

## Статистический анализ циклических изменений в рядах динамики метеорологических показателей на юго-западе Валдайской возвышенности

В. А. Газарян<sup>1,2,a</sup>, Ю. А. Курбатова<sup>3</sup>, Т. А. Овсянников<sup>1</sup>, Н. Е. Шапкина<sup>1,4,b</sup>

<sup>1</sup>Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова, физический факультет, кафедра математики; кафедра математического моделирования и информатики. Россия, 119991, Москва, Ленинские горы, д. 1, стр. 2.

<sup>2</sup>Финансовый университет при правительстве РФ, департамент анализа данных, принятия решений и финансовых технологий. Россия, Москва, 125993, ул. Щербаковская, д. 38.

<sup>3</sup>Институт проблем экологии и эволюции имени А. Н. Северцова РАН. Россия, 119071, Москва, Ленинский пр., д. 33.

<sup>4</sup>ФГБУН Институт теоретической и прикладной электродинамики РАН. Россия, 125412, Москва, ул. Ижорская, д. 13.

E-mail: <sup>a</sup>varvaragazaryan@yandex.ru, <sup>b</sup>neshapkina@mail.ru

Статья поступила 17.01.2017, подписана в печать 12.04.2017.

Проведен статистический анализ периодической и циклической компонент временных рядов метеорологических показателей на юго-западе Валдайской возвышенности за 40-летний период наблюдений методами классической сезонной декомпозиции и фурье-анализа. Исследована зависимость построенных МНК-оценок параметров линейных регрессионных моделей метеорологических показателей от длины интервала сглаживания. Обнаружены и исследованы циклические колебания с периодами 8 лет и 3 года в ряду динамики температуры и циклические колебания с периодами 3.5 года и 10.5 лет — в ряду динамики количества осадков.

*Ключевые слова:* гидрометеорологические параметры, статистический анализ, временной ряд, фурье-анализ, линейная регрессионная модель, циклические колебания.

УДК: 519.21, 519.25. PACS: 02.70.Rg, 02.50.Ey.

### Введение

Изменение окружающей среды влияет на функционирование экосистем и развитие экономической деятельности человека, поэтому анализ параметров климата [1–3], изучение антропогенного влияния на окружающую среду [4] представляет большой интерес. При исследовании климатических изменений для изучения динамики метеорологических показателей требуется обработка данных долгосрочных наблюдений метеорологических показателей в районе проведения исследования. Степень проявления климатических изменений носит региональный характер, и для получения репрезентативных оценок современных трендов и периодических изменений гидрометеорологических параметров используются данные локальных метеорологических станций, отражающие мезоклиматические особенности. При описании климата однородных по природным условиям территорий данные сетевых метеорологических станций наиболее точны по сравнению с метеоданными из различных источников, в том числе спутниковых наблюдений и данных численного моделирования [2].

Важнейшие климатические параметры — приземная температура воздуха и количество атмосферных осадков [1, 2, 5]. Статистические данные представляют результаты экспериментальных наблюдений, полученные на метеорологической станции

Заповедник (Тверская область) с 1971 по 2010 гг. Данная сетевая станция [3] непрерывно функционировала в данный 40-летний период, при смене оборудования вводились необходимые поправки, которые обеспечивали сопоставимость рядов наблюдений. Экспериментальные измерения метеорологических показателей осуществлялись строго в соответствии с методическими рекомендациями, что минимизирует возможные ошибки. Температура воздуха регистрировалась на высоте 2 м каждые 4 ч с последующим усреднением до среднесуточных значений и выражена в градусах Цельсия (°C). Приборная погрешность при измерении температуры воздуха составляет 0.1°C, суммарное количество осадков за сутки измеряется в миллиметрах с погрешностью 0.1 мм. Благодаря заповедному режиму территория Центрально-Лесного государственного природного биосферного заповедника незначительно изменена антропогенной деятельностью, в связи с чем изменчивость температурно-влажностного режима может быть связана исключительно с современными климатическими изменениями. Цель работы — определение методами математической статистики и математического моделирования циклических тенденций в колебаниях среднесуточной температуры приземного слоя атмосферы и суточного количества выпавших осадков в 1971–2010 гг. в системе «приземный слой атмосферы — подстилающая поверхность» в юго-западной части Валдайской

возвышенности. Для анализа циклических изменений временных рядов метеорологических величин в настоящей работе применяется метод классической сезонной декомпозиции [5–7], метод скользящих средних и фурье-анализ [8–14]. Статистический анализ временных рядов проводится в настоящей работе программными средствами пакетов STATISTICA [8, 9, 11] и Mathcad.

