

УДК 556.16

**О ВНУТРИВЕКОВЫХ РИТМАХ РЕЧНОГО СТОКА**

Канд. геогр. наук Р.И. Гальперин

*Рассмотрена регулярная составляющая внутривековых колебаний в стоковых рядах. Показано, что она неодинаково проявляется в разные периоды, а статистические свойства длинного ряда определяются отдельными его фрагментами.*

Раскрытие характера гидрометеорологических колебаний - важная и пока трудно разрешимая задача науки. Та или иная модель временных рядов предопределяет основополагающие моменты гидрометеорологических расчетов и сверхдолгосрочных прогнозов. Между тем, по каждому аспекту вопроса имеется столь широкий спектр мнений, что находится место буквально для любых концепций, в том числе для взаимоисключающих. Это в полной мере относится, например, к характеру ритмических колебаний гидрометеорологических характеристик. Сравнительно короткие ряды, антропогенные вмешательства, а главное неустойчивость выявленных ритмов во времени дают основание для скепсиса в отношении любых выводов в данном направлении.

Применяемые методы выявления регулярной составляющей гидрометеорологических колебаний отнюдь не совершенны. Так, по Б.И. Сазонову [10], современные статистические методы приспособлены исключительно для выявления и анализа только сигналов косинусоидальной формы; действительные же периодические сигналы имеют сложную форму, часто это - чередование мощных и кратковременных пиков с участками, где сигнал почти полностью отсутствует.

На наш взгляд, наиболее эффективен метод корреляционных функций. Но и его применение даже к одному и тому же объекту исследования может привести буквально к противоположным выводам. Так, А.В.Рождественский и соавторы [7] произвели групповую оценку автокорреляционной функции по всем длинным рядам годового стока рек СССР. Объединение рядов в группы производилось по единственному признаку - примерно равной продолжительности наблюдений. Авторы работы [7] пришли к выводу: коэффициенты автокорреляции при сдвиге  $\tau > 1$  года быстро убывают, колеблются около нуля, что связано только со случайными флуктуациями выборочных данных; достоверна только автокорреляция смежных лет. По-видимому, иного трудно ожидать от такого широкомасштабного осреднения, при котором теряются, взаимно гасятся не только индивидуальные, но и районные особенности. По В.А.Шелутко, напротив, дальние внутрирядные связи сильные, корреляционная функция устойчива во времени, что позволяет прогнозировать регулярную составляющую стока [12].

Природа циклических колебаний, отражаемых корреляционными функциями, может быть различной. По Е.Е.Слуцкому [11], случайные связанные ряды обладают свойством псевдоциклическости. При этом "связность" в гидрологических рядах обуславливают, например, переходящие запасы влаги. Впрочем, большинство исследователей сейчас склоняются к мнению о физической природе ритмов. Н.А.Картвелишвили, в частности, от отрицания действующих импульсов периодического характера [5] пришел к их признанию [6], а различие в периодах гармоник на разных реках объясняет нелинейностью атмосферы и речных бассейнов как динамических систем, появлением субгармоник.

Неслучайность формы корреляционной функции статистически обосновывается, например, попаданием пиковых значений в критическую область. Правда, как справедливо указывает Д.Я.Раткович [8], редкие такие выбросы функции неизбежны и при случайном процессе. В определенные же периоды време-

ни корреляционные функции самых разных гидрометеорологических характеристик на значительных территориях имеют всплески, в том числе и значимые, приходящиеся на одни и те же значения сдвига  $\tau$ , или на одинаковые частоты колебаний. Это уже не может быть следствием случая, очевидна природная ритмичность процесса.

В работе [2] приведены совмещенные коррелограммы годовых осадков в центральной части Кубы (осредненных за 1931-1972 гг. по 12 осадкомерам) и за апрель-октябрь по станции Сарканд за период 1930-1959 гг. Налицо явное соответствие многолетнего хода осадков в этих очень отдаленных друг от друга районах. Практически совпадают все детали корреляционной функции: отчетливо выражается 12-летняя цикличность осадков, а на ее фоне - трехлетняя. Кстати, значим и коэффициент парной корреляции осадков в центральной части Кубы и в г. Алматы ( $r=0,35$ ). По-видимому, эта положительная корреляция обусловлена именно одинаковой регулярной составляющей многолетних колебаний.

Рядам речного стока присущи некоторые черты, отличающие их от случайных последовательностей. Для них характерны группировки маловодных и многоводных лет, повышенная вероятность сохранения градации водности в последующий год и пониженная вероятность смены градации на противоположную. Кроме того, многими авторами отмечаются циклические колебания в рядах стока, причем чаще всего это - 5-7 и 10-13-летние циклы. Даже самый последовательный критик выводов о периодической составляющей в рядах стока, А.В.Рождественский, в начале своего научного пути не избежал романтического увлечения цикличностью и считал, что в колебаниях стока рек СССР основной ритм - 5-6-летний [9]. О преобладании таких циклов в стоке рек Казахстана неоднократно писал и автор [1,3].

