

ОБ АДЕКВАТНОСТИ ИМИТАЦИОННОЙ МОДЕЛИ ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ СИСТЕМЫ ПЕРЕРАБОТКИ ДИОКСИДА УГЛЕРОДА ОБИТАЕМЫХ КОСМИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ

© 2018 г. Глебов И.В.¹, Коган И.Л.²

¹Ракетно-космическая корпорация «Энергия» им. С.П. Королёва» (РКК «Энергия») Ул. Ленина, 4А, г. Королёв, Московская обл., Российская Федерация, 141070, e-mail: post@rsce.ru

²АО «Научно-исследовательский и конструкторский институт химического машиностроения» (НИИхиммаш) Ул. Б. Новодмитровская, 14, г. Москва, Российская Федерация, 127015, e-mail: info@niichimmash.ru

Статья посвящена рассмотрению вопросов подтверждения адекватности имитационной модели функционирования вновь разрабатываемой системы переработки диоксида углерода (СПДУ). Приведено обоснование критерия адекватности имитационной модели. Для проверки адекватности имитационной модели выполнено сравнение результатов вычислительных экспериментов с данными, полученными при испытаниях конструкторско-технологического макета СПДУ. Критерии проверки гипотез об однородности выборок разных серий измерений представляют собой задачи статистического анализа. Для оценки результатов вычислительных экспериментов проведено сравнение средних значений выборок и рассеяний (дисперсий) с результатами, полученными при испытаниях конструкторско-технологического макета СПДУ. Представлен сравнительный анализ экспериментально полученных значений основного показателя назначения системы — «выход по воде» с результатами вычислительных экспериментов.

Ключевые слова: имитационная модель, критерий адекватности, система переработки диоксида углерода, статистический анализ, показатель назначения.

ON THE ADEQUACY OF THE SIMULATION MODEL OF FUNCTIONING CARBON DIOXIDE RECYCLING SYSTEM OF HABITABLE SPACE OBJECTS

Glebov I.V.¹, Kogan I.L.²

¹S.P. Korolev Rocket and Space Public Corporation Energia (RSC Energia) 4A Lenin str., Korolev, Moscow region, 141070, Russian Federation, e-mail: post@rsce.ru

²Research and Design Institute of Chemical Engineering (NIChimmash) 14 B. Novodmitrovskaya str., Moscow, 127015, Russian Federation, e-mail: info@niichimmash.ru

The paper concentrates on the issues confirming the adequacy of the simulation model of a newly developed carbon dioxide recycling system (CDRS). The justification of the criterion of adequacy of the simulation model is provided. To verify the adequacy of the simulation model, the results of computational experiments are compared with the data obtained during testing of design and technological model of CDRS. Criteria for testing hypotheses about the homogeneity of samples of different series of measurements are problems of statistical analysis. To evaluate the results of computational experiments, mean values of samples and dispersions (variances) were compared with the results obtained during testing of the

design and technological model of CDRS. A comparative analysis of the experimentally obtained values of the main indicator of the system function, i. e. a «water yield» with the results of computational experiments is presented.

Key words: simulation model, criterion of adequacy, carbon dioxide recycling system, statistical analysis, indicators of applicability.



ГЛЕБОВ И.В.



КОГАН И.Л.

ГЛЕБОВ Игорь Васильевич — заместитель начальника отделения РКК «Энергия», e-mail: igor.glebov4@rsce.ru

GLEBOV Igor Vasilyevich — Deputy Chief of Division at RSC Energia, e-mail: igor.glebov4@rsce.ru

КОГАН Иоанн Лазаревич — научный сотрудник НИИхиммаш, e-mail: I-kogan@niichimmash.ru

KOGAN Ioann Lazarevich — Research scientist at NIChimmash, e-mail: I-kogan@niichimmash.ru

Введение

Проектирование и наземная экспериментальная отработка — важнейшие этапы создания систем пилотируемого космического аппарата (ПКА), так как последующие летные испытания, совмещенные со штатной эксплуатацией, не позволяют использовать их результаты для устранения последствий конструкторских решений ошибочного характера. На этапе проектирования перспективных систем ПКА необходимо решать задачи, связанные не только со свойствами их составных частей (элементов и подсистем), но также и с закономерностями функционирования системы в целом. Следствием этого является необходимость решения широкого круга специфических задач, к которым относятся: определение общей структуры системы и требований к элементам и подсистемам, организация взаимодействия между ними, выбор оптимальных режимов функционирования, оптимальное управление протекающими в системе процессами, учет влияния внешней среды и т. п. [1].