### 1. Модель временного ряда метеорологического показателя

Данные метеорологической станции представляют временной ряд — упорядоченную совокупность значений метеорологического показателя, измеряемых через строго постоянный временной промежуток [1, 8, 12]. Для анализа временного ряда, определения его природы, прогнозирования, а также для управления процессом, порождающим данный ряд, необходимо построение модели ряда динамики и интерпретация результатов моделирования. Наиболее распространенными являются такие методы, как регрессионный анализ, корреляционный анализ [9], спектральный анализ, методы сглаживания и фильтрации [10, 11]. В силу того что за рассматриваемый период с 1971 по 2010 гг. не наблюдается тенденции к увеличению амплитуды сезонных колебаний, в [1] была предложена аддитивная модель временного ряда [15]:

$$X_t = s_t + C_t + u_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где  $s_t$  — сезонная составляющая,  $C_t$  — циклическая компонента,  $u_t$  — тренд, определяющий основную тенденцию временного ряда,  $\varepsilon_t$  — нерегулярная составляющая,  $t = t_1, t_2, \dots, t_N$ ,  $N$  — число уровней ряда,  $N = 14610$ . Предположим, что на протяжении 40 лет наблюдений за температурой и осадками сезонная компонента  $s_t$  постоянна, так как выявить существенные изменения временных рамок и амплитуды сезонов за данный достаточно короткий период сложно. Графическое представление фрагмента временного ряда температуры воздуха показано на рис. 1, а временного ряда количества выпавших за сутки осадков — на рис. 2. В [1] проведено преобразование исходного временного ряда  $X_t$ ,  $t = t_1, t_2, \dots, t_N$  (1) в ряд скользящих средних  $\hat{X}_t(L)$  с интервалом сглаживания 1 год:

$$\hat{X}_t(L) = \frac{1}{L} \sum_{l=-(L-1)/2}^{L-1/2} X_{t+l}, \quad t = t_{(L-1)/2}, \dots, t_{N-(L-1)/2}, \quad (2)$$

где  $L$  — интервал сглаживания,  $L = 365$  дней.

При этом уровни ряда становятся более устойчивыми к выбросам: чем больше значение  $L$ , тем более «плавным» будет сглаженный ряд  $\hat{X}_t(L)$ . В [1] проведена декомпозиция временного ряда (1), где в качестве метеорологического показателя рассматривается температура воздуха:  $X_t = X_t^T$ ,  $t = t_1, t_2, \dots, t_N$ , построено уравнение линейной регрессии

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t = u_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где  $y_t = \hat{X}_t^T(L)$  — сглаженный ряд температуры (2),  $L = 365$ ,  $\beta_0$  и  $\beta_1$  — параметры линейной регрессии,  $\varepsilon_t$  — случайная составляющая,  $t = 1, 2, \dots, N$  [16]. В [17] получены статистически значимые МНК-оценки параметров регрессии, а также эмпирический коэффициент корреляции Пирсона, равный 0.52, что свидетельствует о наличии линейной корреляционной зависимости сглаженной среднесуточной температуры воздуха  $\hat{X}_t^T(L)$  от времени при интервале сглаживания 1 год. Анализ остаточной составляющей подтвердил адекватность построенной модели. На основании построенной линейной регрессионной модели был сделан вывод о статистически значимом увеличении среднегодовой температуры воздуха в рассматриваемом регионе за 40 лет на  $1.6^\circ\text{C}$ .

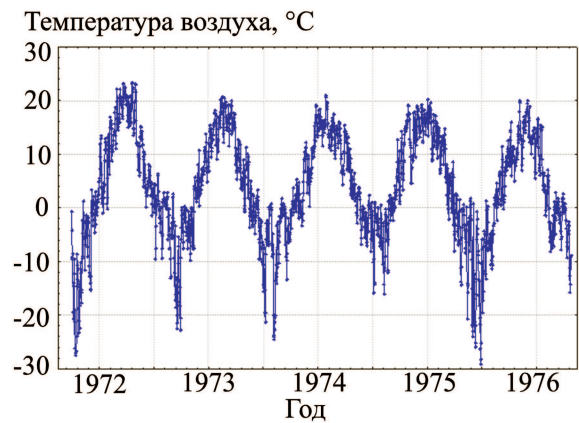


Рис. 1. График среднесуточной температуры воздуха

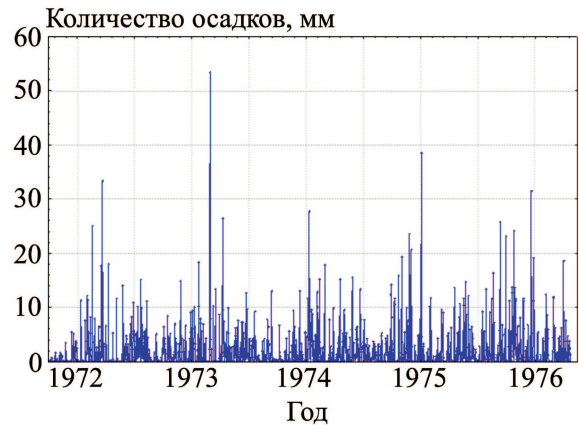


Рис. 2. График суточного количества осадков

Проанализируем теперь зависимость оценок параметров регрессии от интервала сглаживания  $L$ . В результате регрессионного анализа сглаженного ряда температуры  $\hat{X}_t^T(L)$  построим оценки параметров линейной регрессионной модели при интервалах сглаживания  $L$  в диапазоне от 0 до 40 лет. На рис. 3 представлен график зависимости интервальной оценки параметра  $\beta_1$  от интервала сглаживания  $L$  на уровне доверия 0.99. Показано, что при изменении  $L$  от 3 до 24 лет значения параметра  $\beta_1$  существенно не меняются и лежат в интервале. В результате решения задач проверки

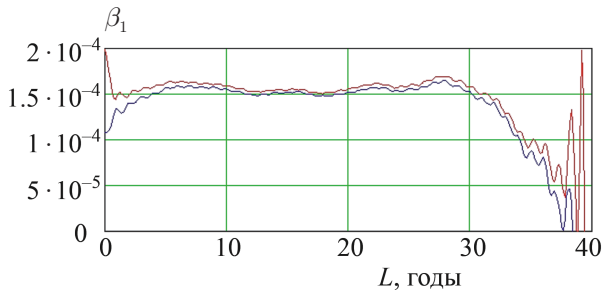


Рис. 3. График зависимости доверительного интервала параметра  $\beta_1$  регрессионной модели ряда  $\hat{X}_t^T(L)$  за 1971–2010 гг. от интервала сглаживания  $L$  на уровне значимости 0.99. (Верхняя граница показана красным, нижняя граница — синим.)

