



# ОПРЕДЕЛЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТНЫХ ОЦЕНОК ДЛЯ РЕЗЕРВОВ ВРЕМЕНИ КАК ОДНА ИЗ ПРОБЛЕМ ПЛАНИРОВАНИЯ И УПРАВЛЕНИЯ

В.М. Трояновский, А.А. Запевалина, Е.Л. Румянцева, О.А. Сердюк

Рассмотрены вероятностные характеристики параметров для этапов планирования и реализации бизнес-процессов. Показано, что сумма планируемых резервов времени имеет распределение вероятностей, близкое к нормальному, уже при достаточно короткой цепочке работ. Показано также, что неизрасходованные резервы времени имеют распределение вероятностей, близкое к усеченному нормальному закону распределения. Предложена методика оценки распределения резервов времени на завершающем этапе работ. Отмечено, что проведена верификация путем сопоставления полученных теоретических результатов распределения временных интервалов с данными реального процесса прохождения писем в регионы.

**Ключевые слова:** проблемы управления, цепочка работ, статистические критерии, вероятностные характеристики, компьютерное моделирование.

## ВВЕДЕНИЕ

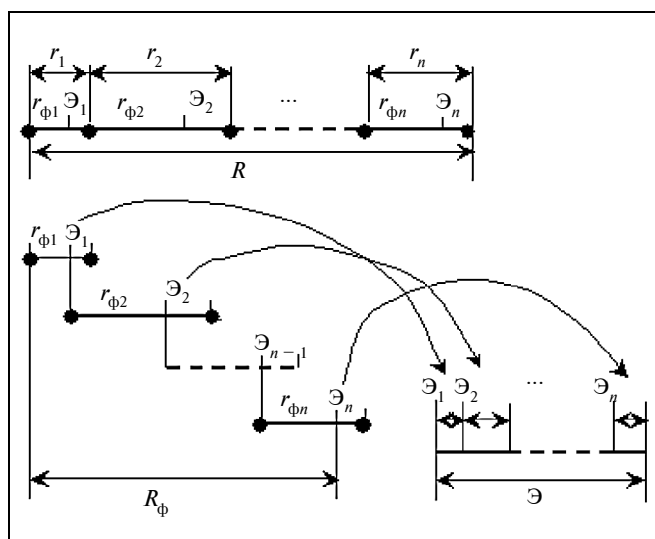
Задачи логистики и производства [1] часто объединяет невозможность строго детерминистического анализа протекающих здесь процессов. Одна из важных проблем в системах планирования и управления состоит в необходимости анализа вероятностных свойств используемых характеристик объектов и процессов. Вероятностные процессы сопровождают применение современных информационных технологий, включая разработку компьютерных программ, исследование логистических операций различных производств, организацию и планирование учебного процесса; вероятностные оценки необходимы при построении бизнес-процессов. Во всех этих случаях руководителям приходится вводить резервы при оценке трудоемкости и времени реализации каждого из этапов работ [2, 3]. Для получения надежных результатов определения таких резервов необходимо обоснование вероятностных характеристик разрабатываемых решений.

## 1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Источник анализируемой проблемы — непредвиденные потери времени при выполнении работ и введение резервов для их компенсации. На этапе планирования цепочки работ определяется некоторый общий резерв, который на этапе исполнения работ расходуется слабо предсказуемым образом, что приводит к необходимости оперативного управления на следующем этапе.

Необходимо получить оценки резервов времени как на этапе планирования, так и на этапе реализации всей цепочки работ. Случайные возмущения при прохождении работ приводят к рассмотрению процессов планирования и управления с вероятностных позиций.