Решение этих задач на этапе эскизного проектирования может проводиться

методом математического моделирования с применением аналитических и имитационных методов. Результаты моделирования позволяют определить значения показателей эффективности системы, обосновать ее оптимальную структуру, выявить закономерности протекающих в ней процессов, учесть влияния внешней среды и т. п. Математическое моделирование является мощным и эффективным инструментом исследования сложных объектов, систем и процессов в различных областях [1]. В связи с этим важной задачей в совершенствовании процесса разработки систем ПКА является разработка имитационной модели, наиболее точно описывающей функционирование системы-оригинала. Проведение вычислительных экспериментов с использованием имитационной модели функционирования вновь разрабатываемой системы на стадии проектирования позволит не только описать функционирование отдельной системы на уровне реализуемых процессов, но и рассмотреть возможные алгоритмы оценки и анализа показателей назначения и прогнозирования функционирования разрабатываемой системы на всех этапах ее жизненного цикла.

В настоящее время РКК «Энергия» и НИИХиммаш разрабатывают систему переработки диоксида углерода (СПДУ), входящую в состав интегрированной регенерационной системы обеспечения газового состава ПКА для длительных автономных космических полетов. Система предназначена для удаления из газовой среды обитаемого модуля диоксида углерода, его концентрирования до 99% и последующей переработки по реакции гидрирования до газообразных веществ: метана и паров воды [2]. Разработана имитационная модель функционирования СПДУ, которая позволяет не только получать подробную статистику о различных аспектах функционирования системы в зависимости от входных параметров, но и дает возможность проводить анализ технических требований и оценку показателей назначения системы.

В ходе имитационного моделирования были определены наиболее значимые факторы (входные параметры модели), варьирование которых приводит к изменению основного показателя назначения — «выход по воде». По результатам моделирования выбраны конструктивные параметры внешней теплоизоляции, геометрические размеры реакционной зоны и рекуператора, а также определены оптимальные значения входных параметров блока гидрирования диоксида углерода [3]. Однако для использования результатов вычислительных экспериментов на последующих этапах разработки системы необходимо проверить имитационную модель функционирования СПДУ на адекватность.

Обоснование критерия адекватности имитационной модели функционирования СПДУ

Для проверки адекватности имитационной модели необходимо сравнить результаты вычислительных экспериментов с данными, полученными при испытаниях конструкторско-технологического макета или опытного образца СПДУ. Как уже говорилось, основным показателем, определяющим соответствие СПДУ своему функциональному назначению, является «выход по воде». Значения этого параметра и необходимо сравнивать.

Критерии проверки гипотез об однородности выборок разных серий измерений представляют собой задачи статистического анализа [4]. При статистическом

анализе результатов экспериментов применяют критерии проверки гипотез об однородности математических ожиданий (об однородности средних) [5].

В общем случае проверяемая гипотеза о равенстве математических ожиданий μ , соответствующих k выборкам, имеет вид $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots \mu_k$ при конкурирующей гипотезе $H_1: \mu_{i_1} \neq \mu_{i_2}$ хотя бы для некоторой пары индексов i_1, i_2 .

Для проверки гипотезы H_0 может использоваться ряд параметрических критериев:

- сравнения двух выборочных средних при известных дисперсиях;
- сравнения двух выборочных средних при неизвестных, но равных дисперсиях (критерий Стьюдента);
- сравнения двух выборочных средних при неизвестных и неравных дисперсиях.

Одним из основных предположений при построении параметрических критериев является принадлежность наблюдаемых случайных величин нормальному закону распределения [5]. При проведении вычислительных экспериментов с использованием имитационной модели и при испытаниях конструкторско-технологического макета проводилась проверка нормальности выборок. Далее необходимо проводить сравнение средних значений выборок, предварительно проанализировав связь их дисперсий.

