



УДК 004.942
ГРНТИ 20.53.19

ИДЕНТИФИКАЦИЯ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ НА ОСНОВЕ АНАЛИЗА ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ТЕМПЕРАТУР

*А.В. ИВАНОВ, кандидат технических наук, доцент
ВУНЦ ВВС «ВВА имени профессора Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина» (г. Воронеж)
М.Г. МАТВЕЕВ, доктор технических наук, профессор
ВУНЦ ВВС «ВВА имени профессора Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина» (г. Воронеж)
О.Р. БАЛАБАН
ВУНЦ ВВС «ВВА имени профессора Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина» (г. Воронеж)*

В статье исследуется возможность применения методов авторегрессионного анализа временных рядов температур для идентификации гидрометеорологических процессов в локализованных областях атмосферы. Предложен модифицированный метод наименьших квадратов. Показана эффективность предложенной методики, позволяющей производить с большей точностью оценку метеорологических условий при выполнении задач авиации.

Ключевые слова: гидрометеорологическое обеспечение, температурное поле, идентификация, авторегрессия, метод наименьших квадратов, процессы конвективной диффузии.

THE HYDROMETEOROLOGICAL PROCESSES IDENTIFICATION BASED ON THE TEMPERATURE TIME SERIES ANALYSIS

*A. V. IVANOV, Candidate of Technical sciences, Associate Professor
MESCAF «N.E. Zhukovsky and Y.A. Gagarin Air Force Academy» (Voronezh)
M. G. MATVEEV, Doctor of Technical sciences, Professor
MESCAF «N.E. Zhukovsky and Y.A. Gagarin Air Force Academy» (Voronezh)
O. R. BALABAN
MESCAF «N.E. Zhukovsky and Y.A. Gagarin Air Force Academy» (Voronezh)*

The article explores the possibility of using the temperatures time series autoregressive analysis to identify hydrometeorological processes in localized regions of the atmosphere. A modified least squares method is proposed. The effectiveness of the proposed method, which allows for more accurate assessment of meteorological conditions when performing aviation tasks, is shown.

Keywords: hydrometeorological support, temperature field, identification, autoregression, least squares method, convective diffusion processes.

Введение. Боеспособность авиации в значительной степени зависит от состояния атмосферы на определенном временном отрезке выполнения авиационных задач. Обычно рассматриваются прогнозы по аэродрому, прогнозы для посадки, метеообеспечение воздушных судов при полетах в различных эшелонах атмосферы. Для прогнозирования состояния атмосферы используются модели в виде комплекса уравнений в частных производных, описывающих, с той или иной степенью упрощения, происходящие в атмосфере процессы [1]. Решение таких уравнений представляет собой распределение (поле) характеристических переменных атмосферы, в частности поле температур.

Идентификация модели обычно включает два этапа: выбор структуры модели и оценка ее параметров. Реализация обоих этапов основывается на статистических наблюдениях



переменных атмосферы. Мы будем рассматривать температуры в узлах регулярной сетки с заданным временным интервалом. Таким образом, в каждом узле сетки формируется временной ряд температур, адекватно описываемый авторегрессионной моделью как показано в работах [2–6]. Оценка параметров авторегрессии основывается на методе наименьших квадратов (МНК) с применением методов «остационарирования» [3], коинтегрирования и инструментальной переменной [7] и ряда других приемов [6–9], позволяющих снижать характерное для МНК смещение оценок до допустимых значений.

Имея значения оценок параметров авторегрессионной модели температурного поля легко перейти к аналогичной модели в форме разностного уравнения, а от нее к соответствующей модели в форме уравнения в частных производных.

Актуальность. Для прогнозирования состояния атмосферы используются методы в виде комплекса уравнений в частных производных, описывающих, с той или иной степенью упрощения, происходящие в атмосфере процессы [1]. Решение таких уравнений представляет собой распределение (поле) характеристических переменных атмосферы, в частности поле температур.