Предположим, что каждая работа начинается немедленно по завершении предыдущей, а резервное время отдельных этапов накапливается и определяет резервное время работы в целом. По мере выполнения отдельных этапов реально использованный резерв оказывается исчерпанным лишь частично, и накапливаемая с некоторой ве-



**Рис. 1. Трансформация резервов в процессе исполнения работ:**  $r_{\phi i}$  — фактически использованный резерв времени на этапе  $i$ ;  $R_{\phi}$  — общее фактически использованное резервное время;  $\vartheta_i$  — экономия резерва времени на этапе  $i$ ;  $\vartheta$  — общая экономия резервов времени

роятностью экономия резервов времени образует дополнительный запас для последующих этапов (рис. 1).

Требуется оценить статистические свойства имеющихся резервов времени и их изменений в процессе исполнения работ.

## 2. АНАЛИЗ РЕЗЕРВОВ ВРЕМЕНИ В ЦЕПОЧКЕ РАБОТ

Как известно, условия применимости центральной предельной теоремы состоят в том, что все слагаемые имеют примерно одинаковое распределение, а число слагаемых должно стремиться к бесконечности. На практике бесконечное число слагаемых не набирается, и вид распределения слагаемых можно только предполагать, тем не менее, нормальный закон отчетливо проявляется для многих приложений [4].

Резервы времени на каждом из этапов могут иметь произвольный закон распределения. Дисциплинированный исполнитель с большей вероятностью использует минимальный резерв, а у недисциплинированного — кривая плотности вероятности расходования резерва нарастает к концу интервала. Можно предположить, что на каком-то из этапов имеет место равномерная плотность распределения вероятности времени резервов. Тем

не менее, в силу центральной предельной теоремы [5, 6], вероятностные характеристики общего резерва  $R$  как суммы резервов при значительном числе этапов можно аппроксимировать нормальным законом распределения.

На примере распределения резервов времени в цепочке работ определим рациональную нижнюю границу требуемого числа слагаемых для практических применений центральной предельной теоремы.

Известно [5], что закон распределения суммы двух независимых случайных величин  $Z = X + Y$  определяется как композиция законов их распределения:

$$f(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x)f(z-x)dx, \quad (1)$$

$$f(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(z-y)f(y)dy. \quad (2)$$

С помощью индуктивного подхода [7–9] и соотношений (1), (2) проследим изменение плотности распределения вероятности для суммы  $i$  независимых равномерно распределенных случайных величин резервов времени при малых  $i$ . Результаты расчетов и графики полученных распределений, а также графики нормальных распределений с соответствующими параметрами приведены в Приложении.

Полученные результаты показали, что при суммировании уже пяти равномерно распределенных случайных величин результирующее распределение незначительно отличается от нормального закона распределения с соответствующими параметрами математического ожидания и дисперсии [10]. Проверим гипотезы о соответствии рассматриваемых композиционных законов распределения нормальному закону распределения с привлечением критериев согласия, используемых в теории вероятностей.

Располагая точными теоретическими кривыми функций плотности распределения вероятности, воспользуемся критерием согласия Колмогорова — Смирнова [4, 5]. В качестве меры расхождения между теоретическим и аппроксимируемым распределением рассматривается максимальное значение модуля разности между статистической функцией распределения и соответствующей теоретической:

$$D = \max|F^*(x) - F_n(x)|, \quad (3)$$

где  $F(x)$  — интегральный закон распределения.

Таблица 1

**Определение расхождения между композиционным и нормальным распределениями**

Число элементов с равномерным распределением	1	2	3	4	5
Модуль максимальной разности $D$	0,057	0,022	0,019	0,018	0,015
$\lambda = D\sqrt{n}$ (при $n \approx 1000$ )	1,83	0,72	0,63	0,59	0,51
Вероятность подобия $P(\lambda)$	0,003	0,711	0,813	0,865	0,964

Таблица 2

**Число принятых гипотез о нормальности распределения суммы случайных величин из 100 проверяемых гипотез**

$i$	Критерии		
	Критерий согласия, $\chi^2$	По доверительным интервалам для коэффициентов асимметрии и эксцесса	Критерий Колмогорова — Смирнова
4	80	78	79
5	96	94	95
6	96	93	95
7	96	92	95
8	97	98	98
9	98	95	97
10	100	99	97