Для подтверждения адекватности имитационной модели воспользуемся t -критерием Стьюдента сравнения двух выборочных средних при неизвестных, но равных дисперсиях. Статистика критерия определяется формулой [5, 6]:

$$t = \left(\frac{\bar{x} - \bar{y}}{s} \right) \left\{ \frac{m - n}{m + n} \right\}^{\frac{1}{2}}, \tag{1}$$

где

$$s = \sqrt{\frac{(n - 1)s_1^2 + (m - 1)s_2^2}{n + m - 2}}.$$

Здесь

$$s_1^2 = \frac{1}{n - 1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2; \tag{2}$$

$$s_2^2 = \frac{1}{m - 1} \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2; \tag{3}$$

$\bar{x}, \bar{y}, s_1^2, s_2^2$ — выборочные оценки средних и дисперсий соответствующих выборок; m, n — количество измерений в выборках.

Перед сравнением двух выборочных средних все-таки необходимо убедиться в статистической неразличимости выборочных

оценок дисперсий разных серий измерений. Для проверки гипотез об однородности дисперсий выборок будем применять критерий Фишера, так как он является более распространенным для сравнения двух выборок нормально распределенных случайных величин, и его статистика имеет простой вид [4, 6, 7]:

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2}. \quad (4)$$

При расчете F -параметра в числителе стоит бóльшая величина. Число степеней свободы ν — это разность между числом экспериментов и числом значений независимых случайных величин, полученных в результате этих экспериментов, которые не позволяют оцениваемой в результате этих экспериментов величине (например, среднему значению) принимать какое-либо другое значение, отличное от полученного по окончании их проведения [7]. В большинстве случаев $\nu = n - 1$, где n — количество измерений в выборке.

Найденное экспериментальное значение F -параметра, вычисленное по формуле (4), сравнивается с критическим значением $F_{кр}$, соответствующим максимальному значению отношения двух дисперсий, при котором еще можно считать гипотезу о равенстве рассматриваемых дисперсий справедливой.

$F_{кр}$ по числу степеней свободы и заданному коэффициенту риска ($\beta = 1 - \alpha$, где α — доверительная вероятность) берется из таблиц [7]. Значение числа степеней свободы ν_1 дисперсии, стоящей в числителе выражения (4), определяет значение $F_{кр}$ по столбцу, а значение ν_2 — по строке. Если $F < F_{кр}$, то гипотеза о равенстве выборочных дисперсий справедлива. В противном случае рассматриваемые дисперсии относятся к различным генеральным совокупностям исследуемой величины.

Задача сравнения средних двух нормально распределенных совокупностей при неизвестных и неравных (по выборочным оценкам) дисперсий известна как проблема Беренса–Фишера [6] по имени авторов, впервые ее сформулировавших. Для решения этой задачи на практике обычно используются различные приближения [6], например, критерии Корхана–Кокса, Сатервайта, Уэлча и т. д. Статистика этих критериев имеет следующий вид [6]:

$$t = \frac{1}{s} (\bar{x} - \bar{y}), \quad (5)$$

где $s^2 = \frac{s_1^2}{n} + \frac{s_2^2}{m}$, а s_1^2 и s_2^2 вычисляются по формулам (2) и (3).

Критическими значениями этих критериев являются квантили распределения Стьюдента, и отличаются они лишь числом степеней свободы. Для решения задачи сравнения средних двух нормально распределенных совокупностей при неизвестных и неравных (по выборочным оценкам) дисперсий чаще всего используют критерий Сатервайта, так как с ростом числа степеней свободы погрешность вычислений с использованием критерия Сатервайта не превышает 0,001. Число степеней свободы критерия Сатервайта определяется по формуле [6]:

$$\nu_c = \left\{ \frac{1}{n-1} \left(\frac{s_1^2}{n} \right)^2 + \frac{1}{m-1} \left(\frac{s_2^2}{m} \right)^2 \right\}^{-1}.$$

Таким образом, если после сравнения двух выборочных оценок дисперсий с использованием критерия Фишера подтверждается их статистическая неразличимость, то для сравнения двух выборочных средних воспользуемся t -критерием Стьюдента (1). Если же после сравнения двух выборочных оценок дисперсий не подтверждается их статистическая неразличимость, то для сравнения двух выборочных средних воспользуемся критерием Сатервайта (5).