Идентификация модели обычно включает два этапа: выбор структуры модели и оценка ее параметров. Методики параметрической идентификации достаточно хорошо проработаны и в большинстве случаев позволяют получать удовлетворительные результаты. Иначе обстоит дело с определением вида процессов и моделей их описания. Этот этап идентификации зачастую базируется на эмпирических и эвристических соображениях. Исследования и разработка методики оценки структуры атмосферных процессов – актуальная научная задача метеорологического обеспечения полетов авиации.

1. Постановка задачи исследования.

Настоящая статья посвящена исследованию возможности структурной и параметрической идентификации моделей атмосферных процессов на основе МНК-оценок параметров авторегрессии с использованием свойства консервативности разностного уравнения на примере однородного дифференциального уравнения конвективной диффузии с независимыми от времени параметрами, записанного для одной пространственной координаты:

$$\frac{\partial y}{\partial t} + v \frac{\partial y}{\partial l} - D \frac{\partial^2 y}{\partial l^2}, \quad (1)$$

$$y(0, l) = \phi(l), \quad y(t, l^{\min}) = f_1(t), \quad y(t, l^{\max}) = f_2(t).$$

Здесь обозначено: y – температура; t – время; l – пространственная координата.

Приведенное разностное уравнение для i -го узла в $k+1$ момент времени будет иметь вид [8]:

$$y_i^{k+1} = a_1 y_{i-1}^k + a_2 y_i^k + a_3 y_{i+1}^k, \quad (2)$$

с начальными и краевыми условиями:

$$y_i^0 = c_i, \quad y_{i-1}^k = b_{i-1}^k, \quad y_{i+1}^k = b_{i+1}^k, \quad \forall k,$$

$$a_1 = b_1 + b_2, \quad a_2 = 1 - 2b_2, \quad a_3 = b_2 - b_1, \quad b_1 = \frac{v\Delta t}{2\Delta l}, \quad b_2 = \frac{D\Delta t}{\Delta l^2}. \quad (3)$$

В (1) и (2) и далее индекс i у параметров $a_1; a_2; a_3$ опущен для упрощения записи.

Уравнения (1) и (2) записаны для случая, когда в атмосфере значимо протекают как процессы конвекции (адвекции), так и процессы диффузии. Однако, при других условиях в



атмосфере могут доминировать процессы конвекции с незначимым влиянием диффузии или доминировать процессы диффузии с незначимой конвекцией. В этих случаях выражения параметров разностной схемы (2) будут иметь вид:

$$\text{для конвекции } a_1 = b_1, \quad a_2 = 1, \quad a_3 = -b_1, \quad (4)$$

$$\text{для диффузии } a_1 = b_2, \quad a_2 = 1 - 2b_2, \quad a_3 = b_2. \quad (5)$$

Легко заметить, что $\sum_{i=1}^3 a_i = 1$ в случае (3), (4) и (5), что обеспечивает консервативность разностной схемы. Напомним, что схема называется консервативной, если она отражает на сетке те же законы сохранения, которые присутствовали в исходной дифференциальной задаче [10].

Теперь можно сформулировать задачи нашего исследования. Необходимо установить возможность использования вариантов МНК-оценок параметров уравнений (1) и (2) в условиях наблюдения температуры в узлах сетки, а также, используя выражения (3–5), идентифицировать структуру атмосферных процессов (конвективная диффузия, конвекция или диффузия).

2. Методика исследования.

Будем считать, что значения переменной y_i^k измеряются в каждом узле i с погрешностью ξ_i^k , формируемой случайным процессом типа «белый шум». Измеренное значение будем обозначать $x_i^k = y_i^k + \xi_i^k$. Тогда разностное уравнение (2) можно записать в форме авторегрессионной зависимости, описывающей нестационарный временной ряд:

$$x_i^{k+1} = a_1(x_{i-1}^k - \xi_{i-1}^k) + a_2(x_i^k - \xi_i^k) + a_3(x_{i+1}^k - \xi_{i+1}^k) + \xi_i^{k+1} = a^T \cdot x^k + \omega_i, \quad (6)$$

где $\omega_i = \xi_i^{k+1} - a^T \cdot \xi^k$; T – здесь и далее знак транспонирования.

