

## ФИЛЬТРАЦИЯ ТРЕНДОВ С ФОРБУШ-ЭФФЕКТАМИ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ НАБЛЮДЕНИЙ СИСТЕМ МОНИТОРИНГА КОСМИЧЕСКИХ ЛУЧЕЙ

*В. Г. Гетманов<sup>а</sup>, А. В. Крянев<sup>б</sup>, В. В. Борог<sup>б</sup>, Р. В. Сидоров<sup>а, 1</sup>,  
М. С. Улизко<sup>б</sup>, Е. Ю. Бутырский<sup>б</sup>*

<sup>а</sup> Геофизический центр РАН, Москва

<sup>б</sup> Национальный исследовательский ядерный университет «МИФИ», Москва

<sup>с</sup> Военно-морской политехнический институт ВУНЦ ВМФ

«Военно-морская академия им. Н. Г. Кузнецова», Санкт-Петербург, Россия

Предложен метод фильтрации трендов с форбуш-эффектами временных рядов наблюдений систем мониторинга космических лучей. Разработан алгоритм фильтрации на основе скользящих локальных моделей и взвешенного усреднения. Реализована математическая технология оптимизации параметров разработанного алгоритма. Представлен пример фильтрации наблюдений от нейтронного монитора; произведена оценка эффективности разработанного алгоритма фильтрации.

A method for filtering trends with Forbush effects of time series of observations of cosmic ray monitoring systems is proposed. A filtering algorithm based on sliding local models and weighted averaging has been developed. The mathematical technology for optimization of the filter parameters was realized. An example of filtering observations from a neutron monitor is presented; the efficiency of the developed filter was estimated.

PACS: 01.60.-x

### ВВЕДЕНИЕ

Временные ряды наблюдений от систем мониторинга космических лучей (КЛ) состоят из сумм низкочастотных трендовых функций с возможными форбуш-эффектами и случайных высокочастотных составляющих. Рассматриваемые здесь форбуш-эффекты представляют собой процессы понижения и последующего восстановления среднего уровня для трендовых функций [1]. Эти процессы являются разномасштабными во времени: в основном, длительность времени понижения существенно меньше длительности времени восстановления. Наблюдения форбуш-эффектов имеют целый ряд особенностей: они происходят на ограниченных временных интервалах; величины понижений составляют единицы процентов от среднего уровня и могут быть соизмеримыми со значениями случайных составляющих.

---

<sup>1</sup>E-mail: r.sidorov@gcras.ru

Форбуш-эффекты образуются вследствие взаимодействия солнечных корональных выбросов массы (КВМ) и КЛ [2]. Возникновение плазменных образований КВМ, движущихся по направлению к Земле, приводит к понижению среднего уровня в трендовых функциях; по мере движения к Земле плотность плазменных образований КВМ уменьшается, что обуславливает повышение среднего уровня. В трендовых функциях с форбуш-эффектами содержится информация о надвигающихся геомагнитных бурях, а также о кинематических и геометрических параметрах КВМ. Фильтрация трендовых функций с форбуш-эффектами для наблюдений временных рядов от систем мониторинга КЛ представляет собой актуальную задачу.

Традиционная цифровая фильтрация, реализованная на основе разностных уравнений, не в полной мере применима для наблюдений с указанными особенностями. Так, указанная фильтрация плохо работает на ограниченных временных интервалах и обуславливает значительные динамические погрешности фильтрации из-за возможных быстрых понижений и медленных восстановлений среднего уровня в трендовых составляющих.

В данной статье предлагаются метод и алгоритм фильтрации трендов с форбуш-эффектами временных рядов наблюдений систем мониторинга КЛ. Благодаря использованию введенных скользящих локальных моделей обеспечивается удовлетворительное качество фильтрации на ограниченных временных интервалах и уменьшение динамических погрешностей. Реализуется математическая технология оптимизации параметров разработанного алгоритма.