В случае дифференцируемых функций экстремум в (3) определяет экстремальные точки как соответствующие условию

$$\frac{d}{dx} F^*(x) - \frac{d}{dx} F_n(x) = 0 \text{ или } f^*(x) = f_n(x). \quad (4)$$

Уравнение (4) является трансцендентным, и реальный путь решения сводится к привлечению численных методов. Представляется целесообразным прямое использование полученных аналитических формул (см. Приложение) для композиционных законов распределения и соотношения (3) для проведения расчетов. Соответствующие результаты моделирования представлены в Приложении и в табл. 1.

Для проверки гипотезы о нормальности закона распределения суммы  $i$  независимых равномерно распределенных случайных величин  $H_0: \sum_{i=1}^n f_i \sim N$  при малых  $i$  проведено моделирование на ЭВМ для  $1 \leq i \leq 15$  и применены различные критерии [11, 15] (результаты приведены в табл. 2).

По результатам моделирования отвергнуто около 20 % гипотез при числе слагаемых  $i < 5$  (в табл. 2 приведены результаты для  $i = 4$ ). При числе слагаемых  $i = 5$  число принятых гипотез превышает 90, и при увеличении  $i$  изменяется незначительно. Получилось, что с вероятностью, близкой к 0,95, для описания вида распределения суммы пяти и более независимых равномерно распределенных величин можно использовать нормальный закон распределения.

Все это позволяет считать, что для инженерных приложений распределение суммарных резервов времени приближается к нормальному закону, если цепочка работ содержит пять и более этапов.

### 3. ОЦЕНКА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ РЕЗЕРВОВ ВРЕМЕНИ НА ОСТАВИХСЯ ЭТАПАХ РАБОТ

Будем считать, что работа некоторого проекта содержит пять и более этапов, для которых резервы времени исполнения имеют одинаковые равномерные распределения. Тогда в начале реализации проекта имеется общий резерв времени, распределенный на интервале  $[0, R]$  примерно по нормальному закону.

В силу центральной предельной теоремы, при большом числе этапов такая нормализация общего резерва  $R$  имеет также место и при других распределениях вероятностей. При большом общем числе этапов общая картина вероятностного распределения резервов по мере приближения к последнему этапу приобретает вид, близкий к нормальному.

По мере исполнения проекта часть резервов расходуется, уменьшая в той или иной мере ранее имевшийся общий резерв. Поскольку распределение исходного общего резерва имело вид нормального закона, то частичное использование резерва при выполнении каждого этапа работ фактически ведет к формированию усеченного нормального распределения для оставшихся резервов времени (рис. 2, заштрихованная область). Отметим, что

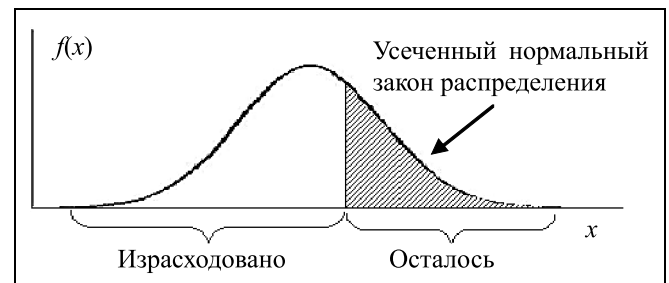


Рис. 2. К определению свойств неизрасходованных резервов

совсем необязательно на каждом этапе планировавшиеся резервы времени расходуются максимально, часть их экономится, и это увеличивает резерв времени от текущего момента до завершения работ. Однако общая вероятностная картина по-прежнему формируется исходным нормальным распределением суммарных резервов и израсходованными резервами времени.