статистических гипотез о равенстве параметров регрессии нулю на уровне значимости менее 0.01, нулевые гипотезы и отвергаются при всех значениях  $L$  рассматриваемого диапазона, вследствие чего построенные линейные регрессионные модели являются статистически значимыми. Регрессионный анализ временного ряда температуры показывает, что эмпирический коэффициент линейной корреляции Пирсона  $r$  при  $L = 8$  лет принимает значение 0.95, т.е. корреляционная связь значительно возрастает при  $L = 8$  лет по сравнению с  $L = 1$  год (рис. 4). Поэтому можно предположить, что в 40-летнем ряду динамики температуры наблюдается некоторая цикличность с периодом около 8 лет. Для проверки данного предположения проведем анализ циклической компоненты временного ряда температуры.

**2. Анализ периодических изменений в ряду динамики метеорологического показателя**

После процедуры сглаживания исходного временного ряда метеорологического показателя перейдем к изучению его сезонных изменений. Усредняя разность уровней исходного и сглаженного рядов по всему периоду наблюдений, получим значение

сезонной компоненты  $s_t$  [7]

$$s_t = \frac{1}{J} \sum_{j=0}^{J-1} (X_t - \hat{X}_t(K)), \tag{4}$$

где  $J$  — число периодов сезонности (лет),  $t = k + K_j$ ,  $j = 0, \dots, J-1$ ,  $J = 40$ ,  $k = 1, \dots, K$ ,  $K = 365$  дней. Временной ряд  $X_t$  можно приближенно представить в виде частичной суммы ряда Фурье:

$$X_t \approx a_0 + \sum_{i=1}^I \left[ a_i \cos\left(\frac{2\pi t}{T_i}\right) + b_i \sin\left(\frac{2\pi t}{T_i}\right) \right], \tag{5}$$

где  $a_i, b_i$  — коэффициенты Фурье,  $T_i$  — период  $i$ -й гармоники,  $i = 1, \dots, I$ ,  $I$  — число гармоник. Выделим в ряду Фурье (5) сезонную компоненту  $s_t^\Phi$ :

$$s_t^\Phi = a_s \cos\left(\frac{2\pi t}{K}\right) + b_s \sin\left(\frac{2\pi t}{K}\right), \tag{6}$$

где  $a_s, b_s$  — коэффициенты Фурье сезонной гармоники, период сезонности которой равен  $K = 365$  дней. Задачей фурье-анализа временного ряда  $X_t$  метеорологического показателя является выявление цикличности в его динамике и выделение гармоник, вносящих наибольший вклад во временной ряд  $X_t$ . Определим вклад гармоники частичной суммы ряда (5) с периодом  $T_i$  с помощью периодограммы — графика значений  $\text{Per}_i = \frac{N}{2}(a_i^2 + b_i^2)$ ,  $i = 1, \dots, I$ , а ее относительный вклад в суммарную периодограмму ряда  $X_t - a_0$  — значением

$$\frac{\text{Per}_j}{\sum_{i=1}^I \text{Per}_i} = \frac{\frac{N}{2}(a_j^2 + b_j^2)}{\frac{N}{2} \sum_{i=1}^I (a_i^2 + b_i^2)}, \quad i = 1, \dots, I. \tag{7}$$

**2.1. Анализ периодических изменений в ряду динамики среднесуточной температуры воздуха**

Применение фурье-анализа к 40-летнему временному ряду  $X_t^T$  температуры воздуха показало, что, наряду с сезонными колебаниями, в данном ряду наблюдаются также и циклические изменения.

