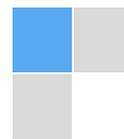

ISSN 2306-1561

Automation and Control in Technical Systems (ACTS)

2014, No 3, pp. 3-12.

DOI: 10.12731/2306-1561-2014-3-1



Research Simulated Processes in the Simulation Model Structures of Information Processing Systems

Zaitsev Dmitriy Vladimirovich

Russian Federation, Ph. D., Associate Professor, Department of «Road construction materials».

State Technical University – MADI, 125319, Russian Federation, Moscow, Leningradsky prospekt, 64. Tel.: +7 (499) 151-64-12. <http://www.madi.ru>, doccmdvv@mail.ru

Nikolaev Andrey Borisovich

Russian Federation, Honoris Causa, Doctor of Technical Sciences, Professor, Dean of the Faculty «Control Systems».

State Technical University – MADI, 125319, Russian Federation, Moscow, Leningradsky prospekt, 64. Tel.: +7 (499) 151-64-12. <http://www.madi.ru>, nikolaev.madi@mail.ru

Satyshev Sergey Nikolaevich

Russian Federation, Ph. D., Associate Professor, Department of «Traffic safety».

State Technical University – MADI, 125319, Russian Federation, Moscow, Leningradsky prospekt, 64. Tel.: +7 (499) 151-64-12. <http://www.madi.ru>, satmadi@mail.ru

Stroganov Victor Yurievich

Russian Federation, Doctor of Technical Sciences, Professor, Department of «Information processing systems and control».

Bauman Moscow State Technical University, 105005, Russian Federation, Moscow, 2nd Bauman Str., 5, Build. 1, Tel. : +7 (499) 263- 63-91, <http://www.bmstu.ru>, str@bmstu.ru

Snetkova Olga Leonidovna

Russian Federation, Ph. D., Associate Professor, Department of «Road transport».

State Technical University – MADI, 125319, Russian Federation, Moscow, Leningradsky prospekt, 64. Tel.: +7 (499) 151-64-12. <http://www.madi.ru>, du@du.madi.ru

Abstract. In this article, for the purpose of definition of a class of functions output simulated processes conducted simulation model structures of information processing systems, namely, open single - phase and multiphase Queuing systems (Network) with the various disciplines of the service, and closed single - phase and multiphase Queuing Network with various sources of population and disciplines of the service. This was analyzed the behavior of the trend and a view of the autocorrelation function. For the purposes of the analytical study of

the initial stage of modeling investigated conditionally non-stationary Gaussian process, considered as a stationary Gaussian process with the specified background.

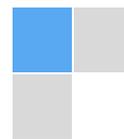
Keywords: simulation experiment, a Gaussian process, autocorrelation function, Queuing systems, the trend of a random process.

ISSN 2306-1561

Автоматизация и управление в технических системах (АУТС)

2014. – № 3. – С. 3-12.

DOI: 10.12731/2306-1561-2014-3-1



УДК 004.942

Исследование процессов имитации при моделировании типовых структур систем обработки информации

Зайцев Дмитрий Владимирович

Российская Федерация, кандидат технических наук, доцент кафедры «Дорожно-строительные материалы».

ФГБОУ ВПО «Московский автомобильно-дорожный государственный технический университет (МАДИ)», 125319, Российская Федерация, г. Москва, Ленинградский проспект, д.64, Тел.: +7 (499) 151-64-12, <http://www.madi.ru>, docdcmdvv@mail.ru

Николаев Андрей Борисович

Российская Федерация, Лауреат премии правительства РФ, Заслуженный деятель науки РФ, доктор технических наук, профессор, декан факультета «Управление».

ФГБОУ ВПО «Московский автомобильно-дорожный государственный технический университет (МАДИ)», 125319, Российская Федерация, г. Москва, Ленинградский проспект, д.64, Тел.: +7 (499) 151-64-12, <http://www.madi.ru>, nikolaev.madi@mail.ru

Сатышев Сергей Николаевич

Российская Федерация, кандидат технических наук, доцент кафедры «Организация безопасности движения».