Математическое выражение для образовавшегося таким образом одностороннего усеченного нормального распределения определяется [15] как

$$\varphi(x, m_x, \sigma_x, x_1) = \begin{cases} 0 & \text{при } x < x_1, \\ \frac{A}{\sigma_x} f(t) & \text{при } x_1 \leq x, \end{cases}$$

где

$$A = \frac{1}{1 - F(t_1)};$$

$$t = \frac{x - m_x}{\sigma_x}, \quad t_1 = \frac{x_1 - m_x}{\sigma_x}, \quad F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt.$$

#### 4. МЕТОДИКА ОЦЕНКИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ РЕЗЕРВОВ ВРЕМЕНИ НА ЗАВЕРШАЮЩЕМ ЭТАПЕ РАБОТ

Размер использованных резервов времени при исполнении этапов работ в начале цепочки и их остаток на последнем этапе имеют разные последствия для результата всего проекта, и наиболее критичен завершающий этап.

Если известна плотность вероятности  $f_{\text{конеч}}(x)$  для резерва, отводимого исполнителю последнего этапа, то можно построить семейство кривых распределения для набора возможных резервов времени, сэкономленных на предшествующих этапах. Для этого достаточно свернуть  $f_{\text{конеч}}(x)$  и соответствующие кривые усеченного распределения

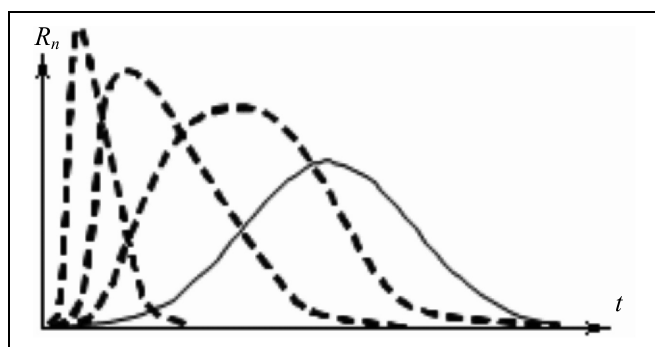


Рис. 3. Вид семейства кривых для оценки резервов времени на завершающем этапе работ

$\varphi(x)$  для различного набора значений сэкономленного времени. И хотя аналитические выражения для требуемых функций не слишком удобны для интегрирования, соответствующие операции осуществимы на компьютере с помощью численных методов.

Численное моделирование показало, что распределение резерва времени на последнем этапе зависит от ранее сэкономленных резервов и дисциплины исполнителя на последнем этапе. Это распределение имеет вид, близкий к нормальному, либо сужается к концу этапа (рис. 3), стягиваясь к виду, предопределенному распределением  $f_{\text{конеч}}(x)$ .

Исполнение всего проекта в срок зависит от успешного завершения последнего этапа, и его вероятность может быть рассчитана на основании кривых (см. рис. 3). Если есть распределения (или хотя бы два первых момента) у составляющих событий, то путем суммирования рассчитываются математическое ожидание и дисперсия для результирующего нормального распределения на всех этапах, вплоть до завершающего. По этим двум параметрам строится вся кривая результирующего нормального распределения, и по ней считается вероятность попадания на любой участок, а также кривая  $\varphi(x)$  для любого набора предполагаемой (или фактической) экономии резервов времени.

Это дает руководителю работ инструментарий для количественной оценки рисков выполнения (или невыполнения) работ в зависимости от статистических характеристик резервов времени для работы в целом и на завершающем этапе работ.

#### 5. МОДЕЛИРОВАНИЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВРЕМЕНИ В ЦЕПОЧКЕ РАБОТ

Верификация полученных результатов проведена посредством моделирования и практических проверок на примере управления прохождением письменных обращений для контроля и сопровождения работ по информатизации в регионах Российской Федерации. Объем выборки для моделирования (десятки и сотни отсчетов) обусловлен числом регионов и учреждений, участвующих в проводимых работах.

Результаты моделирования суммарных сроков прохождения писем в регионах представлены на рис. 4, где каждый график отображает сроки прохождения письма по указанным этапам в отдельном регионе.