Существуют периоды, в течение которых отмеченные особенности временных рядов проявляются наиболее четко. Именно эти фрагменты, обуславливающие статистические свойства длинных рядов, в

значительной степени предопределяют форму корреляционной функции последних. Однако, строить на такой основе прогностическую схему, как это делает В.А.Шелутко, видимо, недостаточно корректно, поскольку форма функции сохраняется и при угаснувших ритмах.

В стоке рек Казахстана, как и в ходе некоторых климатических характеристик, 5-7 и 10-13-летняя ритмичность особенно явно проявлялась в 30-50-е годы текущего века. Так, положение всплесков, в том числе и значимых, на 17 коррелограммах годового стока, приводимых в работе [1], с очевидностью свидетельствует о реальности таких циклов. За пределами данного 30-летия картина гораздо менее определенная. Именно поэтому существовавший в 60-70-х годах всеобщий интерес к цикличности гидрометеорологических показателей в последнее время значительно спал.

При физической природе ритмических колебаний неоднозначность связи гидрометеорологических характеристик с прафакторами просто неизбежна. Неоднократно указывалось на солнечную природу некоторых циклов, выделяемых в ходе климата и стока. Так, Р.Курье [13], основываясь на спектральном анализе 1197 измерений температуры воздуха в США, со значимостью свыше 99,9 % выделил периоды колебаний продолжительностью  $18,8 \pm 1,7$  и  $10,4 \pm 0,5$  года, объясняющие 23 % суммарной изменчивости рядов. Первый из них имел лунную природу, второй - солнечную. Но солнечные влияния, например, никак не могут действовать постоянно с одинаковой силой. Известны даже периоды, когда в течение ряда лет, до десятка, на Солнце практически не было пятен ("мундеровский период"). Естественно, в такие моменты четче проявляются иные влияния, в частности, приливов в океане и атмосфере.

В Казахстане наилучшее соответствие колебаний стока изменениям солнечной активности проявляется в бассейне Иртыша. Ход стока здесь синфазен вариациям чисел Вольфа, частичное объяснение этому дано В.В.Голубцовым [4].

На рис.1 приведен график хода годового стока

р.Иртыш у г.Усть-Каменогорск в сопоставлении с главными фазами 11-летних циклов чисел Вольфа.

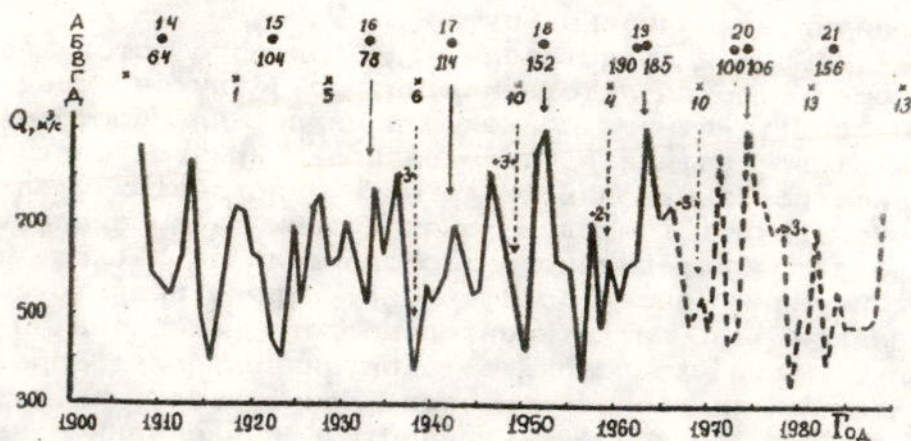


Рис. 1. Фазы солнечных циклов и ход годового стока р.Иртыш.

А - номер солнечного цикла; Б - положение максимумов чисел Вольфа; В - максимальные в цикле числа Вольфа; Г - положение минимумов чисел Вольфа; Д - значения минимумов чисел Вольфа.