ФГБОУ ВПО «Московский автомобильно-дорожный государственный технический университет (МАДИ)», 125319, Российская Федерация, г. Москва, Ленинградский проспект, д.64, Тел.: +7 (499) 151-64-12, <http://www.madi.ru>, satmadi@mail.ru

Строганов Виктор Юрьевич

Российская Федерация, Лауреат премии правительства РФ, доктор технических наук, профессор кафедры «Системы обработки информации и управления».

ФГБОУ ВПО «Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана - Национальный исследовательский университет (МГТУ им. Н.Э. Баумана)», 105005, Российская Федерация, г. Москва, 2-я Бауманская ул., д. 5, строение 1, Тел.: +7 (499) 263-63-91, <http://www.bmstu.ru>, str@bmstu.ru

Снеткова Ольга Леонидовна

Российская Федерация, кандидат технических наук, доцент кафедры «Автомобильные перевозки».

ФГБОУ ВПО «Московский автомобильно-дорожный государственный технический университет (МАДИ)», 125319, Российская Федерация, г. Москва, Ленинградский проспект, д.64, Тел.: +7 (499) 151-64-12, <http://www.madi.ru>, du@du.madi.ru

Аннотация. В данной статье приведены результаты исследования характеристик условно-нестационарных процессов при имитационном моделировании типовых структур систем обработки информации. А именно, разомкнутые одно- и многофазные сети массового обслуживания (СеМО) с различными дисциплинами обслуживания, и замкнутые одно- и многофазные СеМО с источниками различной населенности и дисциплинами обслуживания. При этом анализировался характер поведения тренда и вид автокорреляционной функции. Для целей аналитического исследования начального этапа моделирования исследован условно нестационарный гауссовский процесс, рассматриваемый как стационарный гауссовский процесс с заданной предысторией.

Ключевые слова: имитационный эксперимент, гауссовский процесс, автокорреляционная функция, сети массового обслуживания, тренд случайного процесса.

1. Введение

Статистический анализ временного ряда, сгенерированного имитационной моделью в целях получения оценок характеристик функционирования системы, является неотъемлемой частью имитационного моделирования [2]. В дальнейшем этот временной ряд будем называть выходным процессом имитации. При разработке имитационных экспериментов и анализе результатов моделирования исследователь сталкивается с рядом проблем, важнейшие из которых следующие [1, 6]: необходимость учета коррелированности данных выходного процесса имитации; проведение анализа влияния начальных условий моделирования; необходимость учета переходного процесса на начальном этапе моделирования; выбор интервала моделирования; определение стратегии моделирования.

По отдельности эти задачи решаются многими исследователями [3, 9]. Однако не проводился анализ перечисленных задач в их взаимосвязи, как составных частей единого процесса имитационного моделирования системы. В статье предлагается комплексное решение вышеперечисленных задач с единых исходных позиций, определяемых особенностями процессов функционирования систем обработки информации [7, 8, 13 – 15].

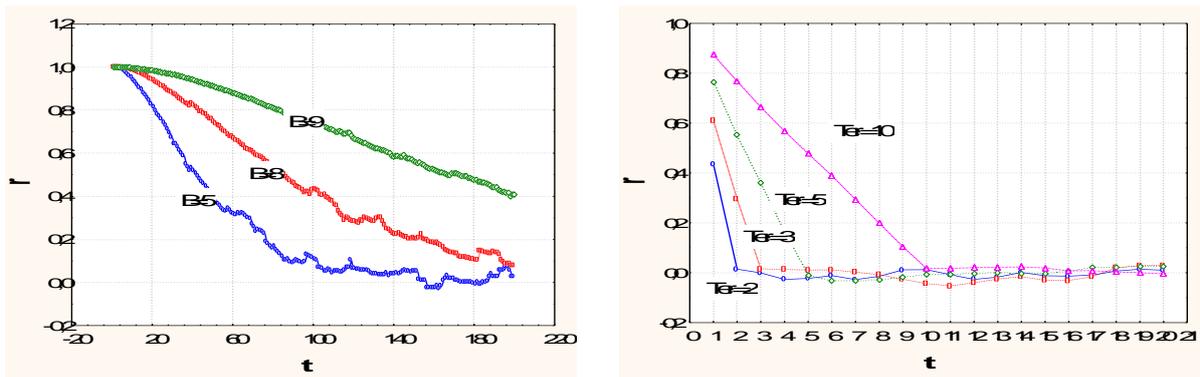
2. Исследование характеристик выходных процессов имитации

Предполагается, что проводится моделирование исходно стационарных процессов. Нестационарность проявляется только за счет выбора начальных условий

моделирования. Будем называть такой процесс условно нестационарным. Важнейшими характеристиками процесса, влияющими на оценку ζ его математического ожидания, является автокорреляционная функция (АКФ) и тренд.