Для моделирования была разработана специальная программа на языке VBA в среде MS Excel. Сравнение теоретических распределений времени по этапам прохождения писем и данных по реаль-

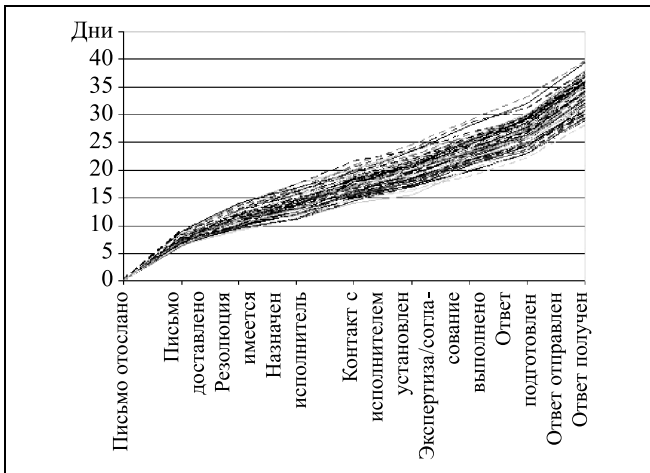


Рис. 4. Суммарные сроки прохождения писем в регионах

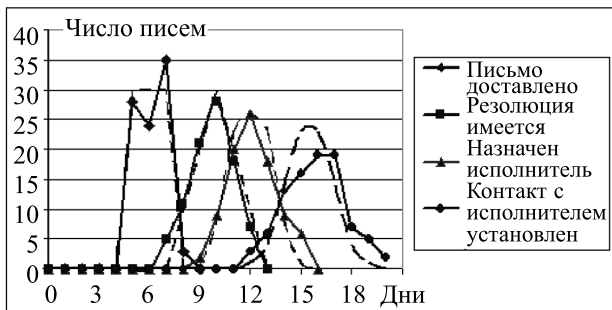


Рис. 5. Теоретические и эмпирические распределения времени по этапам прохождения писем

ным выборкам (рис. 5) показало их достаточно хорошее совпадение.

На рис. 5 сплошными линиями показаны графики, построенные по данным реального контроля прохождения писем в регионы; штрихами обозначены теоретические кривые распределения, рассчитанные в соответствии с результатами Приложения и с учетом оценок средних значений задержек времени на каждом из этапов.

Подобные результаты получены при моделировании процесса накопления знаний в условиях коллективного взаимодействия обучающихся при выполнении цепочки однотипных заданий. Предложенная методика оценивания резервов времени применена при построении обучающей программы «Лабиринт знаний».

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Сформулируем основные выводы.

- Объективная оценка вероятностных свойств используемых характеристик объектов и про-

цессов является одной из важных проблем в системах планирования и управления.

- Проведенный анализ позволил установить возможность применения центральной предельной теоремы для расчетов распределения резервов времени при пяти и более этапов в цепочке работ. Проверка гипотезы о соответствии рассматриваемых композиционных законов распределения нормальному закону распределения проведена с привлечением критериев согласия.
- Распределение резервов времени на оставшихся этапах работ имеет вид усеченного нормального закона распределения.
- Распределение резервов времени на последнем этапе зависит от ранее сэкономленных резервов и дисциплины исполнителя на последнем этапе. Вид этого распределения может быть близким к нормальному либо стягивается к виду, предопределенному распределением резервов времени на последнем этапе работ.
- Верификация полученных результатов проведена посредством моделирования и исследования реального процесса прохождения писем в регионы.

