^r E_k$. На основе новых

классов строится новая схема ФПС системы, функционирование которой описывает процессы исследуемой системы [6].

Таким образом, задачи оценивания устойчивости статистик – результата моделирования объектов, как и устойчивости моделей в целом, формулировались и решались ранее в рамках методологических факторов квалиметрического анализа либо других модельных свойств [26–29]. Однако в практических задачах, решаемых на основе имитационного моделирования, в том числе полумарковскими моделями, наиболее часто на первый план выступает проблема размерности выборки. Это, в свою очередь, требует различных планов решения, в том числе на основе агрегирования состояний и применения алгоритмов ФУ. В противном случае проблема размерности моделей может приводить к росту неопределенности и, как следствие, – к сложности управления ИТКК.

2. Оценка *spt*-устойчивости моделей при решении задачи функционирования ИТКК

Процесс управления длительностью пребывания ИТКК в подмножестве устойчивых состояний разворачивается в двумерном модельном пространстве – формировании устойчивого множества состояний ИТКК и статистической устойчивости модели. Рассмотрим их подробнее.

Введем следующие обозначения: $E = \{e_1, \dots, e_n\}$ – пространство состояний ИТКК; e_n – состояние ИТКК на n -м шаге (после n -го перехода, $n \geq 0$); θ_n – время пребывания ИТКК в состоянии e_n . Поскольку в задаче подразумевается анализ длительностей пребывания ИТКК в состояниях (и / или их подмножествах), целесообразно применить полумарковский подход.

Полумарковский процесс $(S(t), t \geq 0)$ задается процессом марковского восстановления (ПМВ) вида: $\{e_n, \theta_n, n \geq 0\}$, в котором первая компонента ($e_n, n \geq 0$) – вложенная цепь Маркова (ВЦМ), вторая ($\theta_n, n \geq 0$) определяет времена пребывания в состояниях. Один из способов задания ПМВ в пространстве состояний ИТКК представляет собой полумарковскую (ПМ) матрицу вида:

$$Q_{S_k, l}(t) = P\{S_{n+1} = s_k, \theta_{n+1} \leq t \mid S_n = s_l\}, s_k, s_l \in E. \quad (1)$$

Элементы полумарковской матрицы (1) представляют собой вероятности того, что произойдет переход ИТКК из состояния s_k в состояние s_l , и время пребывания в состоянии s_k будет не больше, чем t . На основе этой матрицы можно вычислить другие аналитические характеристики ПМВ [6, 7].

Требуется сформировать механизм принятия решений по выбору полумарковской модели функционирования на основе оценок *spt*-устойчивости моделей, в том числе с учетом средних времен пребывания в выделенных подмножествах состояний ИТКК с учетом схемы исследования (рис. 1).



Рис. 1. Схема исследования многокритериальной устойчивости при анализе функционирования информационно-телекоммуникационных каналов
Fig. 1. The scheme of the study of multicriteria stability in the analysis of the functioning of the information and telecommunication channels

Предположим, что время функционирования ИТКК – случайная величина (СВ) α_1 с функцией распределения (ФР) $F_1(t) = P\{\alpha_1 \leq t\}$. Время предварительной обработки данных в канале – СВ α_2 с ФР $F_2(t) = P\{\alpha_2 \leq t\}$. Время безотказной работы при реализации процесса операционной обработки – СВ α_3 с ФР $F_3(t) = P\{\alpha_3 \leq t\}$, время восстановления – СВ β_3 с ФР $G_3(t) = P\{\beta_3 \leq t\}$. СВ $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \beta_3$ пред-

полагаются независимыми, имеющими конечные математические ожидания и дисперсии; у ФР $F_1(t), F_2(t), F_3(t), G_3(t)$ существуют плотности $f_1(t), f_2(t), f_3(t), g_3(t)$.

Определим ФР $F_\theta(t)$ СВ θ , представляющую собой время пребывания в работоспособных состояниях ИТКК. Возможностью отказов самого канала в данной модели пренебрегается, и предполагается, что интенсивность внешних воздействий выше, чем интенсивность внутренних неисправностей ИТКК. Для описания функционирования ИТКК используем ПМВ $\{\xi_n, \theta_n, n \geq 0\}$ и соответствующий ему полумарковский процесс (ПМП) $\xi(t)$ с состояниями:

1x – ИТКК функционирует в номинальном режиме, реализуется предобработка данных;

20x – состояние операционной обработки данных в канале, время, оставшееся до отказа процесса, равно $x \geq 0$;

21x – состояние (мгновенное), соответствующее моменту окончания процесса операционной обработки данных в ИТКК; время, оставшееся до отказа, равно $x \geq 0$;

30y – произошло восстановление прерванного процесса операционной обработки данных в ИТКК; время, оставшееся до окончания выбора типа шифрования, равно $y \geq 0$;

31y – произошел сбой при операционной обработке данных; время, оставшееся до окончания прерванного процесса, равно $y \geq 0$.

Граф состояний ИТКК на основе ПМП приведен на рис. 2.

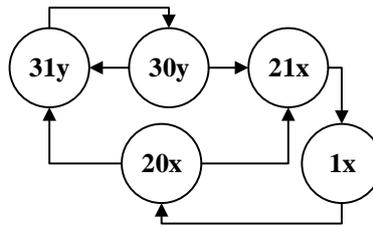


Рис. 2. Укрупненная модель состояний информационно-телекоммуникационных каналов при управлении выбором типа шифрования

Fig2. An enlarged model of information and telecommunication channels states when managing the choice of encryption type

Фазовое пространство состояний имеет вид: $E = \{1x, 20x, 21x, 30y, 31y\}$. Найдем распределение времени пребывания ПМП $\xi(t)$ в подмножестве состояний E_+ . Примем $\tau_{20x}, \tau_{30y}, \tau_{31y}, \tau_{1x}$ – времена пребывания $\xi(t)$ в E_+ с начальными состояниями 20x, 30y, 31y, 1x соответственно, а $\Phi_{20x}(x, t), \Phi_{30y}(y, t), \Phi_{31y}(y, t), \Phi_{1x}(x, t)$ – их функции распределения. Запишем систему уравнений марковского