В дальнейшем будем предполагать, что выходной процесс имитации представляет собой стационарный эргодический процесс $\xi(t)$ и оценивается, в первую очередь, математическое ожидание установившегося режима в виде $\zeta = \frac{1}{(t_2 - t_1)} \int_{t_1}^{t_2} \xi(t) dt$. Без потери общности будем полагать, что математическое ожидание $M\xi=0$.

Проведен анализ вида АКФ для широкого спектра имитационных моделей. В качестве объекта имитации рассматривались разомкнутые и замкнутые СеМО [10] с различными значениями характеристик входных потоков, времен обслуживания и др. При идентификации моделей примем следующие обозначения: A - среднее значение интервала поступления требований; B - среднее время обслуживания; r - АКФ; Ter - населенность замкнутой СеМО. В результате моделирования получены АКФ имитационных процессов (рисунок 1).



а) трехфазная разомкнутая СеМО

б) пятифазная замкнутая СеМО. $A=5, B=10$

Рисунок 1 – Автокорреляционные функции (АКФ) процессов в СеМО

Из графиков видна тенденция к затягиванию процесса (свойство инерционности) при возрастании загрузки. Однако при этом меняется и характер АКФ. Если в однофазной СМО АКФ вогнута на всем интервале, то в данном случае на начальном интервале она выпукла. В замкнутых системах наблюдается несколько иной характер автокорреляции. Однако и в них видны ее аperiodические свойства.

В ряде работ [4,5] предлагается аппроксимировать АКФ экспонентой $r(\tau)=\sigma^2 e^{-c|\tau|}$, где σ - среднеквадратическое отклонение процесса. Так, для гауссовского марковского стационарного случайного процесса [11] АКФ имеет вид $\sigma^2 \rho^{-|\tau|}$, где $0 < \rho < 1$. Поэтому для процесса с экспоненциальной автокорреляцией [12] при построении условных распределений можно учитывать лишь последнее состояние процесса.

Как видно из вышеприведенных графиков, АКФ в ряде случаев имеет тенденцию к “затягиванию” в начале координат, т.е. $r'(0) \approx 0$ и, соответственно, к более медленному затуханию. Поэтому предлагается автоковариационную функцию аппроксимировать зависимостью:

$$r(t) = \sigma^2 (\alpha_1 e^{-c_1 t} + \alpha_2 e^{-c_2 t}), \quad (1)$$

где $c_1 > 0$ и $c_2 > 0$ параметры автоковариации, а α_1 и α_2 - некоторые функции параметров c_1 и c_2 . Зависимость (1) включает экспоненциальную, как частный случай. Варьируя указанными параметрами можно моделировать достаточно широкий класс АКФ (рисунок 2).

В результате проведенного анализа можно сделать следующие выводы: минимум из параметров c_1 и c_2 определяет длину интервала, на котором корреляция существенна; разность между параметрами c_1 и c_2 определяет вид АКФ при малых значения t . Чем меньше разность, тем более пологая автоковариация в начале. Как видно из графиков, варьируя параметры c_1 и c_2 , можно добиться большого разнообразия в поведении функции. Для параметров автоковариации введем обозначение $Cv = (c_1, c_2)$.

