

Гидрология
Шпакова Р.Н.

Научная статья

УДК 504.453

doi: 10.17072/2079-7877-2024-3-59-69

СКРЫТЫЕ ГАРМОНИЧЕСКИЕ КОЛЕБАНИЯ ГОДОВОГО СТОКА РЕК: ВОЗМОЖНОСТЬ И ЦЕЛЕСООБРАЗНОСТЬ ВЫЯВЛЕНИЯ И ОЦЕНКИ

Раиса Николаевна Шпакова

Московский государственный институт международных отношений (МГИМО), г. Москва, Россия

Researcher ID: B-1631-2018, SPIN-код: 1931-4127, AuthorID: 483596

Аннотация. В статье показаны возможность и необходимость выявления скрытых гармонических колебаний многолетнего стока на примере двух рек Восточной Сибири.

Выявление гармонической компоненты в рядах годового стока рек необходимо по ряду причин:

– для определения потенциальной статистической прогнозируемости ряда;

– для корректной оценки основной тенденции многолетней динамики стока;

– для снижения пределов неопределенности в ходе оценки предстоящих в будущем изменений годового стока при отсутствии методик долгосрочного прогноза.

Наконец, накопление и обобщение данных о закономерностях многолетних колебаний стока по всей поверхности Земли, возможно, является одним из путей выявления глобальных закономерностей и развития гидрометеорологических явлений в целом.

В рассматриваемом случае наличие гармонической составляющей выявлялось графоаналитическим способом, включающим визуальный анализ графиков многолетних колебаний с последующим подбором аналитического выражения функции. Затем производилось сравнение качества аппроксимации гармонической и линейной функциями, а также нормой, показавшей преимущество первой.

Наряду с графоаналитическим методом к расчетным рядам применены процедуры расчета автокорреляционной функции и спектрального анализа. В обоих рассмотренных в статье случаях эти расчеты подтвердили наличие гармонической составляющей с близкими значениями периодичности.

Сделан вывод о том, что примененные методы, несмотря на наличие характерных для каждого метода ограничений и недостатков, взятые в совокупности, позволяют выявлять ряды годового стока, имеющие выраженную гармоническую составляющую.

Ключевые слова: речной сток, многолетние колебания стока, изменчивость годового стока, цикличность, гармоническая составляющая, Марха, Мая, Якутия

Для цитирования: Шпакова Р.Н. Скрытые гармонические колебания годового стока рек: возможность и целесообразность выявления и оценки // Географический вестник = Geographical bulletin. 2024. № 3 (70). С. 59–69. doi: 10.17072/2079-7877-2024-3-59-69

Original article

doi: 10.17072/2079-7877-2024-3-59-69

HIDDEN HARMONIC FLUCTUATIONS OF ANNUAL RIVER FLOW: THE POSSIBILITY AND EXPEDIENCY OF IDENTIFICATION AND ASSESSMENT

Raisa N. Shpakova

Moscow State Institute of International Relations (MGIMO University), Moscow, Russia

Researcher ID: B-1631-2018, SPIN-код: 1931-4127, Author ID: 483596

Abstract. The article shows the possibility and necessity of revealing hidden harmonic fluctuations of long-term runoff through the example of two rivers in Eastern Siberia.

Identification of the harmonic component in the series of annual river flow is necessary for a number of reasons:

– to determine the potential statistical predictability of the series;

– for a correct assessment of the main trend of the long-term flow dynamics;

– to reduce the limits of uncertainty during the assessment of future changes in annual runoff in the absence of long-term forecasting techniques.

Finally, the accumulation and generalization of data on the patterns of long-term fluctuations in runoff over the entire surface of the Earth is, probably, one of the ways to identify global patterns and the development of hydrometeorological phenomena in general.

In the case under consideration, the presence of a harmonic component was revealed grapho-analytically, including by means of visual analysis of graphs of long-term fluctuations, followed by selection of an analytical expression of the function. Then the quality of approximation by harmonic and linear functions, as well as by the norm, was compared, which showed the advantage of the former.



Гидрология
Шпакова Р.Н.

Along with the grapho-analytic method, the calculation procedures of the autocorrelation function and spectral analysis were applied to the calculation series. In both cases considered in the article, these calculations confirmed the presence of a harmonic component with similar periodicity values.

It is concluded that the applied methods, despite the limitations and disadvantages characteristic of each method, taken together, make it possible to identify annual runoff series with a pronounced harmonic component.

Keywords: river flow, long-term fluctuations, variability, cyclicity, harmonic component, Markha, Maya, Yakutia

For citation: Shpakova, R.N. Hidden harmonic fluctuations of annual river flow: the possibility and expediency of identification and assessment. *Geographical Bulletin*. No. 3(70). Pp. 59–69. doi: 10.17072/2079-7877-2024-3-59-69

Введение

Исследование цикличности колебаний речного стока, продолжительности и характера смены периодов маловодья и половодья в тех или иных речных бассейнах и особенно их прогнозирование оказывает неоценимую помощь в планировании и рациональном управлении водными ресурсами, повышении эффективности эксплуатации объектов гидроэнергетики, мелиорации и т.п.

Необходимость выделения и оценки периодичностей колебаний стока в целом не вызывает сомнений. В частности, такая необходимость для целей водохозяйственных расчетов подчеркивается, например, в статье [14] и других.

Исследования, посвященные определению циклических периодичностей в колебаниях годового стока, проводились применительно к самым разным водным объектам. Так, 10-летние циклы колебаний годового стока установлены для реки Фэньхэ в Китае [22], 11- и 30-летние периоды колебаний речного стока – для рек Балтийского региона [21], 40-летние циклы колебаний годового стока – для р. Савы бассейна р. Дунай [17] и других рек.

В ряде работ цикличность определялась не только для годового стока, но и для отдельных фаз многолетних колебаний – маловодных и многоводных периодов. В этой связи можно отметить статью, в которой в указанной связи проанализированы многолетние ряды годового стока ряда рек Западной и Восточной Европы [18]. Авторы установили наличие наиболее выраженной периодичности осредненного по рекам Западной Европы годового стока в 12,8 лет и менее выраженных периодичностей в 16,4 и 28,5 года (отмечены и более короткие периодичности, но в контексте настоящей статьи мы обращаем внимание только на достаточно длительные, продолжительностью свыше 20 лет). Кроме того, выявлена периодичность в 28–29 лет для Невы. Примечательно, что в этой работе авторы попытались установить и географические закономерности распространения периодичностей. В частности, отмечен временной сдвиг (примерно в 12 лет) наступления многоводных и маловодных фаз стока на реках Восточной Европы по отношению к рекам Северной и Западной Европы. К сожалению, авторы не охарактеризовали стабильность выявленных характеристик периодичностей при различной длине временных рядов.