### ПРИЛОЖЕНИЕ

#### Изменение плотности распределения вероятностей для суммы независимых случайных величин

- Пусть исходные величины равномерно распределены на интервале  $[0, 1]$ :

$$f_1(t) = f(x) = \begin{cases} 1 & \text{при } 0 \leq x \leq 1, \\ 0 & \text{вне этого интервала.} \end{cases}$$

Первые два момента этого распределения  $m_x = 0,5$ ;

$$\sigma_x^2 = 1/12.$$

- Композиция двух равномерно распределенных случайных величин определяется как

$$f_2(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_1(\tau)f_1(t - \tau)d\tau.$$

При  $t \leq 0$

$$f_2(t) = 0.$$

При  $0 \leq t \leq 1$

$$f_2(t) = \int_{-\infty}^0 f_1(\tau)f_1(t - \tau)d\tau + \int_0^t f_1(\tau)f_1(t - \tau)d\tau + \int_t^{+\infty} f_1(\tau)f_1(t - \tau)d\tau = \int_0^t d\tau = t.$$

При  $1 \leq t \leq 2$

$$f_2(t) = \int_{-\infty}^{t-1} f_1(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_{t-1}^1 f_1(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_1^{+\infty} f_1(\tau)f_1(t-\tau)d\tau = \int_{t-1}^1 d\tau = 2-t.$$

При  $t \geq 2$

$$f_2(t) = 0.$$

$$\text{Таким образом, } f_2(t) = \begin{cases} 0 & \text{при } t \leq 0 \text{ и } t \geq 2, \\ t & \text{при } 0 \leq t \leq 1, \\ 2-t & \text{при } 1 \leq t \leq 2. \end{cases}$$

Математическое ожидание и дисперсия результирующего распределения:  $f_2(t)$   $m = 1$  и  $\sigma^2 = 1/6$ .

- Аналогичным образом для суммы трех равномерно распределенных случайных величин получим результирующее распределение  $f_3(t)$ :

$$f_3(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_2(\tau)f_1(t-\tau)d\tau = \begin{cases} 0 & \text{при } t \leq 0 \text{ и } t \geq 3, \\ t^2/2 & \text{при } 0 \leq t \leq 1, \\ 1 - (t-1)^2/2 - (2-t)^2/2 & \text{при } 1 \leq t \leq 2, \\ (t-3)^2/2 & \text{при } 2 \leq t \leq 3. \end{cases}$$

Математическое ожидание и дисперсия результирующего распределения:  $f_3(t)$   $m = 1,5$  и  $\sigma^2 = 1/4$ .

- Приведем подробные преобразования для композиции четырех равномерно распределенных случайных величин:

$$f_4(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau.$$

При  $t \leq 0$

$$f_4(t) = 0.$$

При  $0 \leq t \leq 1$

$$f_4(t) = \int_{-\infty}^0 f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_0^t f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_t^{+\infty} f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau = \int_0^t \frac{\tau^2}{2} d\tau = \frac{t^3}{6}.$$

При  $1 \leq t \leq 2$

$$f_4(t) = \int_{-\infty}^{t-1} f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_{t-1}^1 f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_1^t f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_t^{+\infty} f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau = \int_{t-1}^1 \frac{\tau^2}{2} d\tau + \int_1^t \left(1 - \frac{(\tau-1)^2}{2} - \frac{(\tau-2)^2}{2}\right) d\tau = t-1 - \frac{(t-1)^3}{3} - \frac{(t-2)^3}{6}.$$

При  $2 \leq t \leq 3$

$$f_4(t) = \int_{-\infty}^{t-1} f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_{t-1}^2 f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_2^t f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_t^{+\infty} f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau = \int_{t-1}^2 \left(1 - \frac{(\tau-1)^2}{2} - \frac{(\tau-2)^2}{2}\right) d\tau + \int_2^t \frac{(\tau-3)^2}{2} d\tau = 3-t + \frac{(t-2)^3}{6} + \frac{(t-3)^3}{3}.$$

При  $3 \leq t \leq 4$

$$f_4(t) = \int_{-\infty}^{t-1} f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_{t-1}^3 f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau + \int_3^{+\infty} f_3(\tau)f_1(t-\tau)d\tau = \int_{t-1}^3 \frac{(\tau-3)^2}{2} d\tau = -\frac{(t-4)^3}{6}.$$