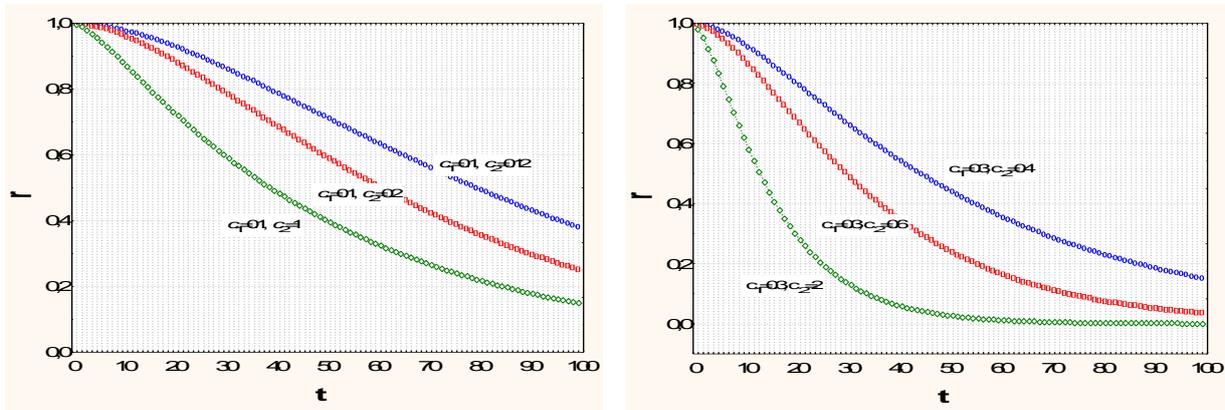


Рисунок 2 – Аппроксимация АКФ

При известной автокорреляционной функции дисперсия среднеинтегральной оценки математического ожидания стационарного процесса вычисляется на основании

$$D_S \zeta(T) = \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T r(|t-u|) dt du. \quad \text{Обозначим} \quad r_1(t) = \sigma^2 \left(\frac{\alpha_1}{c_1} e^{-c_1 t} - \frac{\alpha_2}{c_2} e^{-c_2 t} \right) \quad \text{и}$$

$$r_2(t) = \sigma^2 \left(\frac{\alpha_1}{c_1^2} e^{-c_1 t} - \frac{\alpha_2}{c_2^2} e^{-c_2 t} \right), \quad \text{тогда дисперсия оценки примет вид (Рис. 3):}$$

$$D_S \zeta(T) = \frac{2}{T} r_1(0) - \frac{2}{T^2} r_2(0) + \frac{2}{T^2} r_2(T) \quad (2)$$

Функции $r_1(t)$ и $r_2(t)$ используются для представления аналитических выражений характеристик процессов.

На графиках видно, что у сильнокоррелированного процесса дисперсия убывает более медленно.

3. Построение условно нестационарного процесса

Для анализа влияния начальных условий на выходной имитационный процесс и разработки стратегии моделирования необходима аналитически разрешимая модель выходного имитационного процесса. В качестве основы такой модели предлагается использовать гауссовские процессы [13]. Пусть $\xi(t)$ – гауссовский стационарный процесс. Предлагается зафиксировать начальные значения процесса, в результате чего будет получен условно нестационарный процесс.