Здесь необходимо сделать оговорку о том, что в указанных выше работах цикличность не предполагалась как гармоническая, в отличие от подхода, связанного с попытками представить многолетние временные ряды речного стока в виде суммы нескольких синусоид и использовать полученные таким образом модели для долгосрочного и сверхдолгосрочного прогнозирования стока [3]. Очевидно, что для такого рода подходов также необходимо выявление и выделение периодических составляющих.

Немаловажно отметить, что в ряде научных публикаций, посвященных различным аспектам анализа многолетних колебаний речного стока на приводимых в статьях графиках многолетних колебаний, усматриваются проявления гармонической составляющей. В частности, на р. Или у с. Ямату [13, с.70] и на р. Селенга у рзд. Мостовой [15, с. 20]. Методами, основанными на использовании автокорреляционной функции, выявлены периодичности в пунктах р. Чая – с. Подгорное и р. Омь – г. Куйбышев [10]. Однако в статье не приводятся ни вид автокорреляционной функции, ни график многолетних колебаний стока указанных рек, что не позволяет оценить характер периодичности.

Таким образом, при достаточно большом числе научных публикаций, посвященных оценке периодичности изменений годового стока, авторы редко акцентировали внимание на возможном гармоническом характере многолетних колебаний речного стока с поиском возможностей их выявления. Между тем именно поиск рядов многолетнего стока с выраженной устойчивой гармонической составляющей представляет, по нашему мнению, наибольший интерес, так как именно в таких случаях имеет место не случайная смена многоводных и маловодных периодов различного масштаба и продолжительности, а процесс, подчиненный строгой математической закономерности.

В настоящей статье сделана попытка применения трех наиболее распространенных методов выявления гармонической составляющей к двум рядам годового стока с сопоставлением результатов.

Гидрология
Шпакова Р.Н.

Материалы и методы исследования

В исследовании использованы многолетние данные о среднегодовом стоке воды для 2 пунктов государственной системы наблюдений за режимом рек (Росгидромет), расположенных в Западной и Восточной Якутии, сведения о которых помещены в табл. 1. Выбранные пункты наблюдений имеют водосборы различной величины, но не могут быть при этом отнесены ни к малым водосборам, ни к особо крупным. Период наблюдений на постах составляет 74 года и 87 лет и заканчивается 2019 г.

Таблица 1

Сведения о пунктах наблюдений за стоком
Information about the points of observation of the flow

Река - пункт наблюдений	Площадь водосбора (км ²)	Период наблюдений	Норма годового стока, м ³ /сек	Широта (E)	Долгота (N)
р. Марха – с. Малькай	89 600	1946–2019	417	63° 30'	117° 02'
р. Мая – с. Чабда	165 000	1935–2019	1215	59° 47'	123° 49'

Составлено автором по данным Автоматизированной информационной системы государственного мониторинга водных объектов (АИС ГМО)

Compiled by the author according to the data from the Automated information system for state monitoring of water bodies of the Russian Federation

Сведения о годовом стоке представлялись в нормированном по отношению к среднему многолетнему значению виде (то есть в виде модульных коэффициентов годового стока) для сравнимости данных.

Для выявления наличия гармонической составляющей в многолетних колебаниях годового стока использовались графоаналитический метод, спектральный анализ и автокорреляционная функция.

Графоаналитический метод заключался в построении графика многолетних колебаний стока с визуальной оценкой периодичности размещения на временной шкале локальных максимумов и минимумов, подборе аппроксимирующей гармонической функции с оценкой качества аппроксимации и сравнении ее с аппроксимацией линейным трендом и нормой. Подбор функции осуществлялся с учетом того, что, сдвинутая вверх и вниз по оси ординат, эта функция должна быть по возможности приближена, соответственно, к локальным максимумам и локальным минимумам (пунктирные линии на графиках многолетних колебаний стока).

Качество аппроксимации оценивалось с помощью коэффициента корреляции между фактическими и рассчитанными значениями. Коэффициент корреляции определялся по формуле:

$$r_{xy} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma(x) \cdot \sigma(y)}, \quad (1)$$

где x – фактические значения ряда годового стока; y – значения аппроксимирующей функции ряда годового стока; $\sigma(x)$ – среднее квадратическое отклонение переменной x ; $\sigma(y)$ – среднее квадратическое отклонение переменной y .

Расчет коэффициентов корреляции по формуле (1), осуществляемый в программной среде EXCEL, использовался как при оценке качества аппроксимации, так и при построении автокорреляционных функций рядов годового стока. Оценка значимости коэффициента корреляции определялась с помощью t -критерия Стьюдента:

$$t_{\text{набл}} = \sqrt{\frac{r^2(n-2)}{1-r^2}}, \quad (2)$$

где $t_{\text{набл}}$ – рассчитанное значение t -критерия; r – рассчитанное значение коэффициента корреляции.

Нулевая гипотеза о незначимости коэффициента корреляции отвергалась в случае, если рассчитанное значение t -критерия превышало табличное при уровне значимости $p = 0,05$.

Спектральный анализ основывался на процедурах быстрого преобразования Фурье и выполнялся с помощью статистического пакета KuPlot. Предположение о наличии длиннопериодической составляющей принималось по максимальной ординате периодограммы в низкочастотной области.

Автокорреляционная функция определялись последовательным вычислением коэффициентов корреляции между значениями исходного ряда и значениями этого же ряда, сдвинутыми на t моментов времени.

Наличие выраженной гармонической составляющей констатировалось, если все три метода указывали на ее наличие с близкими по величине значениями периодов.

Гидрология
Шпакова Р.Н.

Результаты исследования

Визуальный анализ графика многолетних колебаний годового стока крайне целесообразен для цели выявления скрытых гармонических колебаний. На рис. 1 представлен график многолетних колебаний стока реки Марха у села Малыкай. На возможное наличие указывают ритмически повторяющиеся локальные экстремумы. В нашем примере это локальные максимумы 1960, 1996 гг. и локальные минимумы 1971, 2013 гг. Период выявленных колебаний составляет 36 лет при максимальной амплитуде от +0,75 до -0,63 долей нормы многолетнего годового стока.