Значения начальных и краевых условий также определяются результатами измерений. Как правило, временные ряды в смежных узлах аппроксимирующей сетки сильно коррелированы между собой, что вместе с нестационарностью обуславливает проблемы получения МНК-оценок \hat{a} с удовлетворительными статистическими свойствами. В частности, в этом случае оценки параметров будут смещенными [7]. Несмещенные оценки можно получить с применением методов «остационарирования» [3] и связанных с ними процедур и критериев определения типа процесса, существенно усложняющие алгоритмы нахождения оценок по сравнению с прямым применением МНК. Поэтому представляется актуальным исследование возможности применения МНК-оценок, базирующихся на понижении размерности факторного пространства с одновременным «остационарированием» временного ряда. Такой подход вытекает из использования условия консервативности разностной схемы.

Используя условие $\sum_{i=1}^3 a_i = 1$, можно сократить размерность задачи, выразив $a_2 = 1 - a_1 - a_3$.

Тогда авторегрессия (6) приобретает вид:

$$x_i^{k+1} - x_i^k = a_1(x_{i-1}^k - x_i^k) + a_3(x_{i+1}^k - x_i^k) + \Delta \xi^k. \quad (7)$$

Корреляция между регрессорами правой части (7) очевидно будет существенно меньше, чем между смежными регрессорами в (6). Одновременно достигается устранение трендовой составляющей временного ряда (по крайней мере, ее линейной составляющей) за счет разности в левой части (7). В дальнейшем такой прием будем называть модифицированным МНК.



Критерием качества МНК-оценок \hat{a} будем рассматривать стохастическую совместность решения систем уравнений, полученных на основе уравнений (3–5):

Для диффузии и конвекции:

$$\hat{b}_1 + \hat{b}_2 = \hat{a}_1, \quad \hat{b}_2 - \hat{b}_1 = \hat{a}_3. \quad (8)$$

Система (8) позволяет найти оценки \hat{b}_1, \hat{b}_2 . Проверка совместности системы (3) и качества МНК-оценок осуществляется с помощью проверочного уравнения:

$$1 - 2 \cdot \hat{b}_2 = \hat{a}_2. \quad (9)$$

Равенство (9) проверяется как статистическая гипотеза. Принятие гипотезы означает, что в рассматриваемом узле сетки доминируют процессы диффузии и конвекции.

Если гипотеза о равенстве (9) не принимается, то рассматривается следующая система уравнений для процесса диффузии:

$$\hat{b}_2 = \hat{a}_1, \quad \hat{b}_2 = \hat{a}_3. \quad (10)$$

Из (10) следует две оценки $\hat{b}_1; \hat{b}_2$, которые должны иметь одну генеральную среднюю. Статистическую гипотезу можно формулировать и для проверочного уравнения (9). Если соответствующая статистическая гипотеза принимается, то в рассматриваемом узле сетки доминирует процесс диффузии. Иначе рассматривается система уравнений для процесса конвекции:

$$\hat{b}_1 = \hat{a}_1, \quad \hat{b}_1 = -\hat{a}_3. \quad (11)$$

Здесь подход к принятию решений о доминировании в рассматриваемом узле процесса конвекции аналогичен предыдущим случаям.

По крайней мере, одна из трех потенциальных гипотез о наличии доминирующего процесса определенного типа должна приниматься. В противном случае неверно исходное предположение о протекании в рассматриваемом узле сетки только трех комбинаций двух процессов: конвекции и диффузии.

Приведенная методика никак не учитывает наличия смещения оценок. Поэтому существенное значение приобретает разница между критическим и расчетным значениями соответствующих квантилей. Чем меньше расчетное значение по отношению к критическому, тем меньше вероятность ошибочного решения за счет смещения.

Таким образом, эксперимент должен показать, что применение модифицированного МНК-оценивания позволяет принимать более обоснованные решения при идентификации структуры процессов.

3. Условия численного эксперимента и обсуждение его результатов.