При  $t \geq 4$

$$f_4(t) = 0.$$

Таким образом,

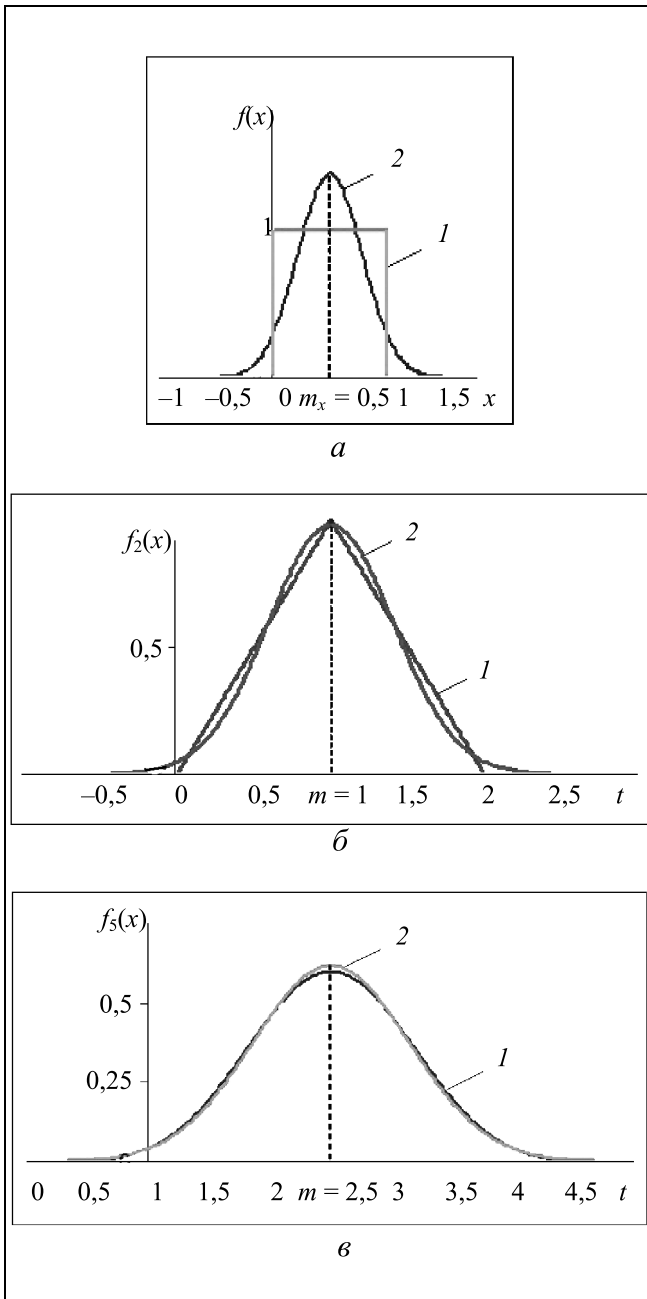
$$f_4(t) = \begin{cases} 0 & \text{при } t \leq 0 \text{ и } t \geq 4, \\ \frac{t^3}{6} & \text{при } 0 \leq t \leq 1, \\ t-1 - (t-1)^3/3 - (t-2)^3/6 & \text{при } 1 \leq t \leq 2, \\ 3-t + (t-2)^3/6 + (t-3)^3/3 & \text{при } 2 \leq t \leq 3, \\ -(t-4)^3/6 & \text{при } 3 \leq t \leq 4. \end{cases}$$

Математическое ожидание и дисперсия результирующего распределения  $f_4(t)$ :  $m = 2,0$  и  $\sigma^2 = 1/3$ .