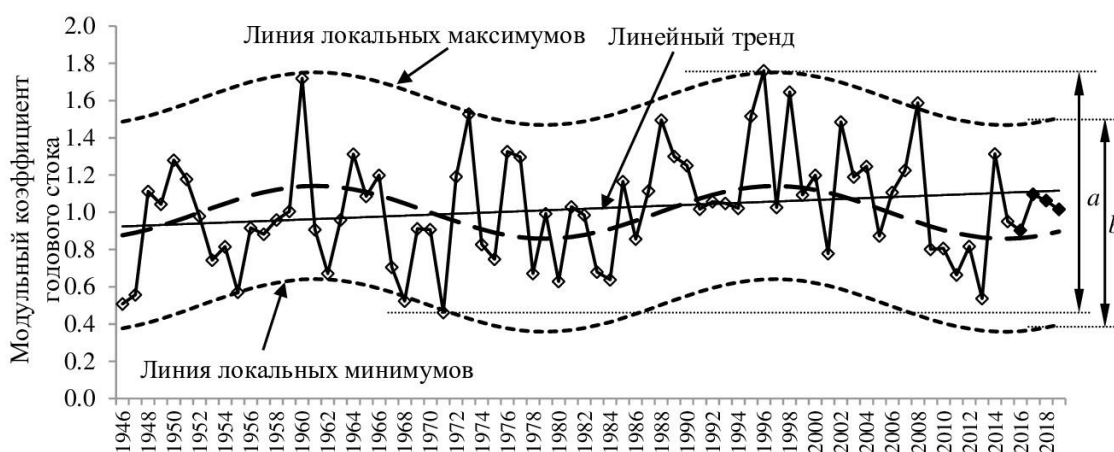


Рис. 1. График многолетних колебаний стока р. Марха – с. Малыкай
Fig. 1. Graph of long-term fluctuations in the flow of the Markha river, Malykai village

Гармоническая аппроксимация многолетних колебаний стока выражается следующей функцией:

$$y = \frac{\sin\left(\frac{t}{5,7}+1,9\right) + \cos\left(\frac{t}{5,7}+1,9\right)}{10} + 1,5, \quad (3)$$

где t – год; y – расчетное значение годового стока.

Уравнение получено по ряду наблюдений с 1946 по 2015 гг. (точки на графике, соответствующие этому периоду, выделены светлым курсором). Точки, соответствующие данным за 2016–2019 гг., представляют собой независимые по отношению к полученной аппроксимирующей кривой результаты наблюдений и выделены темным курсором.

Линейный тренд анализируемого временного ряда описывается функцией следующего вида:

$$y = 0,002x + 0,921, \quad (4)$$

где x – порядковый номер члена ряда; y – расчетное значение годового стока.

Линейный тренд является статистически значимым: эмпирическое значение критерия Манна-Уитни [9; 11] при $n=37$ равно 498,5 при критическом значении, равном 531 ($p \leq 0,05$).

В табл. 2 приведены значения показателей, характеризующих качество аппроксимации ряда годового стока р. Марха – с. Малыкай различными моделями. Норма уподоблялась возможному многолетнему тренду¹.

¹ Согласно исследованиям, проведенным на реках Западной и Центральной Европы, каких-либо однонаправленных (повышение или понижение) долгосрочных тенденций при длительности наблюдений за стоком не менее 130 лет не обнаруживается [19]. Иными словами, характер многолетних изменений стока сводится к колебаниям вокруг среднего многолетнего значения, которое может быть в таком случае принято за основную многолетнюю тенденцию. Можно предположить, что такого рода характер многолетних колебаний стока возможен и на реках Северо-Восточной Азии, поэтому он взят для рассмотрения в качестве альтернативы.

Гидрология
Шпакова Р.Н.

Таблица 2

Показатели качества аппроксимации ряда годового стока р. Марха – с. Малькай
Quality indicators of approximation of the Markha river (Malykai village) annual runoff series

Вид аппроксимации	Коэффициент корреляции	Оценка значимости коэффициента корреляции $t_{набл} / t_{табл}$
Гармоническая	0,27	2,379 / 1,993
Линейный тренд	0,19	1,642 / 1,993
Норма	-0,15	1,287 / 1,993

Как видно из табл. 1, коэффициент корреляции, оценивающий качество аппроксимации гармонической функцией, существенно превышает остальные, и только это значение коэффициента корреляции является значимым. Таким образом, представление основной тенденции рассматриваемого временного ряда в виде гармонической кривой дает лучшие результаты. Здесь следует отметить, что возможна и дальнейшая оптимизация параметров модели (3) с целью максимизации качества аппроксимации, но это улучшение модели, описывающей среднюю тенденцию колебаний многолетнего стока, одновременно приводит к ухудшению описания колебаний локальных максимумов и минимумов по сравнению с исходным (линии локальных максимумов и локальных минимумов на рис. 1), что, на наш взгляд, является существенным недостатком.

В решении поставленной нами задачи существенную помощь может оказать спектральный анализ (рис. 2). При этом необходимо учитывать ограничения по длине ряда, предъявляемые быстрым преобразованием Фурье, лежащем в основе методики спектрального анализа: длина ряда должна быть кратна степени числа 2. В данном случае для расчета использовалась длина ряда, равная 64 (2^6). Конфигурация графика спектра межгодовой изменчивости указывает на наличие в составе исследуемого ряда нескольких короткопериодических гармонических составляющих, но наиболее выраженной является вторая гармоника с периодом в 32 года.