восстановления для функций $\bar{\Phi}_i(x, t) = 1 - \Phi_i(x, t), i = \overline{1, 4}$, с учетом того, что $\bar{\Phi}_{30y}(x, t) = 1, \bar{\Phi}_{31y}(x, t) = 1, \bar{\Phi}_{20x}(x, t) = \bar{F}_2(t), \bar{\Phi}_{1x}(x, t) = \bar{F}_1(t) \cdot \bar{F}_2(t)$ согласно [6] при $0 \leq t < x$, и $\bar{F}_1(t) \cdot \bar{F}_2(t) = 1 - \int_0^t F_1(x) f_2(t-x) dx$. Тогда

$$\begin{aligned} \bar{\Phi}_{20x}(x, t) &= \int_0^{t-x} f_2(x+y) \bar{\Phi}_{31x}(y, t-x) dy + \bar{F}_2(t), \\ \bar{\Phi}_{30y}(x, t) &= \int_0^x f_3(x-s) \bar{\Phi}_{31y}(s, t-x+s) ds, \\ \bar{\Phi}_{31y}(x, t) &= \int_0^{t-x} g_3(t-x-\tau) \bar{\Phi}_{30y}(x, x+\tau) d\tau + \bar{G}_3(t-x), \\ \bar{\Phi}_{1x}(x, t) &= \int_0^{t-x} f_1(t-x-\tau) \bar{\Phi}_{20x}(x, x+\tau) d\tau + (1 - \int_0^t F_1(x) f_2(t-x) dx). \end{aligned} \quad (1)$$

Решение системы (2) получено, например, в [6]. Однако при внесении хотя бы одного состояния в модель система усложняется на порядок. Таким образом, решение системы (3) позволяет получить времена пребывания процесса $\xi(t)$ в работоспособном подмножестве состояний E_+ и их ФР.

Рассмотрим теперь понятие статистической устойчивости модели процесса управления ИТКК. Введем ряд обозначений: M_x – исследуемая модель (на основе полумарковской модели (ПММ)), n – кратность запусков ПММ, $n = |N|$; ω_n – многомерная матрица, которая содержит результаты первичной статистики для оценивания статистической устойчивости времен пребывания ИТКК в наблюдаемых состояниях; γ^{M_x} – оценочная метрика статистической устойчивости модели M_x ; $\tilde{\gamma}$ – заданная лицом, принимающим решения (ЛПР) оценка статистики модели M_x ; $\Delta\gamma$ – мера близости текущей и заданной оценок статистики модели M_x ; ε – точность модели; p – доверительная вероятность оценки параметров модели. Символом " $\xrightarrow{M_x}$ " будем обозначать отображение, осуществляемое имитационной моделью M_x ; M_x, M_v, M_m – обозначения имитационных моделей соответственно: общее обозначение имитационной модели, модель с результатом в виде вектора, модель с результатом в виде матрицы.

На основе сформулированного авторами в [9] определения статистической устойчивости модели M_x оценивание статистической устойчивости времен пребывания ИТКК в наблюдаемых состояниях, начиная с некоторых $n_i \geq n_0, \tau_i > \tau_0, \tau \in T$, точности ε и доверительной вероятности p , может быть осуществлено при выполнении условия

$$\left| \gamma^{M_x}(\omega(n_i), t_k) - \tilde{\gamma} \right|_{\varepsilon, p} \leq \Delta\gamma \quad (2)$$

с учетом условия сходимости по статистической вероятности.

Величины $\tilde{\gamma}, \Delta\gamma, \varepsilon$ являются параметрическими инструментами управления, в том числе могут быть заложены в качестве параметров в систему поддержки принятия решений по оптимизации функционирования ИТКК.

Общая схема моделирования следующая: для некоторого числа запусков модели, за которое система из первоначального состояния перейдет в терминальное состояние, описываемое матрицей $\|T_{ij}^k\|$; $\|T_{ij}^{M_m}\|$ – «восстановленная» матрица времен переходов, содержащая статистические оценки τ_{ij} (эта матрица будет использована для анализа статистической устойчивости рассматриваемой модели и оценивания $\hat{\theta}_z, z = \overline{1, N}$); $\|\omega\|$ – матрица результатов моделирования; $\|P_{ij}\|$ – матрица переходов ПММ для $j \in E^*$; $\langle S_0, S_1, \dots, S_n \rangle$ – последовательность (цепочка) состояний ПММ; $\|P_{ij}^{M_m}\|$ – «восстановленная» матрица переходных вероятностей, содержащая статистические оценки P_{ij} [9].

Планы имитационных экспериментов по различным схемам моделирования могут быть представлены в виде кортежа $\Pi(k, \eta)$, где k – кратность запусков модели, $k = |K|$; $\eta_{\omega, v}$ – многомерная матрица с результатами первичной статистики. Обозначая D – множество допустимых планов ($J = |D|$), формализуем $\Pi_j(k_j, \eta_j)$ – реализуемый план моделирования.

Если при исследовании ИТКК на основе ПММ по схеме моделирования следующего вида: $\|T_{ij}^{M_v}\| \xrightarrow{M_v} \|T_{ij}^{M_x}\| \xrightarrow{M_m} \|\omega\|$, отклонение значений в матрице $\|T_{ij}^{M_m}\|$ не превысит заданную ЛПР величину $\tilde{\omega}$, (т.е. оценки $\hat{\theta}_z, z = \overline{1, N}$ будут находиться в заданных пределах), а для $\|P_{ij}^{M_v}\| \xrightarrow{M_v} \|P_{ij}^{M_x}\| \xrightarrow{M_m} \|v\|$ – величину \tilde{v}_p , то для плана экспериментов $\Pi(k, \omega, v)$ модель M_x будет считаться $\omega_\varphi, \tilde{v}_p$ при k запусках модели (ε, p) -, или *cpt*-статистически устойчивой, и обозначаться $\gamma_\varepsilon^{2M_x}, \gamma_p^{2M_x}$.

Приведенная на рис. 3 схема отражает принцип снижения мощности множества решений для значений *cpt*-статистической устойчивости при моделировании процесса функционирования ИТКК,

закключающемся в выборе границ устойчивости. Этот процесс может быть связан с определением уровня фронта Парето при многокритериальной оптимизации решения (см. рис. 3, а) либо определением ЛПП граничных (допустимых) значений устойчивости модели при решении некоторой задачи (см. рис. 3, б) [29, 30].