Численный эксперимент проводился с использованием статистических данных реанализа параметров атмосферы за 2012 год [11]. Данные представляют собой ежедневные значения температуры в узлах плоской регулярной сетки с шагом $2,5^\circ$. Рассматривались результаты наблюдений температуры при геопотенциале 300 ГПа в узлах сетки с координатами $7,5^\circ$ северной широты; $32,5^\circ$ восточной долготы (Средиземное море) и $32,5^\circ$ северной широты; $52,5^\circ$ восточной долготы (район Уральских гор). Оба временных ряда нестационарны, так как содержат сезонные изменения температуры.



Коэффициенты парной корреляции временных рядов в указанных узлах приведены в таблице 1.

Таблица 1 – Парная корреляция временных рядов в исследуемых и смежных узлах

Узел i	Коэффициенты парной корреляции			
	$r(i-1; i)$	$r(i; i+1)$	$r(i-1; i+1)$	$r[(i-1)-i; (i+1)-i]$
7,5°; 32,5°	0,9721	0,9716	0,9059	-0,6687
32,5°; 52,5°	0,9798	0,9812	0,9342	-0,7003

Данные таблицы 1 показывают высокую корреляцию регрессоров в уравнении (6). При использовании «остационарованного» уравнения (7) коэффициент парной корреляции регрессоров существенно снижается. Соответственно следует ожидать снижение негативного эффекта мультиколлинеарности. Сокращение числа регрессоров в (7) по сравнению с (6) с 3 до 2 должно обеспечить некоторое снижение стандартной ошибки оценок.

Используя прямые МНК-оценки были получены авторегрессионные уравнения типа (6) для обоих узлов сетки:

Узел 7,5°; 32,5°:

$$x_i^{k+1} = 1,0467 \cdot x_{i-1}^k - 1,0098 \cdot x_i^k + 0,9661 \cdot x_{i+1}^k.$$

Узел 32,5°; 52,5°:

$$x_i^{k+1} = 1,0710 \cdot x_{i-1}^k - 0,9647 \cdot x_i^k + 0,8949 \cdot x_{i+1}^k.$$

Аналогичные авторегрессионные уравнения были получены с использованием модифицированных МНК-оценок параметров уравнения (7) и условия $\sum_{i=1}^3 a_i = 1$ для тех же узлов сетки:

Узел 7,5°; 32,5°:

$$x_i^{k+1} = 1,0072 \cdot x_{i-1}^k - 0,9923 \cdot x_i^k + 0,9851 \cdot x_{i+1}^k.$$

Узел 32,5°; 52,5°:

$$x_i^{k+1} = 1,0602 \cdot x_{i-1}^k - 0,9682 \cdot x_i^k + 0,9080 \cdot x_{i+1}^k.$$

Полученные во всех случаях оценки статистически значимы. Сравнение оценок параметров, полученных прямым и модифицированным способами МНК-оценивания, а также сравнение соответствующих стандартных ошибок оценок, показано в таблице 2.

Таблица 2 – Результаты МНК-оценивания

Оценка/ст. ошибка	Прямые МНК-оценки			Модифицированные МНК-оценки		
	\hat{a}_1 / δ_{a1}	\hat{a}_2 / δ_{a2}	\hat{a}_3 / δ_{a3}	\hat{a}_1 / δ_{a1}	\hat{a}_2 / δ_{a2}	\hat{a}_3 / δ_{a3}
Узел 7,5°; 32,5°	1,0467/ 0,1445	-1,0098/ 0,2538	0,9661/ 0,1342	1,0072/ 0,1301	-0,9923/ 0,2608	0,9851/ 0,1307
Узел 32,5°; 52,5°	1,0710/ 0,1339	-0,9647/ 0,2492	0,8949/ 0,1363	1,0602/ 0,1311	-0,9682/ 0,2634	0,9080/ 0,1323



Анализ результатов таблицы 2 показывает, что оценки и стандартные ошибки существенно не отличаются при прямом и модифицированном оценивании. Полученные оценки были использованы для решения уравнений (8), (10) и (11).