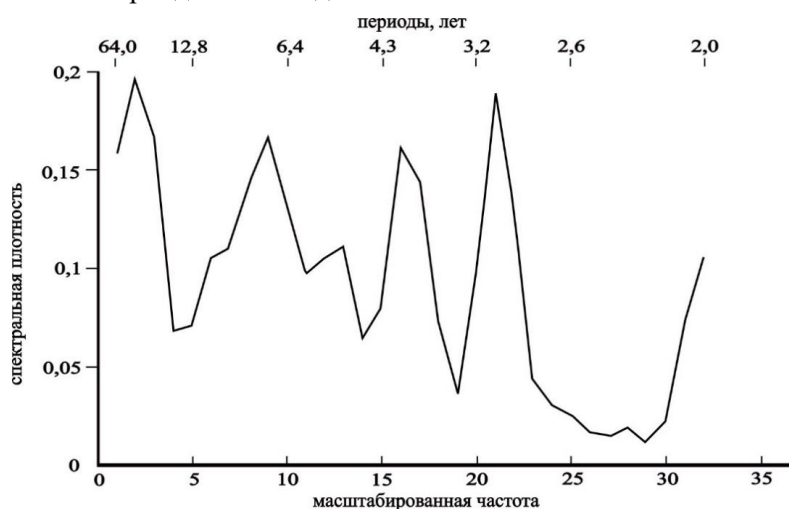


Рис. 2. Спектр межгодовой изменчивости стока р. Марха – с. Малькай
Fig. 2. Spectrum of interannual variability of the runoff of the Markha river, Malykai village

Еще одним инструментом выявления скрытых гармонических колебаний годового стока является автокорреляционная функция, представляющая собой последовательность значений коэффициентов корреляции между исходным рядом и его копией, сдвинутой на заданное число интервалов ряда (временной лаг).

Анализ автокорреляционной функции применительно к временным рядам позволяет выявить структуру ряда. Если наиболее высоким значением обладает коэффициент автокорреляции с лагом 1, а остальные значения монотонно убывают по абсолютной величине, то можно сделать вывод о наличии во временном ряду только линейной тенденции. Если наиболее высоким оказался коэффициент автокорреляции порядка m , то ряд содержит циклические колебания с периодичностью в m моментов времени [1]. В случае, когда в автокорреляционной функции наличествует и наибольшее значение коэффициента автокорреляции 1-го порядка, и еще один локальный максимум при временном лаге m (пусть даже и несколько уступающий основному максимуму), то в ряду присутствует как линейный тренд, так и циклическая составляющая с периодом m [4].

Гидрология
Шпакова Р.Н.

На рис. 3 приведена автокорреляционная функция для анализируемого нами временного ряда годового стока р. Марха у с. Малыкай.

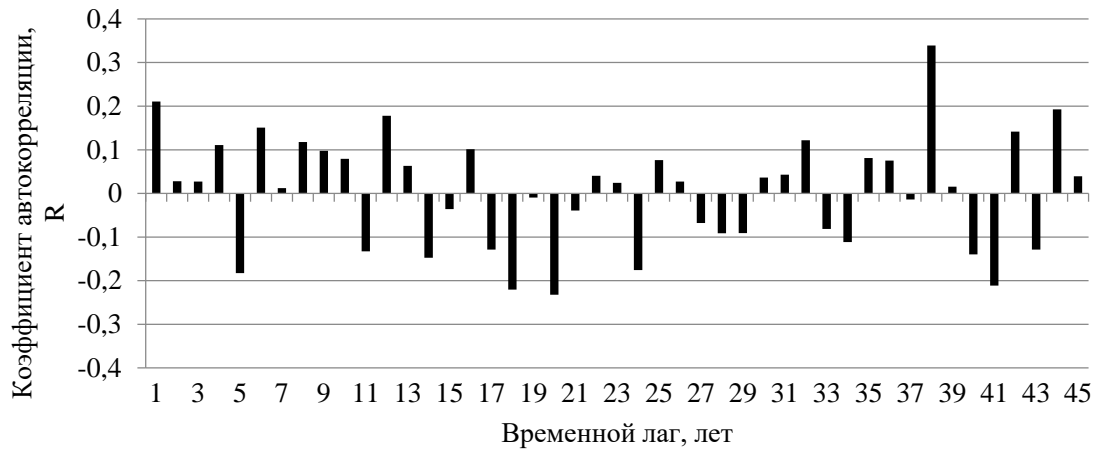


Рис. 3. Автокорреляционная функция ряда многолетнего стока, р. Марха – с. Малыкай
Fig. 3. Autocorrelation function of a series of long-term runoff, Markha river, Mal'ykai village

На рис. 3 среди всех значений коэффициентов корреляции на общем фоне выделяется значение коэффициента автокорреляции $R=0,34$ при временном лаге в 38 лет. Данное значение коэффициента автокорреляции проверялось на значимость по t -критерию Стьюдента [16]: при количестве членов ряда $n=36$ и уровне значимости $p = 0,05$ наблюдаемое значение t -критерия $t_{\text{набл}}=2,108$, табличное значение $t_{\text{табл}} = 2,032$. Превышение наблюдаемого значения над табличным свидетельствует о значимости рассчитанного показателя.

Подобный вид автокорреляционной функции, имеющей единственный ярко выраженный максимум, указывает на наличие циклической составляющей, период которой равен временному лагу, при котором наблюдается данный максимум.

Рассмотрим еще один случай.

На рис. 4 представлен график многолетних колебаний р. Май у с. Чабда. Все обозначения на графике аналогичны обозначениям, примененным на рис. 1.

Гармонические кривые, построенные аналогично вышеприведенному случаю, также указывают на наличие 36-летнего периода колебаний.

Сравнение показателей качества аппроксимации временного ряда приведено в табл. 3.

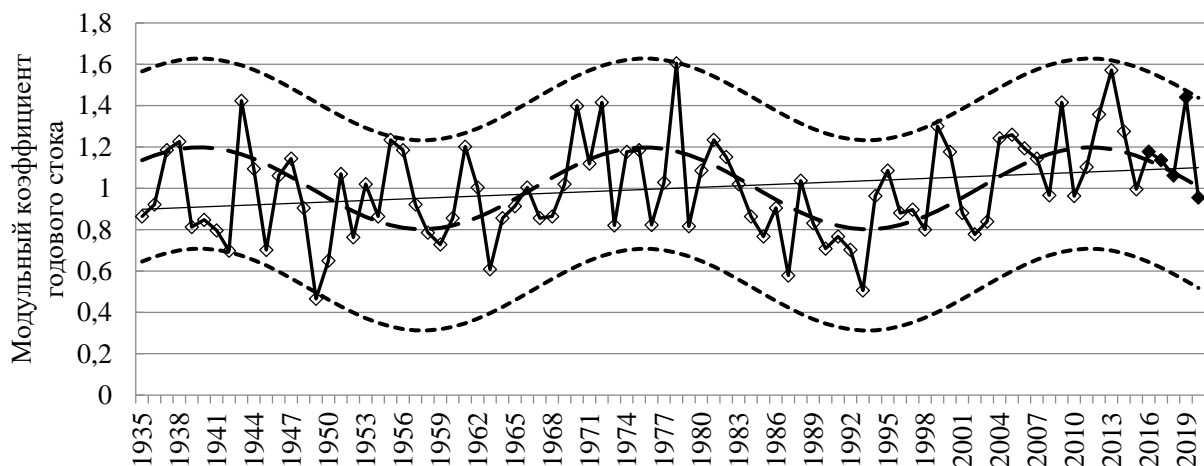


Рис. 4. График многолетних колебаний стока, р. Май – с. Чабда (условные обозначения те же, что и на рис. 1)
Fig. 4. Long-term fluctuations in the runoff of the Maya river, Chabda village (the symbols are the same as in Fig. 1)

Гидрология
Шпакова Р.Н.