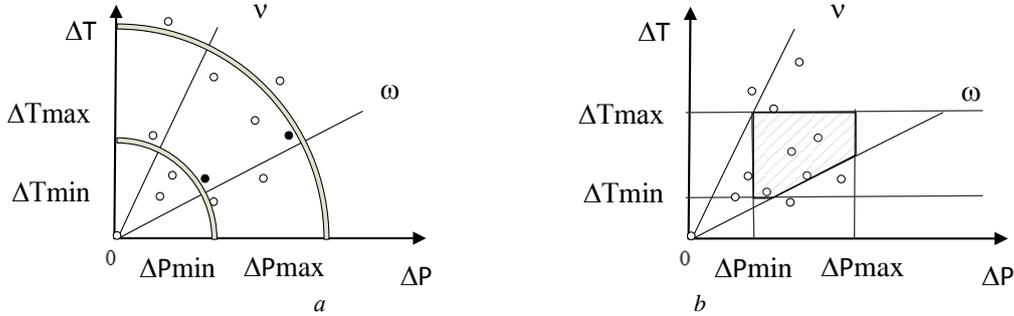


Рис. 3. Представление моделей ИТКК на плоскости на основе *cpt*-статистической устойчивости: а – определением уровня фронта Парето при многокритериальной оптимизации решения; б – определением граничных (допустимых) значений устойчивости модели при решении некоторой задачи
 Fig. 3. Representation of information and telecommunication channels models on a plane based on *cpt*-statistical stability: а – by determining the level of the Pareto front with multi-criteria optimization of the solution; б – by determining of the boundary (permissible) values of the stability of the model when solving a certain problem

Выбору подлежат решения из заштрихованной области (4 варианта решений, предпочтительной является самая нижняя точка (см. рис. 3, б); чем ближе точки решений к началу координат, тем выше устойчивость ИТКК, т.е. $\gamma_{\varepsilon,p}^{0M_x} \geq \gamma_{\varepsilon,p}^{2M_x}$, где $\gamma_{\varepsilon,p}^{0M_x}$ – *cpt*-статистическая устойчивость исследуемого объекта в точке начала координат по точности модели и доверительной вероятности оценки. Для локальной параметризации двумерной метрики статистической устойчивости, получим

$$\gamma_{\varepsilon}^{0M_x} \geq \gamma_{\varepsilon}^{2M_x}; \gamma_p^{0M_x} \geq \gamma_p^{2M_x}. \quad (3)$$

Отметим, что для приведенного случая (см. рис. 3, б) величины границ $\Delta P_{\min}, \Delta P_{\max}, \Delta T_{\min}, \Delta T_{\max}$ не зависят от времени; в более сложных случаях границы могут быть нестационарными, и, соответственно, область решений изменяется согласно требованиям ЛПП, что будет определять динамику фронта Парето [31–33].

Формализуем основные свойства меры *cpt*-статистической устойчивости в задачах анализа полумарковской модели сложных систем.

3. Внешняя (полная и частная) системная *cpt*-монотонность (многомерная монотонность) (ВПММ, ВЧММ) модели по *k*-экспериментальным наблюдениям

Определение 1. Модель обладает свойством ВПММ, если при $k_1^{M_1}, k_2^{M_1}$ – кратности запусков и с учетом неравенств $k_1^{M_1} > k_2^{M_1}$ и $\tau_i > \tau_0, \tau \in T$, выполняется $\Delta^2 \gamma_{k_1}^{M_1} > \Delta^2 \gamma_{k_2}^{M_1}$, следовательно, справедливо

$$\Delta^2 \gamma_{k_1}^{M_1}(\nu_{\varphi}, \omega_{\tau}) > \Delta^2 \gamma_{k_2}^{M_1}(\nu_{\varphi}, \omega_{\tau}), \quad (4)$$

и модель M_1 будем считать статистически *cpt*-устойчивой ($\Delta^2 \gamma_k^{M_1}$) и монотонной относительно запусков модели (*k*-ВПММ или просто *k*-ВММ).

При заданной устойчивости кластеров (*c*-устойчивости в предположении о детерминированной кластеризации) будем в дальнейшем подразумевать *pt*-устойчивость ИТКК; таким образом, рассматривается двумерная монотонность (ВПДМ, ВЧДМ).

Свойство ВПММ (4) позволяет сравнивать модели в смысле эффективности оценок и получать две матрицы-результаты: $\|P_{ij}\| \xrightarrow{M_v} \|P_{ij}^{M_x}\| \rightarrow \|v\|$ и $\|T_{ij}\| \xrightarrow{M_v} \|T_{ij}^{M_x}\| \rightarrow \|\omega\|$, что соответствует гипотезе H_0 (ну-

левая гипотеза (H_0) – это гипотеза о том, что две пары совокупностей $\|P_{ij}\|, \|P_{ij}^{M_x}\|$ и $\|T_{ij}\|, \|T_{ij}^{M_x}\|$, которые сравниваются по нескольким признакам, не различаются между собой; рис. 4.).

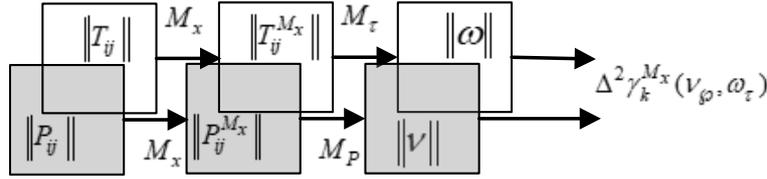


Рис. 4. Схема формирования метрик системной (двумерной) статистической устойчивости при исследовании функционирования ИТКК

Fig. 4. Scheme of formation of metrics of system (two-dimensional) statistical stability in the study of the functioning of information and telecommunication channels

Свойство метрики *cpt*-статистической устойчивости может быть сформулировано для других параметров ПММ. Рассмотрим некоторые из них.

Свойство 1. Свойство внешней полной двумерной монотонности (ВПДМ) ПММ по k , n -экспериментальным наблюдениям (или внешней двумерной монотонности (ВДМ)).

Пусть $A_1(\Delta^2 \gamma_{n_i}^{M_1}(v_{\varphi_{n_i}}, \omega_{\tau_{n_i}}))$, $A_2(\Delta^2 \gamma_{n_j}^{M_1}(v_{\varphi_{n_j}}, \omega_{\tau_{n_j}}))$, $A_3(\Delta^2 \gamma_{k_i}^{M_1}(v_{\varphi_{k_i}}, \omega_{\tau_{k_i}}))$, $A_4(\Delta^2 \gamma_{k_j}^{M_1}(v_{\varphi_{k_j}}, \omega_{\tau_{k_j}}))$ – утверждения, $i = \overline{1, I}; j = \overline{1, I}$. Если $\Delta^2 \gamma_{k_i}^{M_1} > \Delta^2 \gamma_{k_j}^{M_1}$ и выполняются условия в виде утверждений

$$\forall n_i(A_1) \exists n_j(A_2), (n_i > n_j) \rightarrow [A_1(\Delta^2 \gamma_{n_i}^{M_1}(v_{\varphi}, \omega_{\tau}) > A_2(\Delta^2 \gamma_{n_j}^{M_1}(v_{\varphi}, \omega_{\tau}))], \quad (5)$$

$$\forall k_i(A_3) \exists k_j(A_4), (k_i > k_j) \rightarrow [A_3(\Delta^2 \gamma_{k_i}^{M_1}(v_{\varphi}, \omega_{\tau}) > A_4(\Delta^2 \gamma_{k_j}^{M_1}(v_{\varphi}, \omega_{\tau}))], \quad (6)$$

то модель M_1 обладает свойством ВДМ (n, k -ВДМ):

$$\forall n_i(A_1) \exists n_j(A_2), (n_i > n_j), (k_i > k_j) \rightarrow [A_1 > A_2] \wedge [A_3 > A_4]. \quad (7)$$

Модель M_1 обладает свойством ВДМ, если выполняется (6) или следующее условие:

$$\forall n_i(A_1) \exists n_j(A_2), (n_i > n_j), (k_i > k_j) \rightarrow [A_1 > A_2] \vee [A_3 > A_4]. \quad (8)$$

Таким образом, для двух параметров модели n и k следует учитывать двумерность оценок $\Delta^2 \gamma_{k,n}^{M_1}(v_{\varphi_{k,n}}, \omega_{\tau_{k,n}})$.