Данная статья, посвященная фильтрации наблюдений с форбуш-эффектами, является развитием работы [3].

## 1. МЕТОД ФИЛЬТРАЦИИ ТРЕНДОВЫХ ФУНКЦИЙ С ФОРБУШ-ЭФФЕКТАМИ НА ОСНОВЕ СКОльзяЩИХ ЛОКАЛЬНЫХ МОДЕЛЕЙ

Пусть временной ряд наблюдений  $y(Ti)$  систем мониторинга КЛ, дискретная низкочастотная трендовая функция  $y_0(Ti)$  с возможными форбуш-эффектами и дискретная случайная последовательность  $w(Ti)$ ,  $i = 0, 1, \dots, N_f - 1$ ,  $T$  — шаг дискретности, связаны зависимостью

$$y(Ti) = y_0(Ti) + w(Ti). \quad (1)$$

Будем считать, что случайная последовательность  $w(Ti)$  представляет собой сумму составляющих случайных последовательностей флуктуаций фона и погрешностей наблюдений, которая представляется в виде случайных независимых нормально распределенных чисел с нулевым ожиданием и заданной дисперсией.

Цель предлагаемой фильтрации — устранение случайной последовательности в наблюдениях временного ряда. Результат фильтрации будем обозначать в виде временного ряда  $y^\circ(Ti)$  и принимать в качестве оценки трендовой функции.

Предлагаемый здесь метод фильтрации реализуем в два этапа [4].

На первом этапе для исходного интервала  $i = 0, 1, \dots, N_f - 1$  введем скользящие локальные интервалы с граничными точками  $N_{1j}, N_{2j}$ ,  $N$  — число точек на локальном интервале,  $N_d$  — шаг скольжения, который определяет степень перекрытия скользящих интервалов:

$$N_{1j} = N_d(j - 1), \quad N_{2j} = N_{1j} + N - 1, \quad j = 1, \dots, m_0.$$

Число скользящих локальных интервалов  $m_0$  определим из решения задачи нахождения максимального положительного значения  $m$ , при котором выполняется неравенство  $(N_f - N_d(m - 1) - N + 1) \geq 0$ . При этом размер модифицированного исходного интервала с целым числом скользящих интервалов и в ряде случаев с меньшим числом точек вычислим по формуле  $N_{f0} = N_d(m_0 - 1) + N - 1$ ,  $N_{f0} \leq N_f$ .

Каждому скользящему локальному интервалу с номером  $j$  поставим в соответствие локальную модельную функцию известного вида  $y_M(c_j, Ti)$ , где  $c_j$  — вектор параметров,  $j = 1, \dots, m_0$ . Локальная модельная функция в общем случае может быть произвольной и нелинейной по вектору параметров  $c_j$ ; в частном случае — кусочно-полиномиальной. Для вектора параметров исходя из особенностей задачи может быть введено ограничивающее множество  $\bar{C}_j, c_j \in \bar{C}_j$ .

Принимая во внимание предположение о нормальности  $w(Ti)$  и учитывая (1), сформируем локальные функционалы  $S(c_j, y_j)$ , по которым вычислим меру близости локальных наблюдений  $y_j = (y(T \cdot N_{1j}), y(y \cdot (N_{1j} + 1)), \dots, y(T(N_{2j}))^T)$ , приходящихся на  $j$ -й скользящий локальный интервал, и локальных модельных функций

$$S(c_j, y_j) = \sum_{i=N_{1j}}^{N_{2j}} (y(Ti) - y_M(c_j, Ti))^2. \quad (2)$$

Нахождение оценок  $c_j^\circ$  [4] произведем с помощью решений задач условной минимизации локальных функционалов (2)

$$c_j^\circ = \arg \left\{ \min_{c_j \in \bar{C}_j} S(c_j, y_j) \right\}, \quad j = 1, \dots, m_0. \quad (3)$$