Качество оценивания и соответствие оценки структуре процесса определяется путем подстановки полученных оценок в системы уравнений (8) и (10). Система уравнений (11) далее не рассматривается, так как полученные оценки очевидно не удовлетворяют уравнениям для конвекции.

Поскольку оценки являются случайными величинами, совместность уравнений в указанных системах определяется путем проверки соответствующих статистических гипотез.

Проверку совместности начнем с системы (8), предполагающей протекание в атмосфере двух процессов: конвекции и диффузии.

Первые два уравнения позволяют получить оценки \hat{b} . Для системы уравнений (8) проверочным уравнением является:

$$1 - 2 \cdot \hat{b}_2 = \hat{a}_2. \quad (12)$$

Необходимые для проверки совместности уравнений данные помещены в таблицу 3.

Таблица 3 – Данные для проверки совместности уравнений системы (8) (конвекция и диффузия)

Координаты узла сетки	Прямые МНК-оценки				Модифицированные МНК-оценки			
	\hat{b}_1	\hat{b}_2	δ_{b_2}	t_p	\hat{b}_1	\hat{b}_2	δ_{b_2}	t_p
7,5°; 32,5°	0,0403	1,0064	0,1244	0,0084	0,0110	0,9962	0,1304	0,0003
32,5°; 52,5°	0,0880	0,9830	0,1246	0,0100	0,0761	0,9841	0,1317	0

Стандартная ошибка δ_{b_2} определялась из следующих соотношений:

$$1 - 2 \cdot (b_2 + \delta_{b_2}) = (a + \delta_{a_2}) \Rightarrow \delta_{b_2} = 0,5 \cdot \delta_{a_2}.$$

Основная и альтернативные гипотезы формулируются в виде:

H_0 : полученные оценки удовлетворяют уравнению (12);

H_1 : полученные оценки не удовлетворяют уравнению (12).

Примем для оценок нормальное распределение. Тогда для 5 % уровня значимости критическое значение квантиля стандартного распределения $t_{kp} = 1,96$ при числе степеней

свободы 360. Расчетное значение $t_p = \frac{1 - 2 \cdot \hat{b}_2 - \hat{a}_2}{\sigma}$. Значение σ можно приближенно посчитать, используя уравнение (12):

$$\sigma = \sqrt{4 \cdot \delta_{b_2}^2 + \delta_{a_2}^2}.$$

Результаты расчетов, представленные в таблице 3, позволяют принять нулевую гипотезу на заданном уровне значимости, т.е. мы принимаем наличие в атмосфере двух рассмотренных узлов процессов конвекции и диффузии как на основе прямых, так и на основе модифицированных МНК-оценок. Однако модифицированные МНК-оценки обеспечивают большую уверенность в принятом решении, так как расчетное значение t -статистики модификации практически на порядок меньше соответствующего значения прямого оценивания при одном и том же критическом значении.



Для проверки доминирования процесса диффузии проверка статистической гипотезы может быть сведена к более простой процедуре:

H_0 : оценки \hat{a}_1 и \hat{a}_3 относятся к одной генеральной совокупности;

H_1 : оценки \hat{a}_1 и \hat{a}_3 не относятся к одной генеральной совокупности.

Для 5 % уровня значимости критическое значение квантиля $t_{kp}=1,96$ при 360 степенях свободы. Расчетное значение будем определять в виде $t_p = \frac{\hat{a}_1 - \hat{a}_3}{\sigma}$, где $\sigma = \sqrt{\delta_{a_1}^2 + \delta_{a_3}^2}$.

Необходимые для проверки совместности данные помещены в таблицу 4.