Свойство 2. Свойство частной системной одномерной монотонности (ВЧОМ) модели по k -экспериментальным наблюдениям является частным случаем свойства многомерной и двумерной монотонностей ВЧММ (ВЧДМ) и формулируется следующим образом.

Модель M_2 обладает свойством ВЧОМ, если $A_5(\Delta \gamma_{k_i}^{M_2}(v_{\varphi_{k_i}}))$, $A_6(\Delta \gamma_{k_j}^{M_2}(v_{\varphi_{k_j}}))$ – предикаты, $i = \overline{1, I}; j = \overline{1, I}$, и для $k_1^{M_2}, k_2^{M_2}$ – кратности запусков при $\Delta \gamma_{k_1}^{M_2} > \Delta \gamma_{k_2}^{M_2}$ выполняются условия

$$\forall k_i(A_5) \exists k_j(A_6), (k_i > k_j) \rightarrow [A_5(\Delta \gamma_{k_i}^{M_2}(v_{\varphi})) > A_6(\Delta \gamma_{k_j}^{M_2}(v_{\varphi}))]; \quad (9)$$

тогда модель M_2 будем считать статистически устойчивой ($\Delta \gamma_k^{M_2}$) и монотонной относительно запусков модели (k -ВЧОМ).

Аналогичные рассуждения справедливы и для одномерной метрики $\Delta \gamma_k^{M_2}(\omega_{\tau})$:

$$\forall k_i(A_5) \exists k_j(A_6), (k_i > k_j) \rightarrow [A_5(\Delta \gamma_{k_i}^{M_2}(\omega_{\tau})) > A_6(\Delta \gamma_{k_j}^{M_2}(\omega_{\tau}))]. \quad (10)$$

С учетом (4) условие (10) для конкретных постановок задач может быть уточнено следующим образом:

$$\Delta \gamma_{k_1, \varepsilon}^{M_1}(v_{\varphi}, \varepsilon) > \Delta \gamma_{k_2, \varepsilon}^{M_1}(v_{\varphi}, \varepsilon), \Delta \gamma_{k_1, p}^{M_1}(v_{\varphi}, p) > \Delta \gamma_{k_2, p}^{M_1}(v_{\varphi}, p). \quad (11)$$

Условие (11) ослабляет требования полной монотонности, рассматривая эту характеристику применительно только к точности ε или доверительной вероятности p . Причем возможны случаи с фиксацией одного из параметров и учетом изменчивости другого.

Для сокращения записи метрики многомерной статистической устойчивости моделей предложено обозначение $\omega_{\varphi, \tau}^{1,1}$, которое имеет следующую трактовку: верхние индексы играют роль индикаторов одного из контролируемых элементов метрики: p или τ . Например, при достижении статистической устойчивости по τ , но недостижении по p , обозначение метрики примет вид: $\omega_{\varphi, \tau}^{0,1}$.

Определение 2. Мера неустойчивости процедуры восстановления матрицы переходов как модельный параметр (для ε_1 – различия $\|P_{ij}^{M_i}\|$, ε_2 – различия $\|T_{ij}^{M_i}\|$) определяется как *системная статистическая двумерная однородная волатильность* (СДОВ) на множестве из n реализаций с учетом стандартного отклонения s : $\mathcal{Q}_i^j = s_i^j \sqrt{n_i}$, $i = \overline{1, I}; j = \overline{1, J}$ и $0 \leq n_i \leq N$, где N – предельный допустимый объем данных для модели M_x .

Однородность определяется однотипностью ε_1 и ε_2 – различий по каждому из планов моделирования в ПММ: $\|P_{ij}\| \xrightarrow{M_x} \|P_{ij}^{M_x}\| \rightarrow \|v\|$ и $\|T_{ij}\| \xrightarrow{M_x} \|T_{ij}^{M_x}\| \rightarrow \|\omega\|$.

В примере (см. рис. 2) элементы матрицы $\|T_{ij}^{M_i}\|$ представляют собой времена пребывания ИТКК в состояниях $\tau_{20x}, \tau_{30y}, \tau_{31y}, \tau_{1x}$ с ФР $\Phi_{20x}(x, t), \Phi_{30y}(y, t), \Phi_{31y}(y, t), \Phi_{1x}(x, t)$, определяемые решением системы (2).

Статистическая системная многомерная волатильность (СМВ) определяется для некоторого множества $\{\varepsilon_m\}$, $m = \overline{1, M}$, относительно матриц $\|\alpha_{ij}^{M_i}\|$ по плану моделирования вида: $\|\alpha_{ij}\| \xrightarrow{M_v} \|\alpha_{ij}^{M_v}\| \rightarrow \|v\|$, где $\|v\|$ – многомерная матрица, содержащая результаты первичной статистики для оценивания СМВ.

Следует отметить, что для СМВ в рамках ПММ при оценивании среднего времени пребывания ИТКК в некотором подмножестве состояний $j \in E^*$ на основе системы уравнений вида: $M\theta_i + \sum_{j \in E^*} P_{ij} \cdot \tau_j$, имеет место рост волатильности во втором слагаемом при росте значений локальных показателей в каждом из сомножителей (например, одномерной волатильности).

Выражение для метрики \mathcal{Q}_i^j , $i = \overline{1, I}; j = \overline{1, J}$, позволяет оценить степень неустойчивости статистик (нестационарности статистик) в зависимости от объема повторных запусков моделей в полимодельном комплексе. Для моделей больших размерностей и при переменном числе запусков этот показатель позволит получить числовую меру верификации модели с точки зрения устойчивости (неустойчивости) статистик.