Оценки  $c_j^\circ$  из (3) связаны с наблюдениями  $y_j$  нелинейными соотношениями. Сформируем определенную на модифицированном исходном интервале последовательность скользящих локальных модельных функций  $y_{M0j}^\circ(N, N_d, Ti)$ ,  $j = 1, \dots, m_0$ , зависящих от параметров  $c_j^\circ$  и значений  $N, N_d$ :

$$y_{M0j}^\circ(N, N_d, Ti) = y_M(c_j^\circ, N, N_d, Ti), \quad N_{1j} \leq i \leq N_{2j},$$

$$y_{M0j}^\circ(N, N_d, Ti) = 0, \quad 0 \leq i < N_{1j}, \quad N_{2j} < i \leq N_{f0} - 1.$$

Вне локальных интервалов  $N_{1j} \leq i \leq N_{2j}$  локальные модельные функции  $y_{M0j}^\circ(N, N_d, Ti)$  примем равными нулю.

На втором этапе вычислим сумму последовательности скользящих локальных модельных функций:

$$y_{M0}^\circ(N, N_d, Ti) = \sum_{j=1}^{m_0} y_{M0j}^\circ(N, N_d, Ti), \quad i = 0, 1, \dots, N_{f0} - 1. \quad (4)$$

Для того, чтобы в функции суммы (4) учесть перекрытия скользящих локальных модельных функций, сформируем последовательность весовых коэффициентов  $R(N, N_d, Ti)$  [5]. С этой целью вычислим число перекрытий моделей для каждой точки с номером  $i$ ,  $i = 0, 1, \dots, N_{f0} - 1$ ; введем единичные функции  $E_j(N, N_d, Ti)$ , для которых выполняются соотношения на скользящих интервалах  $E_j(N, N_d, Ti) = 1, N_{1j} \leq i \leq N_{2j}$ ,

$E_j(N, N_d, Ti) = 0$ ,  $0 \leq i < N_{1j}$ ,  $N_{2j} < i \leq N_{f_0} - 1$ . Просуммируем единичные функции, найдем значения целых чисел перекрытий и вычислим последовательность весовых коэффициентов  $R(N, N_d, Ti)$ :

$$E(N, N_d, Ti) = \sum_{j=1}^{m_0} E_j(N, N_d, Ti),$$

$$R(N, N_d, Ti) = \frac{1}{E(N, N_d, Ti)}, \quad i = 0, 1, \dots, N_{f_0} - 1. \quad (5)$$

Произведем взвешенное усреднение суммы последовательности скользящих локальных модельных функций (4) с использованием коэффициентов (5):

$$y_0^\circ(N, N_d, Ti) = R(N, N_d, Ti)y_{M_0}^\circ(N, N_d, Ti), \quad i = 0, 1, \dots, N_{f_0} - 1.$$

Выражение  $y_0^\circ(N, N_d, Ti)$  примем в качестве результата фильтрации трендовой функции на основе локальных моделей.

Для конкретной реализации описанного выше метода сформируем скользящие локальные кусочно-линейные аппроксимационные модельные функции. Для скользящего локального интервала с номером  $j$  определим локальные модельные функции в виде  $y_M(c_j, Ti) = c_{1j} + c_{2j}Ti$ , где  $c_j^T = (c_{1j}, c_{2j})$  — векторы параметров. Отыскание оптимальных параметров модельных функций осуществим на основе решений задач минимизации локальных функционалов, сводящихся к системам линейных уравнений

$$S(c_j, y_j) = \sum_{i=N_{1j}}^{N_{2j}} (y(Ti) - c_{1j} + c_{2j}Ti)^2,$$

$$(c_{1j}^\circ, c_{2j}^\circ) = \arg \{ \min_{c_j} S(c_j, y_j) \}, \quad j = 1, \dots, m_0.$$