Расходы воды, начиная с 1960 г. (штриховая линия на рисунке), восстановлены по хорошей связи с рядом наблюдений в створе р.Черный Иртыш-с.Буран, где создание Бухтарминского водохранилища на сток не повлияло. В 14-ом и 15-ом солнечных циклах в годы минимума чисел Вольфа водность Иртыша была высокой, но затем в течение 5 солнечных циклов, с 16-го по 20-й, высокие и очень высокие расходы воды соответствовали максимумам солнечной активности. В частности, во всем 90-летнем ряду лишь трижды, в 1947, 1958 и 1969 годах, то есть именно в эти годы максимумов солнечной активности или следующие за ними годы при числах Вольфа, близких к наибольшим в цикле, годовой расход превышал  $900 \text{ м}^3/\text{с}$ . Вообще, если годовой максимум запятнен-

ности Солнца выражен нерезко, как это было в 19-ом и 20-ом циклах, наибольший расход смещен на следующий за максимумом солнечной активности год. Кроме того, в течение этих 5 циклов сравнительно высока была водность Иртыша примерно за три года до минимума солнечных пятен.

На рис. 2 представлен ход годового стока в створе р.Иртыш-г.Усть-Каменогорск внутри осредненного 11-летнего солнечного цикла. Для построения этого графика расходы воды за  $i$ -ый год осреднялись по одинаковым фазам пяти упомянутых солнечных циклов (метод наложения эпох) и выражались в долях от осредненного расхода воды за 5 лет с максимумами чисел Вольфа ( $Q_m$ ). Время принято со сдвижкой на 1 лет относительно года максимума чисел Вольфа. Ход стока в таком цикле вполне определенный: наибольший расход приходится на год максимума солнечной активности, наименьший - на год ее минимума. Различие очень существенное - почти вдвое.

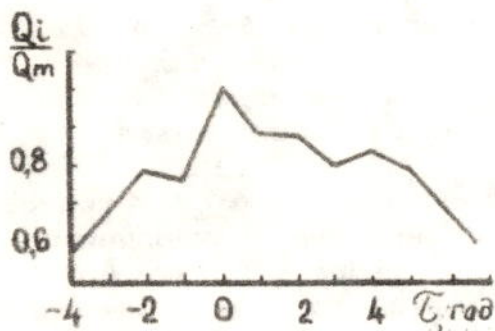


Рис. 2. Изменение характеристики  $Q_i/Q_m$  стока р.Иртыш у г.Усть-Каменогорск внутри осредненного 11-летнего солнечного цикла.

Разные солнечные циклы, тем более отдельные их фазы, не равны по продолжительности. Поэтому при наложении эпох на фазах спада и подъема чисел Вольфа неизбежны определенные условности. Так, когда фаза оказывалась слишком короткой, некото-

рые значения расходов воды при осреднении использовались дважды. Если же фаза была слишком растянута, то, напротив, приходилось брать средний расход за два смежных года. Именно поэтому вторичный максимум стока в цикле на рис.2 оказался почти не выраженным.

Рассматриваемые 5 циклов относятся к периоду с высокой активностью Солнца в ее вековом ходе. На других фазах векового солнечного цикла соотношения иные. Собственно, неоднозначность связи гидроклиматических характеристик и чисел Вольфа отмечалась неоднократно. Из последних литературных источников, содержащих такой вывод, можно сослаться, например, на работу Д.Ешимуры [14].

На фоне основной, 5-7 и 10-13-летней, цикличности развивались малые ритмы продолжительностью 2-4 года. В Казахстане они более четко проявлялись в ходе метеорологических характеристик летнего периода и стока горных рек. Их природа фактически не раскрыта, но на протяжении определенных ограниченных периодов эти ритмы выделялись довольно отчетливо и часто были статистически значимыми. Для примера рассмотрим тот же район Алтая, где преобладает двухлетняя ритмичность [1,2].

По данным, приведенным в табл.1 и 2, в 75 - 90 % пар лет дождливее или многоводнее оказывался определенный год - четный или нечетный. Так, в 1926-1959 гг. в 13 из 15 пар лет четные годы в Орловском поселке были дождливее последующих нечетных. Из 25 пар лет в 1917-1966 гг. в 22 парах р.Бия в четные годы была полноводнее, чем в последующие нечетные. В [2] показано, что на р. Чулышман в период 1932 - 1961 гг. в 13 из 15 пар максимальный расход воды раньше прошел в четный год и т.д.

Существенность разницы осадков в парах лет оценена с помощью критерия Вилкоксона. Для гидрологических характеристик, помимо этого, вычислена вероятность того, что в  $n$  парах лет  $m$  раз будет иметь место определенное соотношение (например, что в четный год река полноводнее, чем в последую-

ющий нечетный), а также произведена оценка существенности разности сопоставляемых величин в четные и нечетные годы (или наоборот) с помощью критерия Стьюдента. Как следует из табл.1 и 2, в большинстве приводимых примеров неслучайность выявленных соотношений обосновывается с вероятностью 90-99 %. При этом в 30-50-е гг. почти всегда четные годы были дождливее и полноводнее нечетных.