Таблица 3

Показатели качества аппроксимации ряда годового стока р. Марха – с. Малькай
Quality indicators of approximation of the Markha river (Malykai village) annual runoff series

Вид аппроксимации	Коэффициент корреляции	Оценка значимости коэффициента корреляции $t_{\text{набл}} / t_{\text{табл}}$
Гармоническая	0,40	3,976 / 1,989
Линейный тренд	0,25	2,352 / 1,989
Норма	-0,06	0,548 / 1,989

Составлено автором

Здесь значимыми являются коэффициенты корреляции, оценивающие аппроксимацию гармонической и линейной функциями, но в первом случае коэффициент существенно выше.

Автокорреляционная функция ряда многолетнего стока реки Мая у пункта Чабда выглядит следующим образом (рис. 5). Здесь имеет место указание на наличие периода, равного 35 годам ($R = 0,40$), а также на наличие 20-летнего полупериода ($R = -0,39$). Данные оценки близки к оценкам, полученным графоаналитическим путем. Кроме того, показательным является сам вид автокорреляционной функции, близкий к синусоидальному. Известно, что корреляционная функция циклического процесса, содержащего гармоническую составляющую, также может содержать гармоническую составляющую [2].

Результат спектрального анализа в этом случае также указывает на наличие длиннопериодных составляющих (рис. 6). К сожалению, пик спектральной не так ярко выражен, как в первом случае. Особенность дискретного преобразования Фурье состоит в том, что мы можем наблюдать точное поведение спектра только на дискретных частотах, вычисленных с помощью данного преобразования. При этом некоторые спектральные компоненты могут оказаться между результатами вычислений [Вишератин, Карманов, 2008, С. 8]. Тем не менее и спектральный анализ фиксирует факт присутствия гармонической составляющей, период которой, очевидно, находится в диапазоне 21–64 года, причем максимум спектральной плотности приходится на те же 32 года, что и в первом рассмотренном нами случае.

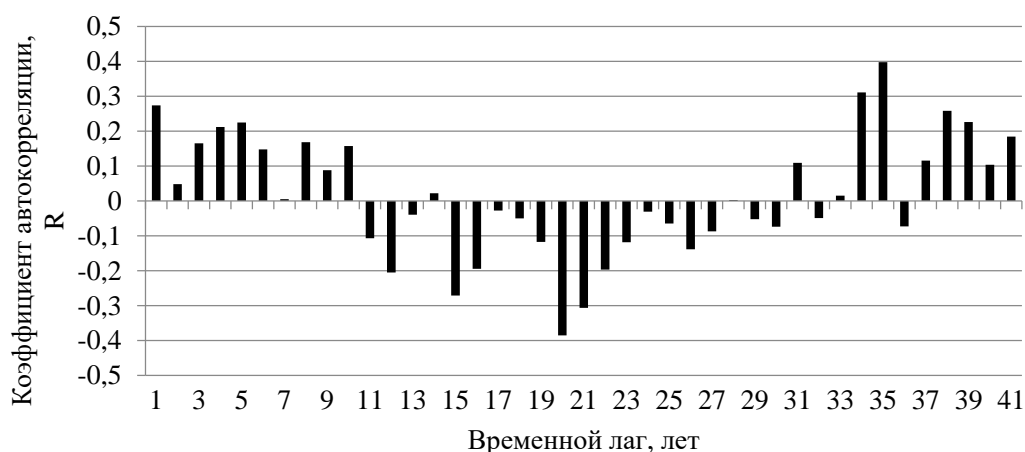


Рис. 5. Автокорреляционная функция ряда многолетнего стока, р. Мая – с. Чабда
Fig. 5. Autocorrelation function of a series of long-term runoff, Maya river, Chabda village

Гидрология
Шпакова Р.Н.

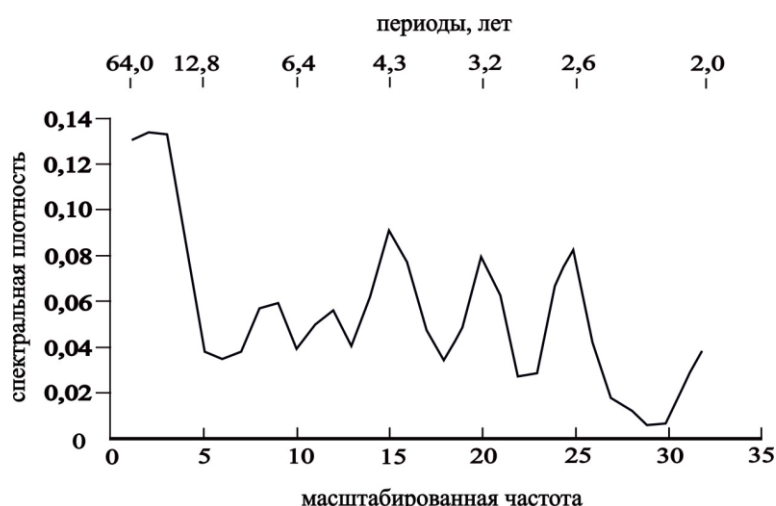


Рис. 6. Спектр межгодовой изменчивости стока р. Марха – с. Малыкай
Fig. 6. Spectrum of interannual variability of the runoff of the Markha river, Malykai

Подводя итог применению различных методов выявления скрытых гармонических колебаний стока, отметим следующее. Каждый из них обладает определенными ограничениями и недостатками. Так, использование коэффициентов корреляции и автокорреляции требует нормального распределения случайных величин, составляющих совокупность, коэффициенты могут быть определены со значительными ошибками; интерпретация автокорреляционной функции в контексте выявления скрытых гармонических колебаний пока недостаточно объективизирована; спектральный анализ с использованием быстрого преобразования Фурье имеет ограничения по длине ряда, не всегда дает детальную информацию по искомым частотам, графоаналитический трудоемок и также несет в себе риск субъективности, но эти методы, примененные в совокупности, на наш взгляд, позволяют определить ряды годового стока с наличием существенной гармонической составляющей. Можно предложить следующий алгоритм: вначале следует выполнить спектральный анализ (как наименее трудоемкий), затем, при наличии признаков присутствия гармоник в низкочастотных областях, осуществить построение автокорреляционной функции и при подтверждении предварительных оценок, полученных при построении периодограммы, приступить к построению графика и определению параметров гармонической модели.