Построим последовательность сформированных скользящих локальных кусочно-линейных модельных функций с перекрытием ( $j = 1, \dots, m_0$ ):

$$y_{M_{1j}}^\circ(N, N_d, Ti) = c_{1j}^\circ + c_{2j}^\circ Ti, \quad N_{1j} \leq i \leq N_{2j},$$

$$y_{M_{1j}}^\circ(N, N_d, Ti) = 0, \quad 0 \leq i < N_{1j}, \quad N_{2j} < i \leq N_f - 1.$$

Просуммируем последовательности локальных скользящих модельных функций с перекрытием по аналогии с (4):

$$y_{M_1}^\circ(N, N_d, Ti) = \sum_{j=1}^{m_0} y_{M_{1j}}^\circ(N, N_d, Ti).$$

С использованием последовательности весовых коэффициентов (5) запишем выражение для результата фильтрации трендовых функций на основе кусочно-линейных моделей:

$$y_1^\circ(N, N_d, Ti) = R(N, N_d, Ti)y_{M_1}^\circ(N, N_d, Ti), \quad i = 0, 1, \dots, N_{f_0} - 1. \quad (6)$$

## 2. МАТЕМАТИЧЕСКАЯ ТЕХНОЛОГИЯ ОПТИМИЗАЦИИ ПАРАМЕТРОВ АЛГОРИТМА ФИЛЬТРАЦИИ

Рассмотрим математическую технологию оптимизации параметров  $N$ ,  $N_d$  алгоритма фильтрации трендовых функций. Введем разность между (6) и (1), сформируем временной ряд остатков:  $\Delta y_1(N, N_d, Ti) = y_1^\circ(N, N_d, Ti) - y(Ti)$ ,  $i = 0, 1, \dots, N_{f0} - 1$ . Осуществим центрирование этого временного ряда — обеспечим равенство нулю его среднего значения:

$$\bar{\Delta}y_1(N, N_d, Ti) = \Delta y_1(N, N_d, Ti) - \left(\frac{1}{N_{f0}}\right) \sum_{s=0}^{N_{f0}-1} \Delta y_1(N, N_d, Ts).$$

Результат фильтрации  $y_1^\circ(N, N_d, Ti)$ , зависящий от параметров — числа точек на локальном интервале и шага скольжения, должен быть сформирован путем выбора  $N$ ,  $N_d$  таким образом, чтобы центрированный временной ряд остатков  $\bar{\Delta}y_1(N, N_d, Ti)$  в максимальной степени был подобен дискретному белому шуму.

Вычислим оценку автокорреляционной функции для центрированного временного ряда остатков:

$$C_{\Delta\bar{y}_1, \Delta\bar{y}_1}(Tn, N, N_d) = \frac{1}{N_{f0} - n} \sum_{i=0}^{N_{f0}-n-1} \Delta\bar{y}_1(N, N_d, Ti) \Delta\bar{y}_1(N, N_d, T(i+n)),$$

$$n = 0, 1, \dots, N_{f0} - 1.$$

На основе оценки  $C_{\Delta\bar{y}_1, \Delta\bar{y}_1}(Tn, N, N_d)$  сформируем критерий выбора параметров  $N$ ,  $N_d$ . Очевидно, что при выполнении неравенств  $C_{\Delta\bar{y}_1, \Delta\bar{y}_1}(0, N, N_d) \gg C_{\Delta\bar{y}_1, \Delta\bar{y}_1}(Tn, N, N_d)$  для любых  $n = 1, \dots, N_{r0} - 1$ , где  $N_{r0}$  — некоторое заданное число точек, временной ряд остатков может считаться подобным дискретному белому шуму.