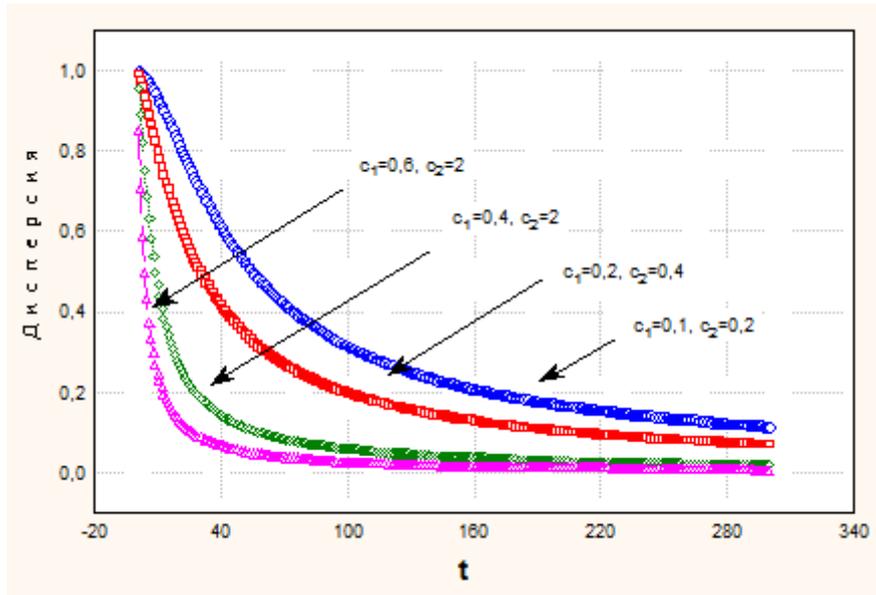


Рисунок 3 – Дисперсия среднеинтегральной оценки стационарного процесса

Пусть вектор-столбец $S=(S_0, S_{-1}, \dots, S_{-m})^T$ определяет значения основного процесса $\xi(t)$ в моменты $St=\langle t_0, t_{-1}, \dots, t_{-m} \rangle$, $(t_0 > t_{-1} > \dots > t_{-m})$. Обозначим фрагмент случайного процесса, определенный на векторе S^t , как θ . Этот вектор является числовой выборкой из пространства состояний, и при анализе основного процесса представляет выборку из $(m+1)$ - мерной случайной величины, определяющей глубину предыстории. Будем считать, что процесс начинается с момента времени t_1 .

На основании теоремы о нормальной корреляции получим выражение для математического ожидания условно нестационарного процесса с заданной предысторией:

$$M\{\xi | S\}(t) = M\xi + D_{\xi\theta}(t) \cdot D_{\theta\theta}^{-1} \cdot (S - MS) = y + D_{\xi\theta}(t) D_{\theta\theta}^{-1} \cdot (S - yE) \quad (3)$$

где y - математическое ожидание стационарного процесса;

E – вектор-столбец единиц размерностью $(m+1)$.

Ковариационная функция процесса определяется следующим выражением:

$$R(t, u) = r(|t - u|) - D_{\xi\theta}(t) \cdot D_{\theta\theta}^{-1} \cdot D_{\xi\theta}^T(u), \quad (t \geq t_1, u \geq t_1) \quad (4)$$

где:

$D_{\xi\theta}(t) = (r(t-t_0), r(t-t-1), \dots, r(t-t-m))$ - вектор- строка ковариаций;

$D_{\theta\theta} = || cov (\xi(t_i), \xi(t_j)) || = || r (t_i - t_j) || \quad i, j=0..-m,$ - матрица ковариаций
предыстории процесса в моменты t_i, t_j ;

$r(t)$ - автокорреляционная функция стационарного процесса, определяемая выражением (1).

Дисперсия условно нестационарного процесса не зависит от начального состояния и определяется только коррелированностью. Результаты анализа трендов условно нестационарных процессов в зависимости от начальных условий моделирования S представлены на рисунке 4.