Таблица 4 – Данные для проверки совместности уравнений системы 10 (диффузия)

Координаты узла сетки	Прямые МНК-оценки				Модифицированные МНК-оценки			
	\hat{b}_1	\hat{b}_2	σ	t_p	\hat{b}_1	\hat{b}_2	σ	t_p
7,5°; 32,5°		1,0467 0,9661	0,1975	0,4081		1,0072 0,9851	0,1838	0,1202
32,5°; 52,5°		1,0710 0,8949	0,1909	0,9225		1,0602 0,9080	0,1863	0,8170

Данные таблицы 4 показывают, что гипотезу о протекании в рассматриваемых узлах атмосферной сетки процессов диффузии можно принять при результатах прямого и модифицированного оценивания, так как во всех случаях $t_p < 1,96$. Однако уверенность в таком решении существенно ниже предыдущего решения о наличии двух типов процессов.

Выводы. Результаты исследования показали, что МНК-оценивание параметров разностного уравнения конвективной диффузии можно использовать для получения сведений о типах атмосферных процессов на заданном уровне значимости. Сравнение эффективности прямых и модифицированных МНК-оценок показало явное преимущество последних в обоих рассматриваемых узлах атмосферной сетки. Преимущество выражается в обеспечении более точного соответствия модифицированных МНК-оценок характеристическим уравнениям (8, 10, 11) структуры атмосферных процессов. В условиях натурального эксперимента это дает основание предполагать, что модифицированные МНК-оценки обеспечивают уменьшение стандартной ошибки и смещенности оценок параметров, что и предполагалось, исходя из свойств уравнения (7). Предложенный модифицированный подход ограничен условием $\sum_{i=1}^3 a_i = 1$, но там, где это условие выполняется, модифицированный МНК можно использовать при моделировании атмосферных процессов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Шакина Н.П., Иванова А.Р. Прогнозирование метеорологических условий для авиации: научно-методическое пособие / Н.П. Шакина, А.Р. Иванова. М.: Триада-лтд, 2016. 312 с.
2. Muller T.G., Timmer G. Parameter Identification techniques differential equations // International Journal of Bifurcation and Chaos. 2004. Vol. 14. No. 6. P. 2053–2060.
3. Гребенюк Е.А. Методы анализа нестационарных временных рядов с неявными изменениями свойств // Автоматика и телемеханика. 2005. № 12. С. 3–29.
4. Матвеев М.Г., Сирота Е.А. Разработка и исследование статистических моделей нестационарного многомерного временного ряда атмосферных температур в условиях неоднородности // Информационные технологии. 2014. № 12. С. 20–24.



5. Матвеев М.Г., Михайлов В.В., Сирота Е.А. Комбинированная прогностическая модель нестационарного многомерного временного ряда для построения пространственного профиля атмосферной температуры // Информационные технологии. 2016. № 2. С. 89–94.
6. Матвеев М.Г., Иванов А.В., Макеева В.В. Моделирование динамики атмосферных процессов на основе анализа многомерных временных рядов // Воздушно-космические силы. Теория и практика. 2018. № 6. С. 166–173. [Электронный ресурс]. Режим доступа: <http://vva.mil.ru/upload/site21/mNDyyBKNgw.pdf>. (дата обращения 03.10.2019).
7. Носко В.Н. Эконометрика / Кн.2, часть 3, 4. М.: Дело, 2011. 259 с.
8. Анализ МНК-оценок для идентификации разностных уравнений нестационарных временных рядов / М.Г. Матвеев, Е.А. Сирота // Вестник ВГУ. Серия: Системный анализ и информационные технологии. 2018. № 3. С. 51–55.
9. Применение расширенного фильтра Калмана для идентификации параметров распределенной динамической системы / А.В. Копытин, Е.А. Копытина, М.Г. Матвеев // Вестник ВГУ. Серия: Системный анализ и информационные технологии. 2018. № 3. С. 44–50.
10. Самарский А.А. Теория разностных схем. М.: Наука, 1977. 656 с.
11. NCEP-DOE Reanalysis 2: Summary [Электронный ресурс]. Режим доступа: <https://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis2.html>. (дата обращения 03.10.2019).