Запишем выражение для критерия  $\rho(N, N_d, N_{r0})$ , физический смысл которого очевиден:

$$\rho(N, N_d, N_{r0}) = \frac{C_{\Delta\bar{y}_1, \Delta\bar{y}_1}(0, N, N_d)}{\frac{1}{N_{r0}} \sum_{n=1}^{N_{r0}} |C_{\Delta\bar{y}_1, \Delta\bar{y}_1}(Tn, N, N_d)|}. \quad (7)$$

Рассмотрим конечные наборы параметров  $N(s_1), N_d(s_2)$ , зависящих от целочисленных переменных  $s_1 = 1, \dots, \bar{s}_1$ ,  $s_2 = 1, \dots, \bar{s}_2$ . Оптимальные параметры  $N^\circ, N_d^\circ$  алгоритма фильтрации трендовой функции найдем с помощью решения задачи условной максимизации критерия (7) на основе использования поискового метода простого перебора:

$$(s_1^\circ(N_{r0}), s_2^\circ(N_{r0})) = \arg \left\{ \min_{\substack{s_1=1, \dots, \bar{s}_1 \\ s_2=1, \dots, \bar{s}_2}} \rho(N(s_1), N_d(s_2), N_{r0}) \right\}, \quad (8)$$

$$N^\circ = N(s_1^\circ(N_{r0})), N_d^\circ = N_d(s_2^\circ(N_{r0})).$$

### 3. ПРИМЕР ФИЛЬТРАЦИИ ТРЕНДОВОЙ ФУНКЦИИ С ФОРБУШ-ЭФФЕКТАМИ ДЛЯ ВРЕМЕННОГО РЯДА НАБЛЮДЕНИЙ ОТ НЕЙТРОННОГО МОНИТОРА

Был рассмотрен пример фильтрации трендовой функции с форбуш-эффектом для временного ряда наблюдений, полученного из базы данных сети нейтронного мониторинга космических лучей (<http://cro.izmiran.ru>) [6].

На рис. 1 цифрой 1 отмечен временной ряд зашумленных наблюдений  $y(Ti)$  (размерность — имп./мин). Наблюдения были произведены 02–03.06.2006 г.,  $i = 0, 1, \dots, N_f - 1$ ,  $T = 60$  с,  $N_f = 2880$ . Видно, что для точек  $1100 \leq i \leq 1300$  имеет место форбуш-эффект, характеризующийся в данном случае понижением среднего уровня примерно на 4–5 % с последующим его восстановлением в интервале с точками  $1300 \leq i \leq 2000$ . Была поставлена задача фильтрации трендовой составляющей для данных наблюдений.

Для максимизации (8) были сформированы последовательности числа точек на локальных интервалах  $N(s_1) = N_0 s_1$ ,  $N_0 = 5$ ,  $s_1 = 1, \dots, \bar{s}_1$ ,  $\bar{s}_1 = 30$  и шагов скольжения  $N_d(s_2) = N_{d0} s_2$ ,  $N_{d0} = 1$ ,  $s_2 = 1, \dots, \bar{s}_2$ ,  $\bar{s}_2 = 25$ . Перебором по  $N(s_1)$ ,  $N_d(s_2)$  были получены временные ряды результатов фильтрации. Каждому полученному временному ряду было поставлено в соответствие значение критерия (7) для  $N_{r0} = 19$ , и найдено решение задачи максимизации (8). В результате были найдены оптимальные размеры локальных интервалов и шагов скольжения:  $N^\circ = 55$ ,  $N_d^\circ = 9$ .

На рис. 1 цифрой 2 отмечен результат фильтрации  $y_1^\circ(Ti) = y_1^\circ(N^\circ, N_d^\circ, Ti)$ ,  $i = 0, 1, \dots, N_{f0} - 1$ ,  $N_{f0} = 2860$ , соответствующий оптимальным параметрам фильтрации. Полученный результат фильтрации трендовой функции является наилучшим по принятому критерию. Можно сделать вывод, что в трендовой составляющей происходит быстрое снижение и медленное восстановление среднего уровня и колебаний с частотой  $\approx 0,2 \cdot 10^{-3}$  Гц.