Для упрощения реализации вычислений в программном обеспечении вместо использования громоздких таблиц квантилей распределения Стьюдента воспользуемся аппроксимацией [6]:

$$t_\alpha(\nu) = u_\alpha \left(1 - \frac{u_\alpha^2 + 1}{4\nu} \right)^{-1}, \quad (6)$$

где u_α — α -квантиль стандартного нормального распределения случайной величины с доверительной вероятностью $\alpha = 0,95$ (определяется вероятностью безотказной работы СПДУ).

Для нахождения u_α используем аппроксимацию [6]

$$u_\alpha = 2,0637 \left(\ln \frac{1}{1-\alpha} - 0,16 \right)^{0,4271} - 1,5774, \quad (7)$$

абсолютная погрешность которой меньше или равна 0,0008 для оценки дисперсий при доверительной вероятности $0,5 \leq \alpha \leq 0,999$.

Проводим вычисления по формулам (1) и (6) или (5) и (6). Если $|t| < t_{\alpha}(v)$, то нулевая гипотеза равенства средних не отклоняется. Следовательно, имитационная модель функционирования СПДУ адекватна. В случае отклонения нулевой гипотезы имитационная модель неадекватна и требует доработки.

Результаты проверки имитационной модели на адекватность

Для примера была взята выборка значений целевого параметра («выход по воде») за один случайно взятый день проведения испытаний (колонка X таблицы). Условия проведения испытаний были воспроизведены на модели, и получены соответствующие результаты моделирования (колонка Y таблицы). Проведем анализ адекватности модели.

Выборки значений результатов измерений

№ наблюдения	X	Y	$(x_i - \bar{x})^2$	$(y_i - \bar{y})^2$
1	61,15	59,91434	0,166736	0,366878
2	60,58	60,37935	0,026136	0,019795
3	60,77	59,93299	0,000803	0,344633
4	60,62	61,29437	0,014803	0,59958
5	60,90	60,93429	0,025069	0,1716
6	60,04	60,58097	0,492336	0,003712
7	60,64	60,00318	0,010336	0,267149
8	60,49	60,34766	0,063336	0,029716
9	60,44	61,18592	0,091003	0,443391
10	61,08	60,39066	0,114469	0,01674
11	60,92	60,41018	0,031803	0,01207
12	61,27	60,86662	0,279136	0,120115
Сумма	728,9	726,2405	—	—
Среднее	60,74657	60,52	—	—

Выполним проверку нормальности распределений значений из выбранных последовательностей наблюдений, используя W-тест Шапиро–Уилка [6], как имеющий наибольшую мощность для выборок с небольшим количеством наблюдений (рис. 1, 2).

Проверка гипотезы H_0 теста Шапиро–Уилка заключается в том, что случайная величина, выборка X которой известна,

распределена по нормальному закону. Альтернативная гипотеза H_1 заключается в том, что закон распределения не является нормальным. В обоих случаях $w_{\text{факт}} > w_{\text{кр}}$ [3], следовательно, не опровергается гипотеза, что наблюдаемые распределения результатов и модельного, и натурального экспериментов не отличаются значительно от теоретически ожидаемого нормального распределения.