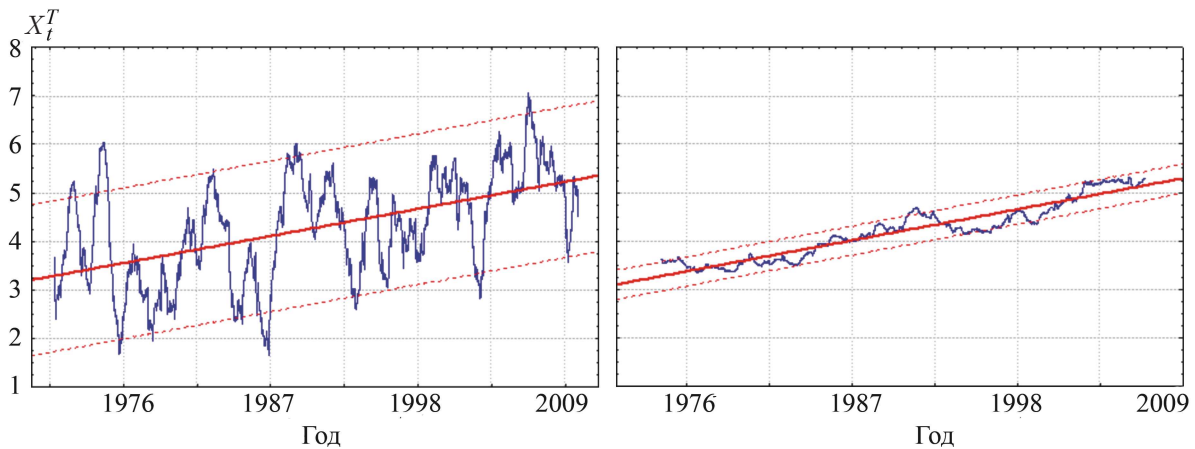


Рис. 4. Скользящие средние временного ряда  $X_t^T$  (синим) при  $L = 1$  год (слева) и  $L = 8$  лет (справа), графики уравнений линейной регрессии (красные сплошные), доверительные интервалы уравнения регрессии на уровне 0.9 (красные пунктирные)

Сезонные колебания ( $T_s = 1$  год) вносят наибольший вклад в суммарную периодограмму (7):  $\frac{\text{Per}_s}{\sum_i \text{Per}_i} \cdot 100\% = 77.24\%$ , следующими по значимости являются циклические изменения с периодом 8 лет (0.24%) и периодом около 3 лет (0.16%). Таким образом, помимо сезонных, наиболее существенный вклад в исходный ряд температуры вносит гармоническая компонента разложения Фурье (5) с периодом 8 лет.

На рис. 5 представлены графики сезонных компонент  $s_t^T$  (4) и  $s_t^{\Phi, T}$  (6) ряда температуры  $X_t^T$ , а также фрагмент исходного ряда  $X_t^T$ . В качестве статистической характеристики вклада сезонных компонент в исходный ряд  $X_t^T$  рассмотрены эмпирические коэффициенты детерминации  $R_{s_t^T}^2 = 1 - \frac{De_t^T}{DX_t^T}$  и  $R_{s_t^{\Phi, T}}^2 = 1 - \frac{De_t^{\Phi, T}}{DX_t^T}$ , где  $DX_t^T$  - эмпирическая дисперсия исходного ряда динамики  $X_t^T$ ;  $De_t^T, De_t^{\Phi, T}$  - эмпирические дисперсии остаточных составляющих  $e_t^T = X_t^T - s_t^T$  и  $e_t^{\Phi, T} = X_t^T - s_t^{\Phi, T}$  соответственно. Показано, что  $R_{s_t^T}^2 = 0.777$ ,  $R_{s_t^{\Phi, T}}^2 = 0.773$ , в то время как для трендовой компоненты  $u_t = u_t^T$  линейной регрессионной модели (3)  $R_{u_t}^2 = 0.26$ , где  $R_{u_t}^2 = 1 - \frac{De_t^T}{DX_t^T}$ ,  $\varepsilon_t^T = \hat{X}_t^T - u_t^T$ , т. е. вклад линейного тренда в ряд температуры значительно меньше, чем вклад сезонной компоненты.

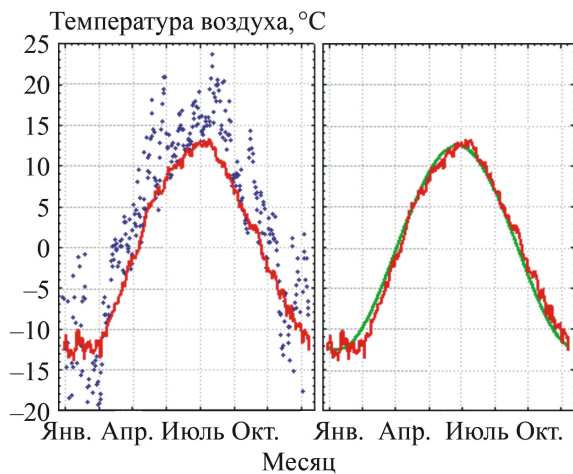


Рис. 5. Графики сезонных компонент  $s_t$  (красный),  $s_t^{\Phi}$  (зеленый) и ряда температуры воздуха  $X_t^T$  в 1985 г. (синий)

Для более детального анализа циклических изменений температуры с периодами 8 лет и 3 года рассмотрим частичную сумму ряда Фурье (5), в которой  $X_t = \hat{X}_t^T(K)$  - сглаженный с периодом  $K = 1$  год ряд температуры (2), исключив тем самым из исходного ряда  $X_t^T$  сезонные колебания. Фурье-анализ данного ряда показал, что циклическая компонента вносит определяющий вклад ( $\frac{\text{Per}_C}{\sum_k \text{Per}_k} = 0.51$ ) в сглаженный ряд  $\hat{X}_t^T(K)$ , периодограмма (рис. 6) подтверждает,