На рис. 2 представлен пример оценки автоковариационной функции  $C_{\Delta \bar{y}_1, \Delta \bar{y}_1}(Tn, N^\circ, N_d^\circ)$  временного ряда остатков для  $n = 0, 1, \dots, 18$ . Из графика следует, что максимальное значение автоковариационная функция принимает при  $n = 0$ ; при  $n = 1, \dots, 18$  значения автоковариационной функции являются существенно малыми, что дает осно-

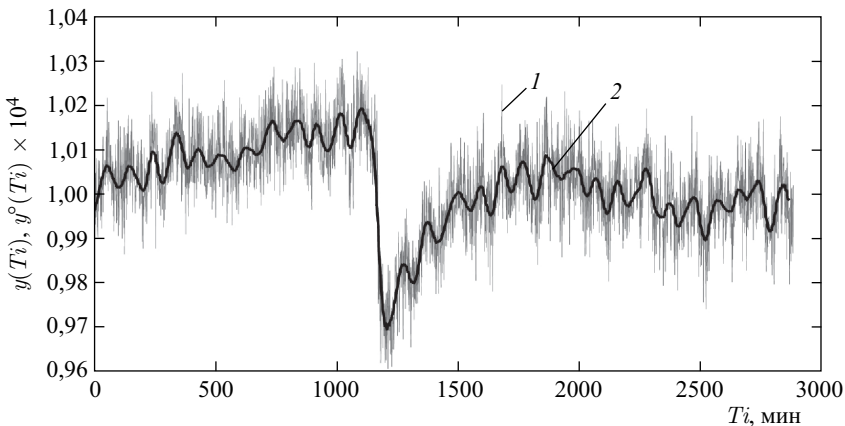


Рис. 1. Зашумленные (1) и отфильтрованные (2) наблюдения с форбуш-эффектом от нейтронного монитора; трендовая составляющая показана сплошной линией

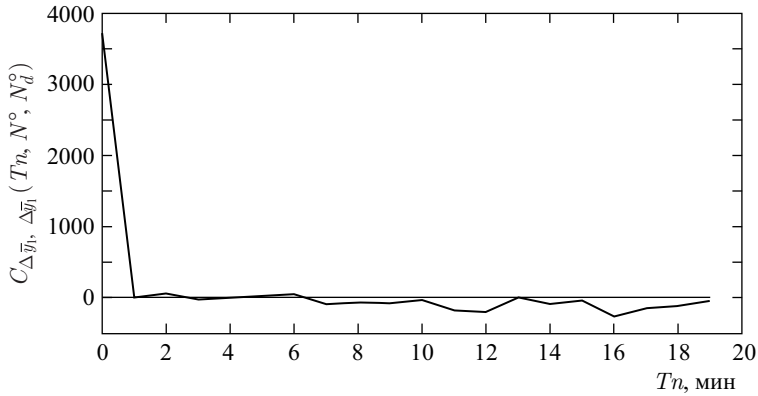


Рис. 2. Оценка оптимальной автоковариационной функции временного ряда остатков

вание для вывода: временной ряд остатков наилучшим образом подобен дискретному белому шуму. Принятый критерий для оптимальных параметров предложенного алгоритма фильтрации составил значение  $\rho(N^\circ, N_d^\circ, N_{r0}) = 12,058$ .