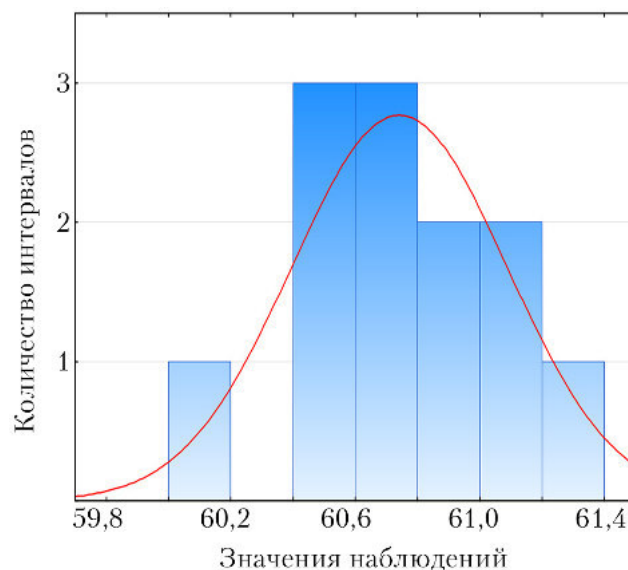


Рис. 1. Выборка натуральных наблюдений, W-тест Шапиро–Уилка, $w = 0,973$

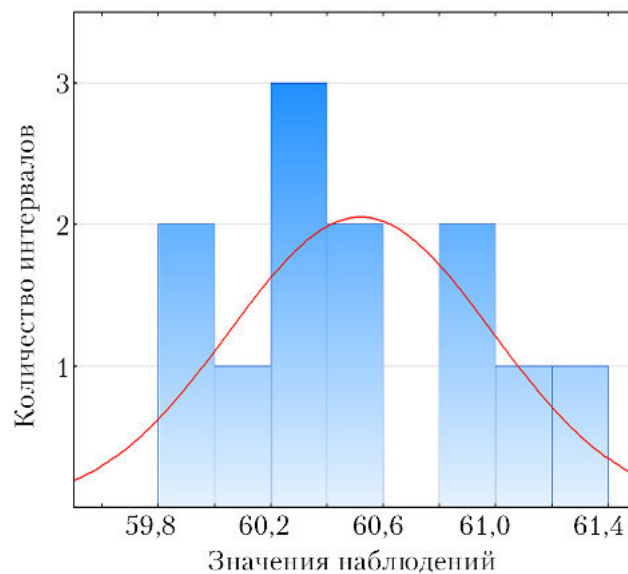


Рис. 2. Выборка наблюдений на модели, W-тест Шапиро–Уилка, $w = 0,929$

Для проверки гипотез об однородности дисперсий двух серий измерений с использованием критерия Фишера (4) проведены расчеты:

$$F = \frac{1,3159}{2,3954} = 0,5493.$$

Для двух выборок, содержащих по 12 наблюдений, и уровня значимости 0,05 $F_{кр} = 2,82$. Полученное значение F меньше критического, следовательно, можно считать гипотезу о равенстве рассматриваемых дисперсий справедливой. Таким образом, для подтверждения адекватности имитационной модели воспользуемся t -критерием Стьюдента сравнения двух выборочных средних при неизвестных, но равных дисперсиях.

По выражению (2) находим выборочную оценку среднеквадратичного отклонения первой серии измерений:

$$s_1^2 = 1,3159.$$

По выражению (3) находим выборочную оценку среднеквадратичного отклонения второй серии измерений:

$$s_2^2 = 2,3954;$$

$$s^2 = \frac{(n-1)s_1^2 + (m-1)s_2^2}{n+m-2} = \frac{(12-1)1,3159 + (12-1)2,3954}{12+12-2} = 1,8557.$$

Для выборок, содержащих одинаковое количество наблюдений, статистика критерия Стьюдента (1) принимает следующий вид [6]:

$$t = \left(\frac{\bar{x} - \bar{y}}{s} \right) = 2,02.$$

Для доверительной вероятности $\alpha = 0,95$ и степени свободы $\nu = n + m = 12 + 12 - 2 = 22$ по аппроксимациям (6) и (7) вычисляем $t_{\alpha}(\nu) = 2,074$. Так как $|t| < t_{\alpha}(\nu)$, то нулевая гипотеза равенства средних разных серий измерений не отклоняется, что подтверждает адекватность модели.

Выводы

Подтверждено предположение о том, что выборочные оценки дисперсий разных серий измерений, полученных в результате вычислительных экспериментов с использованием имитационной модели и при испытаниях конструкторско-технологического макета, не имеют значимых различий.

Путем сравнения равенства средних двух серий измерений с применением t -критерия Стьюдента подтверждена адекватность имитационной модели функционирования СПДУ.

Результаты имитационного моделирования, такие как конструктивные параметры внешней теплоизоляции, геометрические размеры реакционной зоны и рекуператора, оптимальные значения входных параметров блока гидрирования диоксида углерода, можно использовать на последующих этапах разработки системы.