Выявление гармонических составляющих многолетних колебаний необходимо по ряду причин.

Во-первых, оценка временного ряда стока на предмет наличия периодической составляющей необходима в ходе так называемого предпрогнозного анализа при разработке методики статистического прогноза – комплекса процедур, направленных на определение потенциальной статистической прогнозируемости ряда [6].

Во-вторых, она целесообразна для более корректной оценки основной тенденции многолетней динамики стока. Оценка основной тенденции с помощью определения параметров тренда – очень популярная методика, активно применяемая как в научных исследованиях, так и в процессах управления водными ресурсами той или иной территории [8; 12; 15; 20], однако, как правило, линейные тренды оцениваются без учета возможных в ряду гармонических колебаний, что может привести к ошибочным оценкам. Так, в рассматриваемом нами примере многолетнего ряда стока р. Марха у с. Малыкай линейный тренд описывается уравнением (4). Однако выявленная гармоническая составляющая многолетних изменений годового стока требует отнести к наличию растущего линейного тренда как, возможно, относительно временного явления. Сохранение этой составляющей в будущем, означающее, что колебания годового стока будут по-прежнему происходить в пределах, описываемых гармоническими кривыми, вокруг нормы, может привести к росту стационарности временного ряда и постепенному исчезновению линейного тренда. О том, что наличие гармонической составляющей в режиме многолетних колебаний годового стока способствует росту стационарности временного ряда свидетельствует тот факт, что исключение из рассматриваемого ряда гармонической составляющей приводит к существенному росту углового коэффициента линейного тренда. Уравнение линейного тренда трансформированного подобным образом ряда выглядит следующим образом:

$$y = 0,003x - 0,111, \quad (5)$$

где x – порядковый номер члена ряда; y – расчетное значение годового стока.

Гидрология
Шпакова Р.Н.

Таким образом, исключение гармонической составляющей многолетних колебаний увеличивает угловой коэффициент линейного тренда, отражающего интенсивность многолетнего нарастания стока в 1,5 раза.

Здесь уместно отметить, что в работе [19] авторы, обнаружив выраженные периодичности колебаний годового стока в рядах длительностью до 130–140 лет на 18 европейских реках, в то же время отметили отсутствие статистически значимых монотонно возрастающих и монотонно убывающих трендов.

В-третьих, даже при отсутствии методики сверхдолгосрочного прогноза водности, знание основных параметров гармонической составляющей многолетних колебаний стока позволяет снизить неопределенность оценки предполагаемых в будущем величин годового стока. Так, для р. Мархи у с. Малайкай методики прогноза годового стока не существует, и ежегодно величина годового стока может предполагаться в пределах от исторического минимального (0,46 нормы) до исторического максимального (1,76 нормы) значений (параметр a на рис. 1). В то же время, пользуясь расчетными значениями гармоник, неопределенность может быть уменьшена: например, для 2019 г. диапазон ожидаемых значений мог быть определен в пределах от 0,40 нормы до 1,50 нормы (параметр b на рис. 1). Кроме того, используя полученную закономерность, можно выделять периоды с наиболее вероятным наступлением периодов лет с повышенной и пониженной водностью, в пределах которых могут иметь место локальные экстремальные значения годового стока.

Наконец, актуальной научной проблемой является изучение внутривековых ритмов в геофизических процессах и их причин. Колебания годового стока рек обусловлены совокупным влиянием геофизических сил глобального происхождения (в том числе – космического), которые, в свою очередь, в ряде случаев предположительно подвержены ритмическим колебаниям [Бубин, Рассказова, 2013]. Накопление и обобщение сведений о закономерностях колебаний стока (разумеется, в случае их обнаружения) могло бы внести вклад в познание закономерностей и взаимосвязей глобальных процессов.

Заключение

Накопленный в настоящее время объем информации о стоке, даже в труднодоступных регионах с относительно поздним началом постоянных стандартных наблюдений, достигает размеров, примерно двум полным периодам гармонических колебаний, равным 30–40 годам. Это обстоятельство дает возможность осуществить попытки выявления подобного рода колебаний в многолетних рядах годового стока.

Проведенное исследование характера многолетних колебаний стока двух водных объектов, расположенных в Восточной Сибири, показало, что наиболее простым и при этом достаточно эффективным инструментом выявления наличия выраженной гармонической компоненты в режиме многолетних колебаний является автокорреляционная функция. Характерным для рядов с выраженным наличием гармонической компоненты является вид автокорреляционной функции, близкий к синусоидальному, но возможны и варианты, при которых на графике автокорреляционной функции имеется единственное значение коэффициента автокорреляции высокого порядка, существенно (оценочно не менее, чем на 40–50 %) превышающее остальные значения.

Установленные по автокорреляционной функции периодичности составляют: для р. Мархи у Малайка – 38 лет, для р. Майи у Чабды – 35 лет. Установленная графоаналитическим способом периодичность составляет в обоих случаях 36 лет.

Спектральный анализ подтверждает наличие гармонических составляющих с периодом в 32 года в обоих случаях.

Таким образом, можно констатировать, что в случаях наличия в рядах многолетнего стока гармонической составляющей, она может быть выявлена и оценена с использованием всех трех рассмотренных методов, учитывая ограничения и недостатки каждого из них. Уточнение длительности периода гармонического колебания возможно по мере накопления материалов наблюдений и удлинения ряда.

Выявление гармонической компоненты в рядах годового стока рек необходимо:

1. для определения потенциальной статистической прогнозируемости ряда;
2. для корректной оценки основной тенденции многолетней динамики стока;
3. для снижения пределов неопределенности в ходе оценки предстоящих в будущем величин стока при отсутствии методик долгосрочного прогноза.