Произведена оценка эффективности разработанной фильтрации. Для сравнения рассмотрено применение традиционного цифрового низкочастотного фильтра Баттерворта для решения задачи фильтрации трендовой функции. В качестве параметров в данном случае выбраны порядок фильтра  $N_B(r_1) = N_{B0}r_1$ ,  $N_{B0} = 2$ ,  $r_1 = 1, \dots, \bar{r}_1$ ,  $\bar{r}_1 = 10$  и его частота среза  $w_c(r_2) = w_{c0}r_2$ ,  $w_{c0} = 0,05$ ,  $r_2 = 1, \dots, \bar{r}_2$ ,  $\bar{r}_2 = 19$ . Были произведены вычисления выходных временных рядов, полученных в результате применения фильтра Баттерворта  $y_2^\circ(N_B, w_c, Ti)$ , остатков  $\Delta y_2(N_B, w_c, Ti) = y_2^\circ(N_B, w_c, Ti) - y(Ti)$ , автоковариационных функций  $C_{\Delta \bar{y}_2, \Delta \bar{y}_2}(Tn, N_B^\circ, w_c^\circ)$  и критерия  $\rho(N_B, w_c, N_{r0})$ , аналогичного (7):

$$\rho(N_B, w_c, N_{r0}) = \frac{C_{\Delta \bar{y}_1, \Delta \bar{y}_1}(0, N_B, w_c)}{\frac{1}{N_{r0}} \sum_{n=1}^{N_{r0}} |C_{\Delta \bar{y}_1, \Delta \bar{y}_1}(Tn, N_B, w_c)|}. \tag{9}$$

Для  $N_{r0} = 19$  получено решение задачи условной максимизации критерия (9) с помощью поисковой процедуры, аналогичной (8). Были найдены оптимальные значения  $N_B^\circ, w_c^\circ$  и соответствующее значение критерия  $\rho(N_B^\circ, w_c^\circ, N_{r0}) = 7,257$ . Видно, что значение критерия для фильтра Баттерворта значительно меньше, чем значение того же критерия для предложенного алгоритма фильтрации на основе кусочно-линейных моделей.

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Предложенные метод и алгоритм фильтрации трендов с форбуш-эффектами временных рядов наблюдений систем мониторинга космических лучей, основанные на применении скользящих локальных моделей и взвешенного усреднения, оказались работоспособными.

Предложенная математическая технология оптимизации параметров алгоритма фильтрации с использованием оценок автоковариационных функций временных рядов остатков позволила расширить возможности существующих подходов к фильтрации.

Разработанный алгоритм фильтрации на основе кусочно-линейных моделей по сравнению с алгоритмом традиционного фильтра Баттерворта оказался более эффективным по предложенному критерию.

Результаты данной работы применимы ко многим задачам фильтрации, которые связаны с цифровой обработкой экспериментальных зашумленных временных рядов с трендовыми функциями. Возможно обобщение предложенного подхода на двумерный случай, например, для задачи исследования анизотропии космических лучей.

Работа выполнена при поддержке Российского научного фонда (грант № 17-17-01215).

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Belov A. V.* Forbush Effects and Their Connection with Solar, Interplanetary and Geomagnetism Phenomena // Univ. IAU Symp. 2008. No. 257.
2. *Dorman L. I.* Cosmic Rays in Magnetospheres of the Earth and Other Planets. Dordrecht: Springer, 2010. 770 p.
3. *Ivanov I. O., Borog V. V., Kryanev A. V., Getmanov V. G., Sidorov R. V.* Comparison of Abilities of Two Trend Definition Techniques for Experimental Data Time Series Processing // J. Phys. Conf. Ser. 2017. V. 788. P. 012017.
4. *Гетманов В. Г.* Цифровая обработка нестационарных колебательных сигналов на основе локальных и сплайновых моделей. М.: Изд-во НИЯУ МИФИ, 2010. 292 с.
5. *Гетманов В. Г., Сидоров Р. В., Дабагян Р. А.* Метод фильтрации сигналов с использованием локальных моделей и функций взвешенного усреднения // Измерительная техника. 2015. № 9. С. 52–57.
6. *Белов А. В.* Российская сеть нейтронных мониторов: история создания, современное состояние, перспективы // Академик С. Н. Вернов: к 100-летию со дня рождения. М.: Изд-во Моск. ун-та, 2010. С. 93–114.

Получено 19 июля 2017 г.