4. Результаты имитационного моделирования статистической устойчивости характеристик информационно-телекоммуникационных каналов

Модель построена в предположении о заданной устойчивости кластеров (априорной s -устойчивости) по графу состояний (см. рис. 2). Ограничения требуемых значений pt -устойчивости приняты в первой группе расчетов: $P_{\min} = 0,15; P_{\max} = 0,43; T_{\min} = 0,2; T_{\max} = 0,6$; во второй группе расчетов ЛПР изменены следующие значения: $P_{\max} = 0,6; T_{\min} = 0,1; T_{\max} = 0,4$.

На рис. 5 представлены результаты моделирования решений по состоянию ИТКК на основе метрик pt -статистической устойчивости и свойства ВДМ.

Приведенные на рис. 5 значения метрики cpt -статистической устойчивости отражают результаты моделирования состояния ИТКК на основе свойства ВДМ и заданных ЛПР ограничений параметров: (см. рис. 5, а) для границ $P_{\min} = 0,15; P_{\max} = 0,43; T_{\min} = 0,2; T_{\max} = 0,6$ в область решений попадают четыре точки ($T_1 = 0,3; P_1 = 0,2; T_2 = 0,3; P_2 = 0,3; T_3 = 0,5; P_3 = 0,3; T_4 = 0,4; P_4 = 0,4$, предпочтительна $\Delta T_1 = 0,3; \Delta P_1 = 0,2$); при изменении границ (см. рис. 5, б), а именно расширении допустимого множества ΔP на 0,17 единиц и сдвиге ΔT : $P_{\min} = 0,15; P_{\max} = 0,6; T_{\min} = 0,1; T_{\max} = 0,4$, в область решений

попадают четыре точки: $T_1 = 0,3; P_1 = 0,2$; $T_2 = 0,3; P_2 = 0,2$; $T_3 = 0,3; P_3 = 0,3$; $T_4 = 0,4; P_4 = 0,4$, пред-
почтительна $T_1 = 0,1; P_1 = 0,2$.

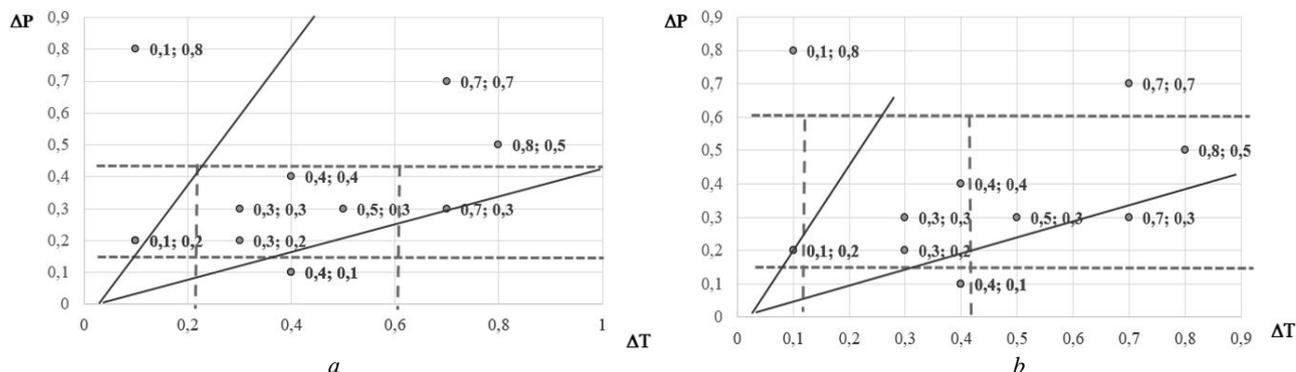


Рис. 5. Результаты моделирования *cpt*-статистической устойчивости с учетом заданных ограничений при исследовании функционирования ИТКК для равномерного закона распределения:

$$a - P_{\min} = 0,15; P_{\max} = 0,43; T_{\min} = 0,2; T_{\max} = 0,6; b - P_{\min} = 0,15; P_{\max} = 0,6; T_{\min} = 0,1; T_{\max} = 0,4$$

Fig. 5. The results of modeling *cpt*-statistical stability taking into account the specified constraints in the study of the functioning of information and telecommunication channels for a uniform distribution law:

$$a - P_{\min} = 0,15; P_{\max} = 0,43; T_{\min} = 0,2; T_{\max} = 0,6; b - P_{\min} = 0,15; P_{\max} = 0,6; T_{\min} = 0,1; T_{\max} = 0,4$$

По сравнению с результатами моделирования, приведенными на рис. 5, применение экспоненциального закона распределения дало меньшее рассеяние значений ΔP и ΔT .

На рис. 6 представлены фрагменты оценок статистической волатильности ПММ, построенные в тех же предположениях, что и представленные на рис. 5, по оценкам $\Delta^2 \gamma_{k,n}^{M_1}(v_{\varphi_{k,n}}, \omega_{\tau_{k,n}})$ для $\varepsilon = 0,3$ и $\varepsilon = 0,1$, где *Dte*, *Dpe* – соответствующие оценки статистической волатильности ПММ по временам и вероятностям пребывания в состояниях при $n = 100$ (реализаций процесса).

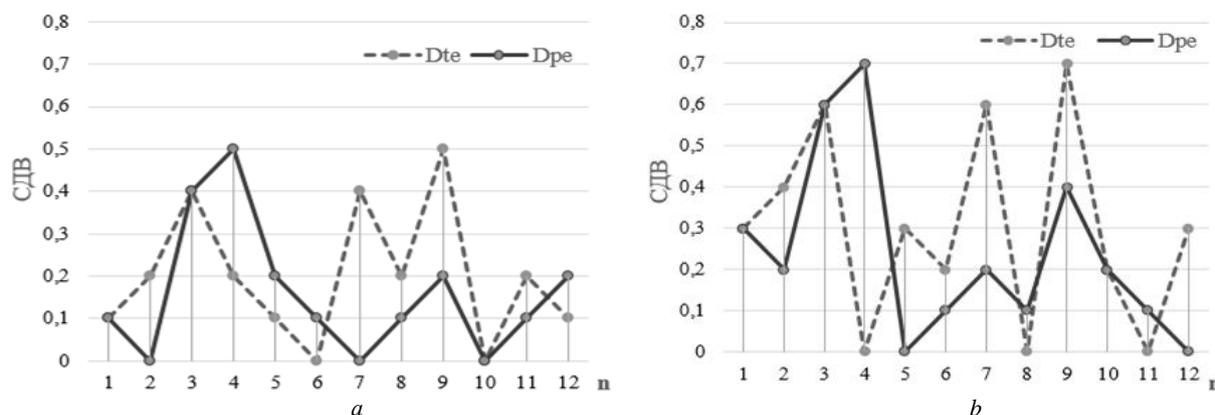


Рис. 6. Фрагменты оценок величины статистической волатильности ПММ для *Dte*, *Dpe*:

$$a - \varepsilon = 0,3; b - \varepsilon = 0,1$$

Fig. 6. Fragments of estimates of the statistical volatility of the semi-Markov model for *Dte*, *Dpe*:

$$a - \varepsilon = 0,3; b - \varepsilon = 0,1$$

Приведенные на рис. 6 оценки величины двумерной статистической волатильности ПММ $\Delta^2 \gamma_{k,n}^{M_1}(v_{\varphi_{k,n}}, \omega_{\tau_{k,n}})$ по приведенным исходным данным для $\varepsilon = 0,3$ (см. рис. 6, *a*) более сглажены относительно рассчитанных значений по отклонению $\varepsilon = 0,1$ (см. рис. 6, *b*). Таким образом, при принятии решений о применимости конкретной ПММ при заданном ЛПР объеме выборки n неучет возможного отклонения ε может привести к разбросу результатов от 0,5 до 0,7 (например, для *Dte* в точке $n = 9$ или для *Dpe* в точке $n = 4$; см. рис. 6, *a*, *b*).

Кроме приведенных выше свойств ВПДМ, ВЧДМ, СДВ, СМВ могут быть сформулированы и другие свойства, отражающие особенности оценки устойчивости характеристик с учетом особенностей постановки задачи исследований и конкретного вида модели ИТКК и исследуемого процесса в нем.

Поскольку рассматриваемая в статье системная статистическая устойчивость моделей описывается векторными оценками, то для поддержки принятия решений по определению квалиметрически приемлемой модели в многокритериальном пространстве необходимо формировать множество решений на основе Парето-подхода, оставляя выбор конкретного решения за ЛПР.

Заключение

Исследование масштабируемых многокомпонентных информационно-телекоммуникационных каналов проблематично в связи с объективными сложностями работы в пространстве состояний и их характеристик большой размерности. Предложенный авторами подход подразумевает совокупность ряда упорядоченных процедур, на основе которых реализовано моделирование системной *cpt*-статистической устойчивости с учетом границ областей решения, задаваемых ЛПР.

Результаты исследования многомерной *cpt*-статистической устойчивости могут быть применены к задачам управления временами пребывания в состояниях ИТКК и построения системы поддержки принятия решений по привлечению дополнительных ресурсов, например в случае увеличения длительности пребывания ИТКК в критических состояниях, а также с целью исключения непродуктивного использования системы, анализа рисков функционирования ИТКК, которое сопряжено с рядом принципиальных особенностей, ограничивающих использование принятых статистик.

Предложенные в исследовании свойства *cpt*-метрики позволили получить информацию о качестве сложных модельных комплексов с точки зрения понимания качества отдельных моделей как фактора принятия решений в области анализа и синтеза сложных систем.

Список источников

1. Lin T.Y., Goyal P., Girshick R., He K., Dollár P. Focal loss for dense object detection // Proc. of the IEEE international conference on computer vision. 2017. P. 2980–2988.
2. Мальцев Г.Н., Евтеев А.В. Устойчивость слежения за задержкой фазоманипулированных сигналов с расширением спектра в системах синхронизации радиотехнических систем // Информатика и автоматизация. 2021. № 20 (1). С. 16–42.
3. Gordon L.A., Loeb M.P., Lucyshyn W., Richardson R. CSI/FBI Computer Crime and Security Survey. San Francisco, CA : Computer Security Institute, 2005. 26 p. (Computer Security Institute Publications).
4. Zander S., Armitage G., Branch P. A Survey of Covert Channels and Countermeasures in Computer Network Protocols accepted for publication // IEEE Commun. Surveys and Tutorials. 2007. V. 9, № 3. P. 44–57.
5. Браницкий А.А., Котенко И.В. Анализ и классификация методов обнаружения сетевых атак // Труды СПИИРАН. 2016. Т. 45. С. 207–244.
6. Королюк В.С. Стохастические модели систем. Киев : Наукова думка, 1989. 208 с.
7. Obzherin Yu.E., Boyko E.G. Semi-Markov Models. Control of Restorable Systems with Latent Failures. London : Elsevier Academic Press, 2015. 214 p.
8. Zegzhda P.D., Kort S.S., Suprun A.F. Detection of anomalies in behavior of the software with usage of markov chains // Automatic Control and Computer Sciences. 2015. V. 49, № 8. P. 820–825.
9. Доронина Ю.В., Скотков А.В. Анализ статистической устойчивости стационарных марковских моделей // Труды СПИИРАН. 2019. № 5 (18). С. 1119–1148.
10. Микони С.В., Соколов Б.В., Юсупов Р.М. Квалиметрия моделей и полимодельных комплексов. М. : РАН, 2018. 314 с.
11. Sokolov B.V., Yusupov R.M. Information Fusion Models 'Quality Estimation and Models' Quality Control Theory // VI ISTC Scientific Advisory Committee Seminar "Science and Computing", Moscow, Russia, September 15–17 2003 : Abstracts. Moscow, 2003. P. 102–104.
12. Park K. Fundamentals of Probability and Stochastic Processes with Applications to Communications. New York : Springer, 2018. 273 p.
13. Мусаев А.А., Скворцов М.С. Методы параметрической оптимизации надежности структурно-сложных технических систем // Труды СПИИРАН. 2008. № 6. С. 44–50.
14. Дорф Р., Бишоп Р. Современные системы управления. М. : Лаборатория Базовых Знаний, 2006. 832 с.
15. Sharma M., Gandhi S. Compression and Encryption: an Integrated Approach // International Journal of Engineering Research & Technology (IJERT). 2012. V. 1, is. 5. Art. 235.
16. Kushner H.J., Yin G. Stochastic Approximation Algorithms and Applications. Berlin ; New York : Springer-Verlag, 2003. xxii, 474 p.