Значение  $\text{Per}_i$  периодограммы

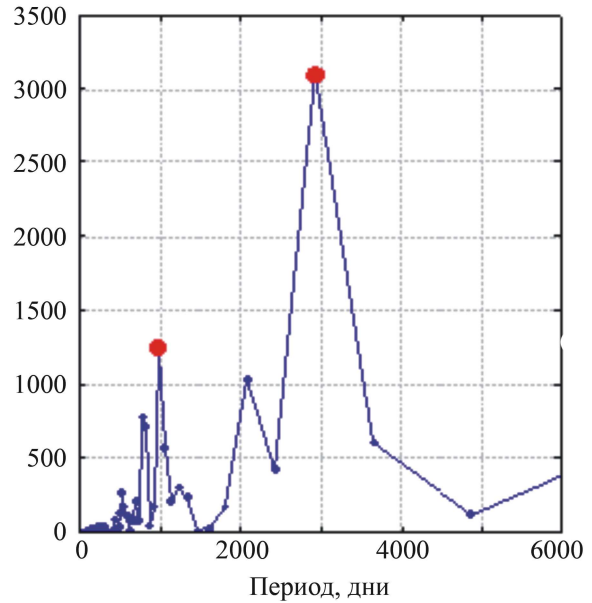


Рис. 6. Периодограмма ряда  $\hat{X}_t^T(K)$  за 1971–2010 гг.,  $K = 1$  год

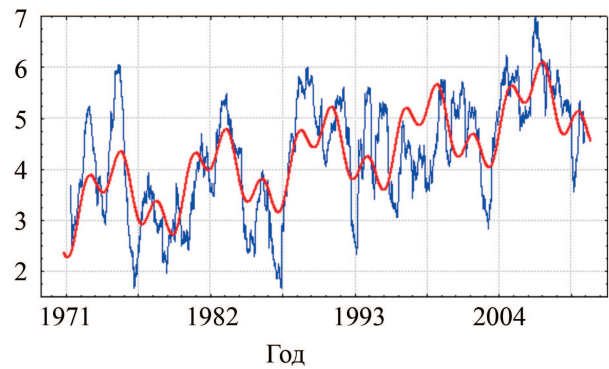


Рис. 7. Сглаженный ряд  $\hat{X}_t^T(K)$ ,  $K = 1$  год (синий); график суммы трех компонент: гармоник с периодами 3 года, 8 лет и уравнения линейной регрессии ряда  $\hat{X}_t^T(K)$  (красный)

что наибольший вклад в ряд  $\hat{X}_t^T(K)$  вносят гармоники с периодами 8 лет и около 3 лет. Восьмилетние и трехлетние циклы заметно выделяются в диапазоне 1971–2010 гг. сглаженного ряда температуры  $\hat{X}_t^T(K)$  (рис. 7), амплитуда восьмилетней гармоники составляет 1.1 С, трехлетней - 0.8°С. Вклад линейного тренда в сглаженный ряд температуры  $\hat{X}_t^T(K)$ , определяемый коэффициентом детерминации компоненты  $u_t$  линейной регрессионной модели (3) сглаженного ряда  $y_t = \hat{X}_t^T(K)$ , значительно меньше и составляет  $R^2 = 0.26$ .

На рис. 8 показано также, что восьмилетний цикл заметно выделяется в диапазоне 1971–2010 гг., сглаженного с периодом  $3K$ ,  $K = 1$  год, ряда температуры, данная циклическая компонента вносит заметный вклад во временной ряд  $\hat{X}_t(3K)$ : ( $\frac{\text{Per}_{C(8)}}{\sum_k \text{Per}_k} = 0.2$ ). Коэффициент детерминации трендовой компоненты  $u_t$  линейной регрессионной

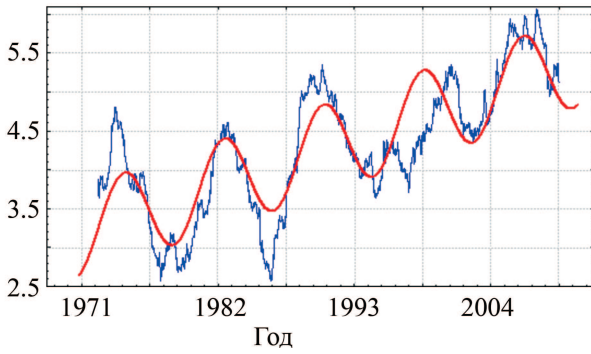


Рис. 8. Сглаженный ряд  $\widehat{X}_t^T(3K)$ ,  $K = 1$  год (синий); график суммы двух компонент: гармоника с периодом 8 лет и уравнения линейной регрессии ряда  $\widehat{X}_t^T(3K)$  (красный)

модели (3) сглаженного ряда  $y_t = \widehat{X}_t^T(3K)$  в этом случае становится больше, чем для  $y_t = \widehat{X}_t^T(K)$ , и составляет  $R^2 = 0.5$ .

Фурье-анализ был применен также к различным фрагментам 40-летнего ряда температуры. Показано, что периоды основных гармоник несколько отличаются, колеблясь от 7.5 до 8.1 лет и от 3.3 до 3.9 лет. Следует отметить, что на формирование метеорологических показателей влияет большое количество факторов: изменение газового состава атмосферы, вариация солнечных циклов, извержения вулканов, изменения в орбитальном движении Земли вокруг Солнца и т. д. [18, 19]. При суммарном воздействии большого количества различных факторов можно говорить о стохастической природе временного ряда, однако необходимо учитывать некоторые нарушения однородности спектрального состава всего исследуемого диапазона.