Накопление и обобщение данных о водных объектах с выраженными гармоническими колебаниями стока по всей поверхности Земли, возможно, является одним из путей выявления глобальных закономерностей развития гидрометеорологических явлений.

Гидрология
Шпакова Р.Н.

Библиографический список

1. Алексеева В.А. Анализ временных рядов. Ульяновск: УлГТУ, 2020. 147 с.
2. Алехин Ю.М. Статистические прогнозы в геофизике. Л.: Изд-во ЛГУ, 1963. 86 с.
3. Бабкин А.В. Скрытые периодичности и долгосрочное прогнозирование стока рек России. LAP Lambert Academic Publishing, 2014. 64 с.
4. Базилевский М.П., Гэфан Г.Д. Об учете эффектов автокорреляции во временных рядах // Информационные технологии и проблемы математического моделирования сложных систем. 2015. № 14. С. 11–22.
5. Бубин М.Н., Рассказова Н.С. Ритмичность многолетних колебаний стока рек как интегральный показатель изменчивости климата (на примере Урала). Томск: Изд-во Томского политехнического университета, 2013. 279 с.
6. Вайновский П.А., Густов Д.В. Статистическое прогнозирование временных рядов. СПб: Российский государственный гидрометеорологический университет, 2019. 240 с.
7. Вишератин К.Н., Карманов Ф.И. Практические методы оценивания спектральных параметров. Обнинск: Институт атомной энергетики, 2008. 60 с.
8. Джамалов Р.Г., Кричевец Г.Н., Сафронова Т.И. Современные изменения водных ресурсов в бассейне р. Лены // Водные ресурсы. 2012. Т. 39, № 2. С. 131–145.
9. Дружинин В.С., Сикан А.В. Методы статистической обработки гидрометеорологической информации. СПб: Издательство РГГМУ, 2001. 170 с.
10. Дубровская Л.И., Герасимова В.Р. Анализ многолетних колебаний стока рек Обь-Иртышского междуречья // Известия Самарского научного центра Российской академии наук. 2015. Т. 17, № 6. С. 82–86.
11. Кендэл М. Ранговые корреляции. М.: Статистика, 1975. 216 с.
12. Старков И.А., Рангулов Р.А. О статистическом прогнозировании характеристик речного стока // Географический вестник. 2008. № 2 (8). С. 139–142.
13. Шиварева С.П., Галаева А.В. Анализ изменения стока в бассейне р. Или в пределах Казахстана и Китая в связи с климатическими изменениями // Гидрометеорология и экология. 2014. № 1. С. 68–80.
14. Changes in water discharges of the Baltic states rivers in the 20th century and its relation to climate change / Reihan A., Koltsova T., Kriauciuniene J., Lizuma L., Meilutyte-Lukauskiene D. // Water Policy. 2007. No. 38 (4/5). P. 401–412. doi: 10.2166/wh.2007.020.
15. Han L., Menzel L. Hydrological variability in southern Siberia and the role of permafrost degradation // Journal of Hydrology. 2021. № 604 (9). 127203. doi: 10.1016/j.jhydrol.2021.127203.
16. Köhne S., Pigeot I. Resampling-Based Multiple Testing. Examples and Methods for p-Value Adjustment // Computational Statistics & Data Analysis. 1995. No. 20(2). P. 235–236. doi: 10.1016/0167-9473(95)90129-9.
17. Multi-Temporal Analysis of Mean Annual and Seasonal Stream Flow Trends, Including Periodicity and Multiple Non-Linear Regression / Stojčević M., Ilić A., Prohaska S., Plavšić J. // Water Resources Management. 2014. Vol. 28. P. 4319–4335. doi: 10.1007/s11269-014-0753-5.
18. Pekarova P., Miklanek P., Pekar J. Long-term trends and runoff fluctuations of European rivers // Climate Variability and Change—Hydrological Impacts (Proceedings of the Fifth FRIEND World Conference held at Havana, Cuba, November 2006), IAHS Publ. 308, 2006. P. 520–525.
19. Pekárová P., Mikláněk P., Pekar J. Spatial and temporal runoff oscillation analysis of the main rivers of the world during the 19th–20th centuries // Journal of Hydrology. 2003. Vol. 274, No. 1–4. P. 62–79.
20. Shpakova R.N., Kusatov K.I., Mustafin S.K. Spatiotemporal Trends in Changes in the River Water Contents in the Sakha Republic (Yakutia). IOP Conf. Ser.: Earth Environ. Sci. 2020. 459 052062. doi: 10.1088/1755-1315/459/5/052062.
21. Timuhins A., Rodinova V., Klavinš M. Wavelet analysis of the Baltic Region river runoff long-term trends and fluctuations // Proceedings of the Latvian Academy of Sciences. 2010. Section B. Vol. 64, No. 5/6. P. 229–235. doi: 10.2478/v10046-011-0009-1.
22. Zhao X., Chen X., Huang Q. Trend and long-range correlation characteristics analysis of runoff in upper Fenhe River basin // Water Resour. 2017. 44. P. 31–42. doi: 10.1134/S0097807817010201.

References

1. Alekseeva V.A. (2020) *Analiz vremennyh ryadov* [Time series analysis]. Ul'yanovsk: UIGTU, 147 p. (in Russian).
2. Alekhin YU.M. (1963) *Statisticheskie prognozy v geofizike* [Statistical forecasts in geophysics]. L.: LGU, 86 p. (in Russian).
3. Babkin A.V. (2014) *Skrytye periodichnosti i dolgosrochnoe prognozirovanie stoka rek Rossii* [Hidden periodicities and long-term forecasts of Russian river flow]. LAP Lambert Academic Publishing, 64 p. (in Russian).
4. Bazilevskij M.P., Gefan G.D. (2015) Ob uchete effektov avtokorrelyacii vo vremennyh ryadah [On accounting for autocorrelation effects in time series]. *Informacionnye tekhnologii i problemy matematicheskogo modelirovaniya slozhnyh sistem* [Information technologies and problems of mathematical modeling of complex systems], no 14, p. 11–22. (in Russian).
5. Bubin M.N., Rasskazova N.S. (2013) *Ritmichnost' mnogoletnih kolebanij stoka rek kak integral'nyj pokazatel' izmenchivosti klimata (na primere Urala)* [The rhythmicity of long-term fluctuations in river flow as an integral indicator of climate variability (using the example of the Urals)]. Tomsk: Izd-vo Tomskogo politekhnicheskogo universiteta [Publishing of Tomsk Polytechnic University], 279 p. (in Russian).
6. Vajnovskij P.A., Gustov D.V. (2019) *Statisticheskoe prognozirovanie vremennyh ryadov* [Statistical forecasting of time series]. SPb.: Rossijskij gosudarstvennyj gidrometeorologicheskij universitet [Russian State Hydrometeorological University], 240 p. http://elibr.rshu.ru/files_books/pdf/rid_f548d6b7a7134d64a587b7bdcf450d9f.pdf. (in Russian).
7. Visheratin K.N., Karmanov F.I. (2008) *Prakticheskie metody ocenivaniya spektral'nyh parametrov* [Practical methods for estimating spectral parameters]. Obninsk: Institut atomnoj energetiki [Institute of Atomic Energy], 60 p. (in Russian).
8. Dzhamalov R.G., Krichevec G.N., Safronova T.I. (2012) *Sovremennye izmeneniya vodnyh resursov v bassejne r. Leny* [Modern changes in water resources in the Lena River basin]. *Vodnye resursy* [Water resources], vol. 39, no 2, p. 131–145. (in Russian).