REFERENCES

1. Shakina N.P., Ivanova A.R. Prognozirovaniye meteorologicheskikh uslovij dlya aviatsii: nauchno-metodicheskoe posobie / N.P. Shakina, A.R. Ivanova. M.: Triada-ltd, 2016. 312 p.
2. Muller T.G., Timmer G. Parameter Identification techniques differential equations // International Journal of Bifurcation and Chaos. 2004. Vol. 14. No. 6. pp. 2053–2060.
3. Grebenyuk E.A. Metody analiza nestacionarnykh vremennykh ryadov s neyavnymi izmeneniyami svojstv // Avtomatika i telemekhanika. 2005. № 12. pp. 3–29.
4. Matveev M.G., Sirota E.A. Razrabotka i issledovanie statisticheskikh modelej nestacionarnogo mnogomernogo vremennogo ryada atmosferykh temperatur v usloviyakh neodnorodnosti // Informacionnye tehnologii. 2014. № 12. pp. 20–24.
5. Matveev M.G., Mihajlov V.V., Sirota E.A. Kombinirovannaya prognosticheskaya model' nestacionarnogo mnogomernogo vremennogo ryada dlya postroeniya prostranstvennogo profilya atmosfernoj temperatury // Informacionnye tehnologii. 2016. № 2. pp. 89–94.
6. Matveev M.G., Ivanov A.V., Makeeva V.V. Modelirovaniye dinamiki atmosferynykh processov na osnove analiza mnogomernykh vremennykh ryadov // Vozdushno-kosmicheskie sily. Teoriya i praktika. 2018. № 6. pp. 166–173. [Elektronnyj resurs]. Rezhim dostupa: <http://vva.mil.ru/upload/site21/mNDyyBKNgw.pdf>. (data obrascheniya 03.10.2019).
7. Nosko V.N. `Ekonometrika / Kn.2, chast' 3, 4. M.: Delo, 2011. 259 p.
8. Analiz MNK-ocenok dlya identifikatsii raznostnykh uravnenij nestacionarnykh vremennykh ryadov / M.G. Matveev, E.A. Sirota // Vestnik VGU. Seriya: Sistemnyj analiz i informacionnye tehnologii. 2018. № 3. pp. 51–55.
9. Primeneniye rasshirennoho fil'tra Kalmana dlya identifikatsii parametrov raspredelennoj dinamicheskoy sistemy / A.V. Kopytin, E.A. Kopytina, M.G. Matveev // Vestnik VGU. Seriya: Sistemnyj analiz i informacionnye tehnologii. 2018. № 3. pp. 44–50.
10. Samarskij A.A. Teoriya raznostnykh shem. M.: Nauka, 1977. 656 p.
11. NCEP-DOE Reanalysis 2: Summary [Elektronnyj resurs]. Rezhim dostupa: <https://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis2.html>. (data obrascheniya 03.10.2019).

© Иванов А.В., Матвеев М.Г., Балабан О.Р., 2020



Иванов Алексей Владимирович, кандидат технических наук, доцент, начальник 2 управления научно-исследовательского научно-исследовательского центра (проблем применения, обеспечения и управления авиацией Военно-воздушных сил), Военный учебно-научный центр Военно-воздушных сил «Военно-воздушная академия имени профессора Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина» (г. Воронеж), Россия, 394064, г. Воронеж, ул. Старых Большевиков, 54А, alexey-khorvat@yandex.ru.

Матвеев Михаил Григорьевич, доктор технических наук, профессор, старший научный сотрудник научно-исследовательского центра (проблем применения, обеспечения и управления авиацией Военно-воздушных сил), Военный учебно-научный центр Военно-воздушных сил «Военно-воздушная академия имени профессора Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина» (г. Воронеж), Россия, 394064, г. Воронеж, ул. Старых Большевиков, 54А, mgmatveev@yandex.ru.

Балабан Олеся Руслановна, младший научный сотрудник научно-исследовательского центра (проблем применения, обеспечения и управления авиацией Военно-воздушных сил), Военный учебно-научный центр Военно-воздушных сил «Военно-воздушная академия имени профессора Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина» (г. Воронеж), Россия, 394064, г. Воронеж, ул. Старых Большевиков, 54А, bal-olesya@mail.ru.