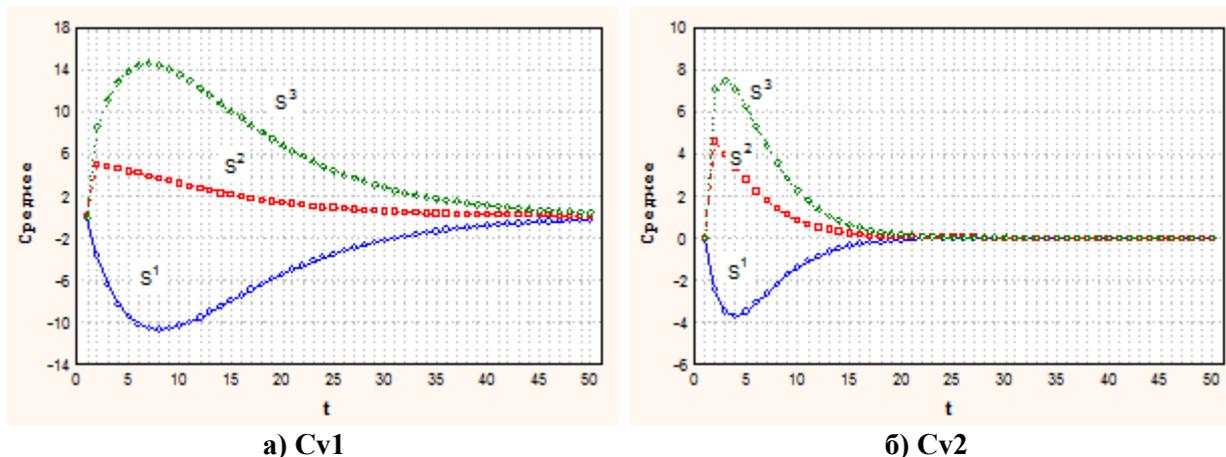


Рисунок 4 – Тренды условно нестационарных процессов

На рисунке $Cv1=(0.2, 0.1)$, $Cv2=(0.4, 0.3)$, а начальные условия $S^t=(0, -1)$, $S^1=(5,0)$, $S^2=(5,5)$, $S^3=(0,5)$. Как видно из графиков, начальное состояние существенно сказывается на поведении тренда. Чем дальше начальное состояние от стационарного состояния, тем более длительно восстановление.

Пусть $G(t)=M\xi(t/S^0)$ - тренд условно нестационарного процесса, где S^0 - начальные условия моделирования. Предполагается, что функция $G(t)$ непрерывна на всем интервале моделирования.

Процесс является безинерционным, если $\forall t>0 G(t)=0$. Это условие выполняется лишь в случае, когда выборочные значения независимы, и их математическое ожидание - несмещенная оценка функционала.

Процесс является инерционным, если $\exists t^*>0: G(t^*)\neq 0$ и $\lim_{t \rightarrow \infty} G(t) = 0$. Условие существования предела выполняется в силу существования стационарного распределения исследуемого процесса.

Для выходных процессов имитации достаточно типичны монотонные тренды. Свойства монотонности дают возможность исследовать качественные характеристики процессов. Используем отношение стохастического порядка между случайными величинами ξ_1 и ξ_2 , которое определяется соотношением:

$\xi_1 < \xi_2 \Leftrightarrow \Phi_1 < \Phi_2$, $\Phi_1 < \Phi_2 \Leftrightarrow \forall x, \Phi_1(x) \geq \Phi_2(x)$, где “<” - отношение стохастического порядка; Φ_1, Φ_2 - функции распределения случайных величин ξ_1 и ξ_2 .

Случайный процесс $\xi(t)$ является монотонно возрастающим по t относительно “<” при начальных условиях S^0 , если $\forall t_1, t_2, t_1 \leq t_2 \Rightarrow \xi(t_1 | S_0) < \xi(t_2 | S_0)$.

Процесс является монотонным, если $t_1 > t_2 \Rightarrow G(t_1) > G(t_2)$.

Процесс является монотонным инерционным, если существует интервал $(0, t^*)$, на котором $G(t)$ сохраняет значение $G(0)$, а на интервале (t^*, ∞) определен монотонный процесс.

Случайный процесс является монотонным процессом с запаздыванием, если $\exists t^* > 0: \forall t \in (0, t^*) G'(t) > 0 \wedge \forall t > t^* G'(t) < 0$.

Так, например, переходный процесс времени пребывания заявки в одноканальной СМО является монотонным процессом. Переходный процесс в двухканальной СМО, который возникает при изменении параметра обслуживания первой фазы, является монотонным процессом с запаздыванием.

4. Заключение

В результате проведенных имитационных экспериментов на моделях СеМО показано, что АКФ имеет аperiodический характер и, в случае многофазных СеМО, «затянута» в начале координат. Показано, что вследствие влияния начальных условий моделирования тренд имеет характер аperiodической функции, асимптотически сходящейся к некоторому стационарному значению. Анализ показал, что, варьируя параметры c_1 и c_2 , можно описать особенности поведения экспериментально полученных АКФ. Получены выражения для дисперсии и тренда условно нестационарного процесса в зависимости от параметров АКФ и начальных условий моделирования. Показано, что на основе предложенных моделей возможно описание различного вида монотонных трендов, а, при сильной автокорреляции и далеких начальных условиях, возможно описание и немонотонного тренда.