Список литературы

1. Алиев Т.И. Основы проектирования систем. Уч. пос. СПб.: Университет ИТМО, 2015. 120 с.
 2. Глебов И.В., Курмазенко Э.А., Романов С.Ю., Железняков А.Г. Прогнозирование функционирования перспективной системы обеспечения газового состава для длительных пилотируемых космических полетов // Труды МАИ. 2014. № 73. С. 5–8.
 3. Глебов И.В., Коган И.Л. Имитационное моделирование при проектировании регенерационных систем жизнеобеспечения пилотируемого космического аппарата // Космическая техника и технологии. 2017. № 4(19). С. 89–94.
 4. Лемешко Б.Ю., Лемешко С.Б., Горбунова А.А. О применении и мощности критериев проверки однородности дисперсий. Ч. I. Параметрические критерии // Измерительная техника. 2010. № 3. С. 10–16.
 5. Лемешко Б.Ю., Лемешко С.Б. Об устойчивости и мощности критериев проверки однородности средних // Измерительная техника. 2008. № 9. С. 23–28.
 6. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. М.: Физматлит, 2006. 816 с.
 7. Мухачев В.А. Планирование и обработка результатов эксперимента. Уч. пос. Томск: Томский государственный университет систем управления и радиоэлектроники, 2007. 118 с.
- Статья поступила в редакцию 20.04.2018 г.

Reference

1. Aliev T.I. *Osnovy proektirovaniya sistem. Uch. pos.* [Fundamentals of systems engineering. Textbook]. Saint-Petersburg, Universitet ITMO publ., 2015. 120 p.

2. Glebov I.V., Kurmazenko E.A., Romanov S.Yu., Zheleznyakov A.G. *Prognozirovanie funktsionirovaniya perspektivnoy sistemy obespecheniya gazovogo sostava dlya dlitel'nykh pilotiruemykh kosmicheskikh poletov* [Predicting the functioning of an advanced gas composition support system for long-duration space flight]. *Trudy MAI*, 2014, no. 73, pp. 5–8.

3. Glebov I.V., Kogan I.L. *Imitatsionnoe modelirovanie pri proektirovanii regeneratsionnykh sistem zhizneobespecheniya pilotiruemogo kosmicheskogo apparata* [Simulation modeling in designing regenerative life support systems for manned spacecraft]. *Kosmicheskaya tekhnika i tekhnologii*, 2017, no. 4(19), pp. 89–94.

4. Lemeshko B.Yu., Lemeshko S.B., Gorbunova A.A. *O primenenii i moshchnosti kriteriev proverki odnorodnosti dispersiy. Ch. I. Parametricheskie kriterii* [About application and power of tests for homogeneity of variances. Part I. Parametric tests]. *Izmeritel'naya tekhnika*, 2010, no. 3, pp. 10–16.

5. Lemeshko B.Yu., Lemeshko S.B. *Ob ustoychivosti i moshchnosti kriteriev proverki odnorodnosti srednikh* [About stability and power of tests for homogeneity of averages]. *Izmeritel'naya tekhnika*, 2008, no. 9, pp. 23–28.

6. Kobzar' A.I. *Prikladnaya matematicheskaya statistika. Dlya inzhenerov i nauchnykh rabotnikov* [Applied mathematical statistics. For engineers and scientists]. Moscow, Fizmatlit publ., 2006. 816 p.

7. Muhachev V.A. *Planirovanie i obrabotka rezul'tatov eksperimenta. Uch. pos.* [Planning and processing results of an experiment. Textbook]. Tomsk: Tomskiy gosudarstvennyy universitet sistem upravleniya i radioelektroniki publ., 2007. 118 p.

Издатель

Четырежды ордена Ленина,
ордена Октябрьской Революции
ПАО «Ракетно-космическая
корпорация “Энергия” им. С.П. Королёва»

Научный редактор

Синявский В.В.

Редакторская группа

Черных О.А.
Лосикова А.А.

Технический редактор

Бушуева Е.С.

Дизайн и верстка

Кузнецова Т.В.

Разработка макета и дизайн обложки

Алексеева Т.А.
Колесникова М.В.
Милехин Ю.Н.
Паук Е.В.

Фотограф

Григоренко Н.А.

Перевод

Сектор переводов контрактной
документации РКК «Энергия»

Адрес редакции

Ул. Ленина, 4А, г. Королёв,
Московская область,
Российская Федерация, 141070
Тел. 8(495)513-87-46
E-mail: ktt@rsce.ru
<http://www.energia.ru/ktt/index.html>

Подписной индекс 40528 («Пресса России»)

Дата выхода в свет 30 III, VI, IX, XII мес.

Подписано в печать 20.08.2018 г. Формат 60×84/8.
Бумага мелованная. Цифровая печать.
Объем 15 печ. л. Тираж 200 экз. Заказ № 6532
Отпечатано с готового оригинал-макета
в типографии ПАО «РКК “Энергия” им. С.П. Королёва»