### 2.2. Анализ периодических изменений в ряду динамики суточного количества осадков

В результате регрессионного анализа временного ряда суточного количества выпавших осадков показано, что линейная регрессионная модель ряда осадков  $X_t^p$  является значимой на уровне значимости 0.01 при интервале сглаживания  $L = 11$  лет, при этом эмпирический коэффициент корреляции Пирсона принимает максимальное значение  $r = 0.91$  [16]. Можно предположить, что в ряду динамики количества осадков с 1971 по 2010 гг. наблюдается некоторая цикличность с периодом около 11 лет. Для проверки данного предположения проведем анализ циклической компоненты временного ряда количества осадков. Применим фурье-анализ (5) к временному ряду количества осадков  $X_t^p$ . На периодограмме временного ряда  $X_t^p$  наблюдаются гармонические колебания с периодами 1 год ( $\frac{Per_s}{\sum Per_i} \cdot 100\% = 1.56\%$ ), 10.5 лет (0.14%) и 3.5 года (0.13%), которые проявляются также при анализе временных промежутков длиной 20 лет. Показано, что сезонные колебания в ряду динамики количества осадков значительно менее выражены,

чем в ряду динамики температуры, вклад сезонных компонент  $s_t^p$  и  $s_t^{p,\Phi}$  в исходный ряд  $X_t^p$  достаточно мал:  $R_{s_t^p}^2 = 0.04$ ,  $R_{s_t^{p,\Phi}}^2 = 0.11$ , однако это в значительной степени выражено большим разбросом значений ряда осадков (большой эмпирической дисперсией  $DX_t^p$ ). Для того чтобы уровни ряда осадков были более устойчивы к выбросам при анализе сезонных колебаний, рассмотрим сглаженный ряд осадков  $\widehat{X}_t^p(L)$  (2) с периодом сглаживания  $L \ll K$  и его сезонную компоненту  $s_{t,L}^p = \frac{1}{J} \sum_{i=0}^{J-1} (\widehat{X}_t^p(L) - \widehat{X}_t^p(K))$  (4).

Поскольку автокорреляционная функции (АКФ), характеризующая зависимость эмпирического коэффициента корреляции элементов  $y_1, y_2, \dots, y_{N-k}$  и  $y_{1+k}, y_{2+k}, \dots, y_N$  ряда  $y_t$ ,  $t = 1, 2, \dots, N$ , от длины сдвига  $k$  [8], принимает максимальное значение при  $L = 91$  день, рассмотрим сезонные компоненты  $s_{t,L}^p$  и  $s_{t,L}^{p,\Phi}$  сглаженного ряда осадков  $\widehat{X}_t^p(L)$  и определим их вклад в данный ряд с помощью эмпирического коэффициента детерминации. Полученные значения  $R_{s_{t,L}^p}^2 = 0.64$  и  $R_{s_{t,L}^{p,\Phi}}^2 = 0.58$  позволяют сделать вывод о существенном вкладе сезонных колебаний в ряд динамики количества осадков  $\widehat{X}_t^p(L)$ . Для более детального анализа циклических изменений суточного количества осадков рассмотрим частичную сумму ряда Фурье сглаженного методом скользящих средних с периодом  $K = 1$  год ряда осадков  $\widehat{X}_t^p(K)$ , исключив тем самым из исходного ряда сезонные колебания. Фурье-анализ показал, что циклическая компонента вносит определяющий вклад ( $\frac{Per_c}{\sum Per_i} = 0.41$ )

во временной ряд  $\widehat{X}_t^p(K)$ . Периодограмма ряда  $\widehat{X}_t^p(K)$  подтверждает, что наибольший вклад в 40-летний сглаженный ряд  $\widehat{X}_t^p(K)$  и в его 20-летние промежутки вносят гармоники с периодами 10.5 лет и 3.5 года, при этом амплитуда гармоники с периодом 3.5 года составляет 0.31 мм, 10.5 лет — 0.35 мм. Показано, что гармоника с периодом 10.5 лет вносит определяющий вклад в 40-летний временной ряд  $\widehat{X}_t^p(4K)$ : ( $\frac{Per_{c(10.5)}}{\sum Per_i} = 0.45$ ).

### Заключение

1. Регрессионный анализ среднесуточной температуры приземного воздуха за период 1971-2010 гг. в Центрально-Лесном государственном природном биосферном заповеднике Тверской области показал, что при сглаживании исходного ряда температуры методом простой скользящей средней с периодом сглаживания 1 год эмпирический коэффициент корреляции Пирсона принимает значение 0.52, что свидетельствует о наличии умеренной линейной корреляционной зависимости сглаженной среднесуточной температуры воздуха  $\widehat{X}_t^T(L)$  от времени [1]. Построенная линейная регрессионная модель ряда температуры является значимой на уровне значи-

мости 0.01. Анализ остаточной составляющей подтвердил адекватность построенной модели, и был сделан вывод о статистически значимом увеличении среднегодовой температуры воздуха в рассматриваемом регионе за 1971–2010 гг. на  $1.6^\circ\text{C}$ . Такой региональный тренд температуры воздуха связан с современными климатическими изменениями, для которых характерен рост средней глобальной температуры воздуха [19, 20]. В Евразии выделяются два обширных района положительных трендов со значениями больше  $0.4^\circ\text{C}/10$  лет. Один из них охватывает всю Восточную Европу, Ближний Восток. Глобальное потепление сопровождается неоднозначными изменениями регионально-го климата с сезонными особенностями. По данным ВНИИГМИ–МЦД ([www.meteo.ru](http://www.meteo.ru)), за период 1939–2010 гг. на Европейской территории России (за исключением арктического побережья) средняя скорость изменения зимней температуры воздуха составляет  $0.43^\circ\text{C}/10$  лет, весенней —  $0.38^\circ\text{C}/10$  лет. Таким образом, полученные в работе оценки тренда сопоставимы в целом с оценками изменения температуры воздуха на Европейской территории РФ.