Список информационных источников

- [1] Остроух А.В. Исследование начального периода моделирования на точность среднеинтегральной оценки имитационных моделей / А.В. Остроух, А.А. Солнцев, Н.В. Солдатов, К.А. Новицкий, П.С. Якунин // Вестник МАДИ. – 2010. – Вып. 2(21). - С. 61-65.
- [2] Nikolaev A.B., Stroganov V.Y., Ostroukh A.V., Barinov K.A. Formal Methods for the Synthesis of the Organizational Structure of the Management Through the Personnel Recruitment at the Industrial Enterprises. Journal of Applied Sciences (JAS). 2014. Vol. 14, No 5. pp. 474-481. DOI: 10.3923/jas.2014.474.481.
- [3] Строганов В.Ю. Особенности системы организации и принципы построения системы поддержки управленческой деятельности // В.Ю.Строганов / Вестник

- МГТУ им.Н.Э.Баумана, Серия Приборостроение. Информатика и системы управления. – М.: МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2012. – Вып. №5. – С.93-100.
- [4] Тимофеев П.А. Алгоритм управляемого имитационного процесса в системах массового обслуживания / П.А. Тимофеев, Г.Г. Ягудаев, Б.С. Горячкин, Д.В. Строганов // Прикаспийский журнал: управление и высокие технологии № 3 (15). – Астрахань: Издательский дом, 2011. – С.62-70.
- [5] Строганов Д.В. Аппроксимация среднеинтегральных оценок нестационарных режимов имитационных моделей сетей массового обслуживания/ Д.В.Строганов, Е.С.Москвичев, А.А.Солнцев, В.М.Приходько, П.С.Якунин // Наука и образование: электронное научно-техническое издание № 3. – М.: МГТУ им.Н.Э.Баумана, 2012. URL. <http://technomag.edu.ru/doc/355371.html> (дата обращения 13.08.2013).
- [6] Строганов Д.В. Влияние начальных условий и длительности моделирования на характеристики условно-нестационарных процессов/ Д.В.Строганов, А.А.Солнцев, П.С.Якунин, Р.В.Батов, А.А.Карасев // Наука и Образование: электронное научно-техническое издание. – М.: МГТУ им.Н.Э.Баумана, 2012. – №4. URL. <http://technomag.edu.ru/doc/359132.html> (дата обращения 13.08.2013).
- [7] Николаев А.Б., Солнцев А.А., Строганов В.Ю., Тимофеев П.А., Брыль В.Н. Методика интеграции приложений в гибридной системе поддержки принятия решений с открытой структурой / Николаев А.Б., Солнцев А.А., Строганов В.Ю., Тимофеев П.А., Брыль В.Н. // Информационные системы и технологии. – Орел: Госуниверситет УНПК, 2011. – № 3 (65). – С. 84 91.
- [8] Nikolaev, A.B., P.S. Yakunin and Y.A. Krasnov, 2013. The automatization of the management decisions support within the science-intensive production organization on the basis of a flexible feedback. The industrial ACS and controllers, 4: 3-13.
- [9] Ивницкий В.Л. Теория сетей массового обслуживания. – М.: Физматлит, 2004. – 772 с.
- [10] Хемди А. Таха. Системы массового обслуживания // Введение в исследование операций – 7-е изд. – М.: «Вильямс», 2007. – С. 629-697. – ISBN 0-13-032374-8.
- [11] Игнащенко Е.Ю., Панков А.Р., Семенихин К.В. Минимаксно статистический подход к повышению надежности обработки измерительной информации. // Автоматика и телемеханика. – 2010. – № 2. – С.76-92.
- [12] Игнащенко Е.Ю., Панков А.Р., Семенихин К.В. Минимаксно статистический подход к оптимизации линейных моделей в условиях априорной неопределенности. // Изв. РАН, ТиСУ, 2010. – № 5. – С. 32-40.
- [13] Чернявский А.И., Строганов В.Ю. Марковская модель периодичности диагностирования узлов и агрегатов // Автоматизация и управление в технических системах. – 2013. – № 3. – С. 33-40.
- [14] Остроух А.В., Тянь Ю. Современные методы и подходы к построению систем управления производственно-технологической деятельностью промышленных предприятий // Автоматизация и управление в технических системах. – 2013. – № 1. – С. 29-31.
- [15] Ostroukh A.V., Tian Yu. Development of the information and analytical monitoring system of technological processes of the automobile industry enterprise // In the World of Scientific Discoveries, Series B. 2014. Vol. 2. No 1. pp. 92-102.