- Аналогичным образом для суммы пяти равномерно распределенных случайных величин после некоторых преобразований получим результирующее распределение  $f_5(t)$ :

$$f_5(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_4(\tau)f_1(t-\tau)d\tau =$$

$$= \begin{cases} 0 & \text{при } t \leq 0 \text{ и } t \geq 5, \\ t^4/24 & \text{при } 0 \leq t \leq 1, \\ t^2/2 - t + 7/12 - (t-1)^4/8 - (t-2)^4/24 & \text{при } 1 \leq t \leq 2, \\ 4t - 31/6 - t^2/2 - (t-1)^2/2 + (t-2)^4/8 + (t-3)^4/8 & \text{при } 2 \leq t \leq 3, \\ 91/12 - 3t + (t-1)^2/2 - (t-3)^4/24 - (t-4)^4/8 & \text{при } 3 \leq t \leq 4, \\ (t-5)^4/24 & \text{при } 4 \leq t \leq 5. \end{cases}$$



**Рис. П.1.** Графики для результирующего и нормального распределений с соответствующими параметрами: *a* — исходное равномерное распределение; *b* — распределение для суммы двух величин, *v* — для суммы пяти величин; 1 — композиционное распределение, 2 — нормальное распределение

Математическое ожидание и дисперсия результирующего распределения  $f_5(t)$ :  $m = 2,5$  и  $\sigma^2 = 5/12$ .

В качестве примера на рис. П.1 приведены результирующее распределение (график 1) и нормальное распределение (график 2) с соответствующими параметрами математического ожидания  $m_x$  и дисперсии  $\sigma_x^2$ .

## ЛИТЕРАТУРА

1. Vassilyev S.N., Novikov D.A., Bakhtadze N.N. Intelligent control of industrial processes // Proc. of the 7th IFAC Conference on Manufacturing Modeling, Management, and Control. IFAC Publication. — Saint Petersburg, 2013. — P. 49—57.
2. Whitty S.J., Schulz M.F. The PM BOK code // 20th IPMA World Congress on Project Management. — 2006. — Vol. 1. — P. 466—472.
3. Epstein D., Maltzman R. Project Workflow Management: A Business Process Approach. — Fort Lauderdale: J. Ross Publishing, 2013. — 352 p.
4. Трояновский В.М. Информационно-управляющие системы и прикладная теория случайных процессов: учеб. пособие. — М.: Гелиос АРВ, 2004. — 304 с.
5. Венциель Е.С. Теория вероятностей. — М.: Высшая школа, 2002. — 380 с.
6. Пугачев В.С. Теория случайных функций. — М.: Физматгиз, 1962. — 520 с.
7. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов. — М.: Мир, 1976. — 756 с.
8. Hageman L., Young D.M. Applied Iterative Methods. — N.-Y.: Dover Publications, 2004. — 416 p.
9. Химмельблау Д. Анализ процессов статистическими методами. — М.: Мир, 1973. — 957 с.
10. Румянцева Е.Л., Трояновский В.М. Вероятностная оценка резервов времени при контроле прохождения работ // Известия ТулГУ. Сер. «Вычислительная техника. Информационные технологии. Системы управления». — 2004. — Т. 1, вып. 2. — С. 176—184.
11. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы обработки данных. — М.: Мир, 1980. — Т. 1. — 610 с.
12. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы планирования эксперимента. — М.: Мир, 1981. — Т. 2. — 516 с.
13. Закс Л. Статистическое оценивание. — М.: Статистика, 1976. — 598 с.
14. Лабораторный практикум по математической статистике / Э.А. Вуколов и др. — М.: МИЭТ, 1986. — 91 с.
15. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике. — М.: Наука, 1974. — 832 с.

Статья представлена к публикации членом редколлегии Н.Н. Бахтадзе.

**Трояновский Владимир Михайлович** — д-р техн. наук, профессор, ✉ troy40@mail.ru,

**Запевалина Алена Андреевна** — аспирант, ✉ nairy253@mail.ru,

**Румянцева Елена Львовна** — канд. техн. наук, доцент, ✉ lenarum@mail.ru,

**Сердюк Ольга Александровна** — начальник отдела, ✉ serdyukolga@yandex.ru,

Национальный исследовательский университет «Московский институт электронной техники», г. Зеленоград.