17. Kutoyants Yu.A. Identification of Dynamical Systems with Small Noise. Dordrecht : Kluwer, 1994. 301 p.
18. Herniter M.E. Introduction to Model-Based System Design // Rose Hulman Institute of Technology. 2010. URL: http://wiki.ece.rosehulman.edu/herniter/images/8/8d/MBSD1_Lecture_Notes_Complete_Winter09-10.pdf (accessed: 20.06.2021).
19. Ростовцев Ю.Г., Юсупов Р.М. Проблема обеспечения адекватности субъектно-объектного моделирования // Известия вузов. Приборостроение. 1991. № 7. С. 7–14.
20. Okhtilev M.Yu., Gnidenko A.S., Alferov V.V., Salukhov V.I., Nazarov D.I. Methods and Algorithms of Integrated Modeling of Complex Technical Objects in Dynamically Changing Conditions // Proc. of the International Scientific Conference MMET NW. 2018. P. 282–284.
21. Sokolov B., Kovalev A., Kalinin V., Minakov E., Petrovskiy D. Logic Dynamic Model and Algorithms of Operation Complex // European Modeling & Simulation Symposium (EMSS-2018). 2018. P. 59–67.
22. Li Y.-F., Zio E. A multi-state model for the reliability assessment of a distributed generation system via universal generating function // Reliability Engineering and System Safety. 2012. V. 106. P. 28–36.
23. Panella I., Hardwick G. Model Oriented System Design Applied to Commercial Aircraft Secondary Flight Control Systems // International Conference on Simulation and Modeling Methodologies, Technologies and Applications. SIMULTECH 2017 / M. Obaidat, T. Ören, F. Rango (eds.). Cham : Springer, 2019. P. 55–76. (Advances in Intelligent Systems and Computing, v. 873).
24. Laaksonen O., Peltoniemi M. The essence of dynamic capabilities and their measurement // International Journal of Management Reviews. British Academy of Management. 2018. V. 20, № 2. P. 184–205.
25. Garza-Reyes J.A., Romero J.T., Govindan K. et al. A PDCA-based approach to Environmental Value Stream Mapping (E-VSM) // Journal of Cleaner Production. 2018. V. 180. P. 335–348.
26. Кондрашков А.В., Пичугин Ю.А. Идентификация и статистическая проверка устойчивости модели Вольтерры // Научно-технические ведомости СПбГПУ. Физико-математические науки. 2014. № 1 (189). С. 124–135.
27. Dolgui A., Ivanov D., Sokolov B. Scheduling of recovery action in supply chain with resilience analysis consideration // International Journal of Production Research. 2018. V. 56, № 19. P. 6473–6490.
28. Zhao Y., Liu Y., Jiang F., Liu X., Zhao D. Fast noisy image quality assessment based on free-energy principle // Communications in Computer and Information Science. 2018. V. 815. P. 290–299.
29. Calandra R., Peters J., Deisenroth M.P. Pareto Front Modeling for Sensitivity Analysis in Multi-Objective Bayesian Optimization. NIPS Workshop on Bayesian Optimization, 2014. 5 p. URL: <http://www.ias.tu-darmstadt.de/uploads/Publications/Calandra-NIPS2015-bayesopt.pdf> (accessed: 01.04.2022).
30. Hartikainen M., Miettinen K., Wiecek M.M. PAINT: Pareto front interpolation for nonlinear multiobjective optimization // Computational Optimization and Applications. 2012. V. 52, is. 3, P. 845–867.
31. Degiannakis S., Floros C. Methods of Volatility Estimation and Forecasting // Modelling and Forecasting High Frequency Financial Data. London : Palgrave Macmillan, 2015. P. 58–109.
32. Герасимова Д.С., Саяпин А.В., Палухин А.А., Кацура А.В. Bootstrap-метод для оценки статистических характеристик малых выборок авиационных агрегатов // Сибирский журнал науки и технологий. 2018. Т. 19, № 3. С. 482–488.
33. Gorban I.I. The Statistical Stability Phenomenon. Springer, 2017. 361 p. doi: 10.1007/978-3-319-43585-5

References

1. Lin, T., Goyal, P., Girshick, R. et al. (2020) Focal Loss for Dense Object Detection. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*. 42(2). pp. 318–327. DOI: 10.1109/TPAMI.2018.2858826
2. Maltsev, G.N. & Evteev, A.V. (2021) Stability of Tracking the Delay of Phase-shift Keyed Signals with Spectrum Expanding in Synchronization Systems of Radio Engineering Systems. *Informatika i avtomatizatsiya – Informatics and Automation*. 20(1). pp. 16–42.
3. Gordon, L.A., Loeb, M.P., Lucyshyn, W. & Richardson, R. (2006) *CSI/FBI Computer Crime and Security Survey*. San Francisco, CA: Computer Security Institute.
4. Zander, S., Armitage, G. & Branch, P. (2007) A Survey of Covert Channels and Countermeasures in Computer Network Protocols. *IEEE Commun. Surveys and Tutorials*. 9(3). pp. 44–57. DOI: 10.1109/COMST.2007.4317620
5. Branitsky, A.A. & Kotenko, I.V. (2016) Analiz i klassifikatsiya metodov obnaruzheniya setevykh atak [Analysis and classification of methods for detecting network attacks]. *Trudy SPIIRAN*. 45. pp. 207–244. (In Russ.).
6. Korolyuk, V.S. (1989) *Stokhasticheskie modeli sistem* [Stochastic Models of Systems]. Kyiv: Naukova Dumka.
7. Obzherin, Yu.E. & Boyko, E.G. (2015) *Semi-Markov Models. Control of Restorable Systems with Latent Failures*. London: Elsevier.
8. Zegzhda, P.D., Kort, S.S. & Suprun, A.F. (2015) Detection of anomalies in behavior of the software with usage of Markov chains. *Automatic Control and Computer Sciences*. 49. pp. 820–825. DOI: 10.3103/S0146411615080386.
9. Doronina, Yu.V. & Skatkov, A.V. (2019) Analysis of statistical stability of stationary Markov models. *Trudy SPIIRAN*. 5(18). pp. 1119–1148. DOI: 10.15622/sp.2019.18.5.1119–1148
10. Mikoni, S.V., Sokolov, B.V. & Yusupov, R.M. (2018) *Kvalimetriya modeley i polimodel'nykh kompleksov* [Qualimetry of Models and Polymodel Complexes]. Moscow: RAS. DOI: 10.31857/S9785907036321000001
11. Sokolov, B.V. & Yusupov, R.M. (2003) Information Fusion Models 'Quality Estimation and Models' Quality Control Theory. *VI ISTC Scientific Advisory Committee Seminar "Science and Computing"*. Moscow, Russia, September 15–17, 2003. Moscow. pp. 102–104.