Гидрология
Шпакова Р.Н.

9. Druzhinin V.S., Sikan A.V. (2001) *Metody statisticheskoy obrabotki gidrometeorologicheskoy informacii* [Methods of statistical processing of hydrometeorological information]. SPb.: Izdatel'stvo RGGMU [Russian State Hydrometeorological University Publishing], 170 p. (in Russian).
10. Dubrovskaya L.I., Gerasimova V.R. (2015) Analiz mnogoletnih kolebanij stoka rek Ob'-Irtyskogo mezhdurech'ya [Analysis of long-term fluctuations in the flow of rivers of the Ob-Irtys interfluve]. *Izvestiya Samarskogo nauchnogo centra Rossijskoj akademii nauk* [Proceedings of the Samara Scientific Center of the Russian Academy of Sciences], vol. 17, no 6, p. 82-86. (in Russian).
11. Kendel M. *Rangovye korrelyacii* [Rank correlations] (1975) M.: Statistika ["Statistics" Publishing], 216 p. (in Russian).
12. Starkov I.A., Rangulov R.A. (2008) O statisticheskom prognozirovanii harakteristik rechnogo stoka [On statistical forecasting of river flow characteristics]. *Geograficheskij vestnik* [Geographical Bulletin], no 2(8), p. 139-142. (in Russian).
13. Shivareva S.P., Galaeva A.V. (2014) Analiz izmeneniya stoka v bassejne r. Ili v predelah Kazahstana i Kitaya v svyazi s klimaticheskimi izmeneniyami [Analysis of runoff changes in the basin of the Ili river within Kazakhstan and China due to climate change]. *Gidrometeorologiya i ekologiya* [Hydrometeorology and ecology], no 1, p.68-80. (in Russian).
14. Changes in water discharges of the Baltic states rivers in the 20th century and its relation to climate change / Reihan A., Koltsova T., Kriauciuniene J., Lizuma L., Meilutyte-Lukauskiene D. (2007) *Water Policy*, 38(4/5), p. 401-412. <https://doi.org/10.2166/nh.2007.020>.
15. Han L., Menzel L. (2021) Hydrological variability in southern Siberia and the role of permafrost degradation. *Journal of Hydrology*, 604(9):127203. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2021.127203>.
16. Köhne S., Pigeot I. (1995) Resampling-Based Multiple Testing. Examples and Methods for p-Value Adjustment. *Computational Statistics & Data Analysis*, 20(2): 235-236. [https://doi.org/10.1016/0167-9473\(95\)90129-9](https://doi.org/10.1016/0167-9473(95)90129-9).
17. Multi-Temporal Analysis of Mean Annual and Seasonal Stream Flow Trends, Including Periodicity and Multiple Non-Linear Regression / Stojcović M., Ilić A., Prohaska S., Plavšić J. (2014) *Water Resources Management*, vol. 28, p. 4319–4335. <https://doi.org/10.1007/s11269-014-0753-5>.
18. Pekarova P., Miklanek P., Pekar J. (2006) Long-term trends and runoff fluctuations of European rivers. Climate Variability and Change—Hydrological Impacts (Proceedings of the Fifth FRIEND World Conference held at Havana, Cuba, November 2006), IAHS Publ. 308, p. 520-525.
19. Pekárová P., Miklánek P., Pekár J. (2003) Spatial and temporal runoff oscillation analysis of the main rivers of the world during the 19th-20th centuries // *Journal of Hydrology*, vol. 274, no 1-4, p. 62-79.
20. Shpakova R.N., Kusatov K.I., Mustafin S.K. (2020) Spatiotemporal Trends in Changes in the River Water Contents in the Sakha Republic (Yakutia). IOP Conf. Ser.: Earth Environ. Sci., 459 052062. <https://doi.org/10.1088/1755-1315/459/5/052062>.
21. Timuhins A., Rodinovs V., Klavinš M. (2010) Wavelet analysis of the Baltic Region river runoff long-term trends and fluctuations. *Proceedings of the Latvian Academy of Sciences*, section B, vol. 64, no 5/6, p. 229-235. <https://doi.org/10.2478/v10046-011-0009-1>.
22. Zhao X., Chen X., Huang Q. (2017) Trend and long-range correlation characteristics analysis of runoff in upper Fenhe River basin. *Water Resour*, 44, p. 31–42. <https://doi.org/10.1134/S0097807817010201>.

Статья поступила в редакцию: 12.10.2023, одобрена после рецензирования: 29.03.2024, принята к опубликованию: 12.09.2024.

The article was submitted: 12 October 2023; approved after review: 29 March 2024; accepted for publication: 12 September 2024.

Информация об авторе

Раиса Николаевна Шпакова

кандидат географических наук, доцент
кафедры регионального управления и
национальной политики,
Московский государственный институт
международных отношений (МГИМО);
119454, г. Москва, ул. Вернадского, 76

Information about the author

Raisa N. Shpakova

Candidate of Geographical Sciences, Associate
Professor, Moscow State Institute of International
Relations (MGIMO University), Moscow, Russia;

76, prospekt Vernadskogo, Moscow, 119454, Russia

e-mail: production2003@mail.ru