2. Исследована зависимость построенных МНК-оценок параметров регрессии от длины интервала сглаживания  $L$ . В результате регрессионного анализа сглаженных рядов температуры построены МНК-оценки параметров линейной регрессионной модели при различных интервалах сглаживания  $L$  от 0 до 40 лет, а также интервальные оценки параметра  $\beta_1$  на уровне доверия 0.99. Показано, что при  $L$  от 3 до 24 лет значения параметра  $\beta_1$  существенно не меняются, а построенные линейные регрессионные модели статистически значимы на уровне значимости менее 0.01.

3. Показано, что линейная корреляционная зависимость среднесуточной температуры воздуха от времени наиболее сильна при интервале сглаживания  $L = 8$  лет: эмпирический коэффициент корреляции Пирсона принимает значение 0.95.

4. Проведен фурье-анализ периодических изменений в 40-летнем временном ряду  $X_t^T$  температуры воздуха. Показано, что, наряду с сезонными колебаниями, в ряду динамики температуры наблюдаются также циклические изменения с периодами 8 лет и 3 года, проанализирован их вклад в суммарную периодограмму исходного временного ряда температуры  $X_t^T$ . Проведен фурье-анализ периодических изменений в 40-летнем сглаженном временном ряду температуры  $\hat{X}_t^T(K)$ ,  $K = 1$  год, не содержащем сезонной гармоник. Показано, что в этом случае вклад циклической компоненты в суммарную периодограмму сглаженного временного ряда  $\hat{X}_t^T(K)$  составляет более 50%.

5. В результате регрессионного анализа временного ряда суточного количества выпавших осадков показано, что линейная регрессионная модель ряда осадков  $X_t^p$  значима на уровне значимости 0.01

при интервале сглаживания  $L = 11$  лет, при этом эмпирический коэффициент корреляции Пирсона принимает максимальное значение:  $r = 0.91$ .

6. Проведен фурье-анализ периодических изменений в 40-летнем временном ряду  $X_t^p$  суммарного за сутки количества осадков данного региона, а также фурье-анализ 20-летних временных промежутков данного ряда. Показано, что, наряду с сезонными колебаниями, в ряду динамики количества осадков наблюдаются также циклические изменения с периодами около 11 лет и около 4 лет, проанализирован их вклад в суммарную периодограмму исходного временного ряда количества осадков  $X_t^p$ . Проведен фурье-анализ периодических изменений в 40-летнем сглаженном временном ряду осадков  $\hat{X}_t^p(K)$ ,  $K = 1$  год, не содержащем сезонной гармоник. Показано, что в этом случае вклад циклической компоненты в суммарную периодограмму сглаженного временного ряда осадков составляет более 40%.

Циклический анализ 40-летнего ряда температуры воздуха показал, что основной вклад в данный ряд динамики вносят гармоник около 8 и 3 лет, которые определяются, по-видимому, особенностями атмосферной циркуляции и солнечно-земных связей. В [3] показано, что существенный вклад в колебания температуры воздуха вносят гармоник с периодами до 2.75 лет, а также гармоник ENSO (El Niño Southern Oscillation) с периодами 3.9–6.18 лет (в среднем 4 года) и с периодами 6.4–9.1 (в среднем 8 лет). ENSO является частью глобальной системы атмосферной циркуляции и оказывает значительное влияние на изменчивость погоды и климата. На особенности атмосферной динамики и формирование основных гармоник ряда температуры могут оказывать влияние также полные 11–22-летние циклы солнечной активности. Наиболее выраженным является 11-летний (в среднем) цикл Швабе–Вольфа, в котором за первые 3–4 года происходит увеличение числа солнечных пятен и усиление других проявлений солнечной активности, а в течение последующих 7–8 лет — обратный процесс [22].

Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (гранты 14-07-00409а, 14-07-00441а, РГО<sub>а</sub> 17-05-41127, 15-01-03-524а).

### Список литературы

1. Газарян В.А., Курбатова Ю.А., Овсянников Т.А., Шапкина Н.Е. // Вестн. Моск. ун-та. Физ. Астрон. 2015. № 5. С. 17. (Gazaryan V.A., Kurbatova J.A., Ovsyannikov T.A., Shapkina N.E. // Moscow University Phys. Bull. 2015. 70, N 5. P. 346.)
2. Децереvская О.А., Авилов В.К., Ба Зуй Динь и др. // Геофизические процессы и биосфера. 2013. 12, № 2. С. 5.
3. Пузаченко Ю.Г. // Тр. Центрально-Лесного государственного природного биосферного заповедника. Вып. 6. Динамика многолетних процессов в экоси-