12. Park, K. (2018) *Fundamentals of Probability and Stochastic Processes with Applications to Communications*. New York: Springer.
13. Musaev, A.A. & Skvortsov, M.S. (2008) Metody parametricheskoy optimizatsii nadezhnosti strukturno-slozhnykh tekhnicheskikh sistem [Methods of parametric optimization of reliability of structurally complex technical systems]. *Trudy SPIIRAN*. 6. pp. 44–50.
14. Dorf, R. & Bishop, R. (2006) *Sovremennye sistemy upravleniya* [Modern Control Systems]. Moscow: Laboratoriya Bazovykh Znaniy.
15. Sharma, M. & Gandhi, S. (2012) Compression and Encryption: An Integrated Approach. *International Journal of Engineering Research & Technology (IJERT)*. 1(5). Art. 235.
16. Kushner, H.J. & Yin, G.G. (2003) *Stochastic Approximation Algorithms and Applications*. Berlin and New York: Springer-Verlag.
17. Kutoyants, Yu.A. (1994) *Identification of Dynamical Systems with Small Noise*. Dordrecht: Kluwer.
18. Herniter, M.E. (2010) *Introduction to Model-Based System Design*. [Online] Available from: http://wiki.ece.rosehulman.edu/herniter/images/8/8d/MBSD1_Lecture_Notes_Complete_Winter09-10.pdf (Accessed: 20th June 2021)
19. Rostovtsev, Yu.G. & Yusupov, R.M. (1991) Problema obespecheniya adekvatnosti sub"ektno-ob"ektnogo modelirovaniya [Problems of ensuring the adequacy of subject-object modeling]. *Izvestiya vuzov. Priborostroenie – Journal of Instrument Engineering*. no. 7. pp. 7–14.
20. Okhtilev, M.Yu., Gnidenko, A.S., Alferov, V.V., Salukhov, V.I. & Nazarov, D.I. (2018) Methods and Algorithms of Integrated Modeling of Complex Technical Objects in Dynamically Changing Conditions. *Proceedings of the International Scientific Conference MMET NW*. pp. 282–284.
21. Sokolov, B., Kovalev, A., Kalinin, V., Minakov, E. & Petrovskiy, D. (2018) Logic Dynamic Model and Algorithms of Operation Complex. *European Modeling & Simulation Symposium (EMSS-2018)*. pp. 59–67.
22. Li, Y.-F. & Zio, E. (2012) A multi-state model for the reliability assessment of a distributed generation system via universal generating function. *Reliability Engineering and System Safety*. 106. pp. 28–36. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.res.2012.04.008>
23. Panella, I. & Hardwick, G. (2017) Model Oriented System Design Applied to Commercial Aircraft Secondary Flight Control Systems. In: Obaidat, M., Ören, T. & Rango, F. (eds) *International Conference on Simulation and Modeling Methodologies, Technologies and Applications. SIMULTECH 2017*. Springer, Cham. pp. 55–76. DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-030-01470-4_4
24. Laaksonen, O. & Peltoniemi, M. (2018) The essence of dynamic capabilities and their measurement. *International Journal of Management Reviews. British Academy of Management*. 20(2). pp. 184–205. DOI: <https://doi.org/10.1111/ijmr.12122>
25. Garza-Reyes, J.A., Romero, J.T., Govindan, K. et al. (2018) A PDCA-based approach to Environmental Value Stream Mapping (E-VSM). *Journal of Cleaner Production*. 180. pp. 335–348. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.01.12>
26. Kondrashkov, A.V. & Pichugin, Yu.A. (2014) On the identification and statistical testing stability of the Volterra model. *Nauchno-tekhnicheskie vedomosti SPbGPU. Fiziko-matematicheskie nauki – St. Petersburg Polytechnic University Journal. Physics and Mathematics*. 1(189). pp. 124–135.
27. Dolgui, A., Ivanov, D. & Sokolov, B. (2018) Scheduling of recovery action in supply chain with resilience analysis consideration. *International Journal of Production Research*. 56(19). pp. 6473–6490. DOI: <https://doi.org/10.1080/00207543.2017.1401747>
28. Zhao, Y., Liu, Y., Jiang, F., Liu, X. & Zhao, D. (2018) Fast noisy image quality assessment based on free-energy principle. *Communications in Computer and Information Science*. 815. pp. 290–299. DOI: [10.1007/978-981-10-8108-8_27](https://doi.org/10.1007/978-981-10-8108-8_27)
29. Calandra, R., Peters, J. & Deisenroth, M.P. (2014) Pareto Front Modeling for Sensitivity Analysis in Multi-Objective Bayesian Optimization. *NIPS Workshop on Bayesian Optimization*. 5. [Online] Available from: <http://www.ias.tu-darmstadt.de/uploads/Publications/Calandra-NIPS2015-bayesopt.pdf>. (Accessed: 1st April 2022).
30. Hartikainen, M., Miettinen, K. & Wiecek, M.M. (2012) PAIN: Pareto front interpolation for nonlinear multiobjective optimization. *Computational Optimization and Applications*. 52(3). pp. 845–867. DOI: [10.1007/s10589-011-9441-z](https://doi.org/10.1007/s10589-011-9441-z)
31. Degiannakis, S. & Floros, C. (2015) *Modelling and Forecasting High Frequency Financial Data*. London: Palgrave Macmillan. pp. 58–109. DOI: [10.1057/9781137396495_3](https://doi.org/10.1057/9781137396495_3)
32. Gerasimova, D.S., Sayapin, A.V., Palukhin, A.A. & Katsura, A.V. (2018) [Application of the bootstrap method for statistical characteristics assessment of aircraft components' small samples]. *Sibirskiy zhurnal nauki i tekhnologii – The Siberian Aerospace Journal*. 19(3). pp. 482–488. DOI: [10.31772/2587-6066-2018-19-3-482-488](https://doi.org/10.31772/2587-6066-2018-19-3-482-488)
33. Gorban, I.I. (2017) *The Statistical Stability Phenomenon*. Springer. DOI: [10.1007/978-3-319-43585-5](https://doi.org/10.1007/978-3-319-43585-5)

Информация об авторах:

Дорони́на Ю́лия Валенти́новна – доцент, доктор технических наук, профессор кафедры информационных технологий и компьютерных систем Института информационных технологий и управления в технических системах Севастопольского государственного университета (Севастополь, Россия). E-mail: apkSev@yandex.ru

Скатко́в Алекса́ндр Влади́мирович – профессор, доктор технических наук, профессор кафедры информационных технологий и компьютерных систем Института информационных технологий и управления в технических системах Севастопольского государственного университета (Севастополь, Россия). E-mail: vm1945@mail.ru

Вклад авторов: все авторы сделали эквивалентный вклад в подготовку публикации. Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Information about the authors:

Doronina Yulia V. (Doctor of Technical Sciences, Associate Professor, Professor of the Department of Information Technologies and Computer Systems, Institute of Information Technologies and Management in Technical Systems, Sevastopol State University, Sevastopol, Russian Federation). E-mail: apkSev@yandex.ru

Skatkov Alexander V. (Doctor of Technical Sciences, Professor of the Department of Information Technologies and Computer Systems, Institute of Information Technologies and Management in Technical Systems, Sevastopol State University, Sevastopol, Russian Federation). E-mail: vm1945@mail.ru

Contribution of the authors: the authors contributed equally to this article. The authors declare no conflicts of interests.

Поступила в редакцию 27.04.2022; принята к публикации 30.08.2022

Received 27.04.2022; accepted for publication 30.08.2022