- стемах Центрально-Лесного заповедника / Под ред. А. С. Желтухина. 2012. С. 6.
4. Рыжова М.С., Мухартова Ю.В., Шапкина Н.Е., Ольчев А.В. // Вестн. Моск. ун-та. Физ. Астрон. 2015. № 6. С. 61. (Ryzhova M.S., Mukhartova Yu.V., Shapkina N.E., Olchev A.V. // Moscow University Phys. Bull. 2015. **70**, N 6. P. 490.)
  5. Крышнякова О.С., Малинин В.Н. // Вестн. Росс. гос. университета им. И. Канта. 2010. № 1. С. 64.
  6. Кузнецова В.Е., Сивелькин В.А. Статистическое моделирование временных рядов с использованием метода классической сезонной декомпозиции (метод Census 1). ППП Statistica. Оренбург: ГОУ ВПО ОГУ, 2002.
  7. Пытьев Ю.П., Газарян В.А., Росницкий П.Б. // Вестн. Моск. ун-та. Физ. Астрон. 2014. № 3. С. 8. (Pyt'ev Yu.P., Gazaryan V.A., Rosnitskiy P.B. // Moscow University Phys. Bull. 2014. **69**, N 3. P. 210.)
  8. Плохотников К.Э., Колков С.В. Статистика: Учеб. пособие. М.: Флинта, 2006.
  9. Вуколов Э.А. Основы статистического анализа. М.: Форум, 2008.
  10. Masset Ph. // SSRN Electronic J. 10/2008.
  11. Боровиков В. STATISTICA. Искусство анализа данных на компьютере: Для профессионалов. СПб.: Питер, 2003.
  12. Gluhovsky A., Ernest A. // J of Appl. Meteorol. and Climatol. 2007. **46**. P. 1125.
  13. Deshmukh D.T., Lunge H.S. // Int. J. of Scientific & Technology Research. February 2013. **2**, N 2. P. 67.
  14. Пузаченко Ю.Г. Математические методы в экологических и географических исследованиях. М.: Академия, 2004.
  15. Восканян К.Л., Кузнецов А.Д., Сероухова О.С., Сумакина Т.Е. // Учен. зап. Росс. гос. гидрометеорол. ун-та. 2013. № 32. С. 55.
  16. Longobardi A., Villani P. // Int. J. of Climatology. 2009.
  17. Овсянников Т.А., Газарян В.А., Курбатова Ю.А., Шапкина Н.Е. // Математическое моделирование в экологии. Матер. Четвертой нац. науч. конф. с международ. участием. Пушкино. 2015. С. 127.
  18. Hegerl G., Zwiers F. Understanding and Attributing Climate Change, the Influence of Other Anthropogenic and Natural Forcings. IPCC AR4 WG1 2007. P. 690.
  19. Brohan P., Kennedy J., Haris I. et al. // J. Geophys. Res. 2006. **111**. D12106.
  20. Randall W.J. // J. Geophys. Res. 2009. **114**. D02107.
  21. Committee on Surface Temperature Reconstructions for the Last 2,000 Years, Board on Atmospheric Sciences and Climate, Division on Earth and Life Studies, National Research Council of the National Academies. Climate Forcings and Climate Models // Surface Temperature Reconstructions for the Last 2,000 Years. National Academies Press, 2006. ISBN 0-309-10225-1.
  22. Логинов В.Ф. // Солнечно-земная физика. Вып. 21. 2012.

#### A statistical analysis of cyclical changes in the time series of meteorological parameters in the southwest of the Valdai Hills

V. A. Gazaryan<sup>1,2,a</sup>, J. A. Kurbatova<sup>3</sup>, T. A. Ovsyannikov<sup>1</sup>, N. E. Shapkina<sup>1,b</sup>

<sup>1</sup> Department of Mathematics; Department of Mathematical Modelling and Informatics, Faculty of Physics, Lomonosov Moscow State University. Moscow 119991, Russia.

<sup>2</sup> Department of Data Analysis, Decision-Making and Financial Technologies, Financial University under the Government of Russian Federation. Moscow 125993, Russia.

<sup>3</sup> Severtsov Institute of Ecology and Evolution, Russian Academy of Sciences. Moscow 119071, Russia.

<sup>4</sup> Institute of Theoretical and Applied Electrodynamics, Russian Academy of Sciences. Moscow 125412, Russia.

E-mail: <sup>a</sup> varvaragazaryan@yandex.ru, <sup>b</sup> neshapkina@mail.ru.

A statistical analysis of periodic and cyclical components of time series of meteorological parameters was conducted for the 40-year observation period in the southwest of the Valdai Hills by classic seasonal decomposition and Fourier analysis. The dependence of the obtained OLS estimates of linear-regression models of meteorological parameters on a length of the smoothing interval was analyzed. Cyclical fluctuations in the time series of temperature with periods of 8 and 3 years and those of rainfall with periods of 3.5 and 10.5 years were detected and analyzed.

**Keywords:** hydrometeorological parameters, statistical analysis, time series, Fourier analysis, linear-regression model, cyclical fluctuations.

PACS: 02.70.Rr, 02.50.Ey.

Received 17 January 2017.

English version: *Moscow University Physics Bulletin*. 2018. **72**, No. 1. Pp. 61–67.

#### Сведения об авторах

1. Газарян Варвара Арамовна — канд. физ.-мат. наук, науч. сотрудник; тел.: (495) 939-41-78, e-mail: varvaragazaryan@yandex.ru.
2. Курбатова Юлия Александровна — канд. биол. наук, доцент, зав. лабораторией; e-mail: kurbatova.j@gmail.com.
3. Овсянников Тимур Анатольевич — студент; e-mail tim-ovs@yandex.ru.
4. Шапкина Наталья Евгеньевна — канд. физ.-мат. наук, доцент; тел. (495) 939-13-51, e-mail: neshapkina@mail.ru.