Таблица 1

Сопоставление осадков на Алтае в четные ( $X_{\text{ч}}$ ) и нечетные ( $X_{\text{н}}$ ) годы

Период	Число пар лет	Процент пар с $X_{\text{ч}} > X_{\text{н}}$	$X_{\text{ч}}/X_{\text{н}}$	В, %
Орловский поселок				
1910-1917	4	0	0,67	-
1926-1959	15	93	1,33	1
1960-1975	8	12	0,80	5
1976-1991	8	75	1,03	-
Зыряновск				
1938-1961	12	92	1,28	1
1962-1975	7	14	0,78	5

Примечание. В - существенность разности  $X_{\text{ч}} - X_{\text{н}}$  по критериям Стьюдента и Вилкоксона.

В других районах Казахстана преобладают малые циклы иной продолжительности. Так, в ходе осадков в городах Алматы, Сарканд, Караганда, Казалинск наблюдались трехлетние ритмы, причем в отдельные периоды о неслучайности этого явления можно утверждать с 98-99 % - ной уверенностью.

В итоге форма корреляционной функции определяется наложением двух основных систем циклов. На рис.3 и 4 сопоставлены некоторые конкретные корреляционные функции и ход значений моделированных рядов, представляющих собой результат сложения двух гармоник. При этом приняты следующие началь-



ные условия: амплитуды обеих гармоник одинаковы; в нулевом году совпадают максимумы обеих гармоник, то есть условная статистическая характеристика начинается со значения  $2A$  - удвоенного максимума любой из гармоник.

Таблица 2

Сопоставление средних годовых расходов воды рек Алтая в четные ( $Q_{\text{ч}}$ ) и нечетные ( $Q_{\text{н}}$ ) годы

Период	Число пар лет	Процент пар с $Q_{\text{ч}} > Q_{\text{н}}$	$Q_{\text{ч}}/Q_{\text{н}}$	$P_m, \%$	Ст, %	В, %
р. Ульба-ст. Перевалочная						
1934-1939,						
1942-1967	16	81	1,25	1	1	2
1968-1985	9	22	0,77	9	1	2
р. Уба-с. Нижне-Убинское						
1936-1967	16	75	1,21	2	4	5
1968-1985	9	22	0,83	5	9	5
р. Черный Иртыш-с. Буран						
1942-1967	13	85	1,26	1	1	1
1968-1985	9	11	0,79	5	2	5
р. Бия-г. Бийск						
1917-1966	25	84	1,18	1	1	1
р. Бухтарма-с. Печи						
1933-1966	17	76	1,17	2	13	10

Примечание.  $P_m$  - вероятность выпадения события большего или равного  $m$ , %; Ст, В - существенность разности  $Q_{\text{ч}} - Q_{\text{н}}$  по критериям Стьюдента и Вилкоксона.

Налицо едва ли не полное совпадение формы конкретных корреляционных функций и результата сложения гармоник: 5,5+3; 11+3; 5,5+4 года.

Кстати, во всех приведенных случаях на  $T=12$  годам приходится всплеск как корреляционных функций, так и моделированных рядов, что наводит на

мысль о природе казахских "мушелов" и, вообще, о 12-летней периодичности в восточных календарях.

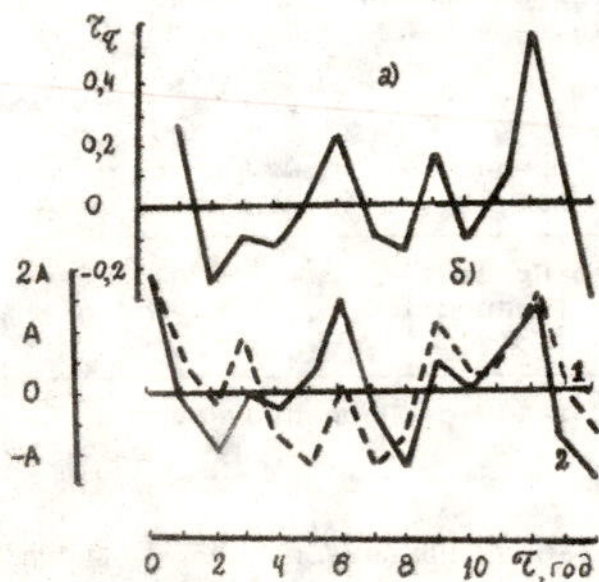


Рис. 3. Корреляционная функция годовых осадков в Сарканде (а) и ход значений моделированного статистического ряда из двух гармоник (б): 5,5+3 года (1) и 11+3 года (2).

Из изложенного следуют такие выводы.

1. Ряды стока не только не случайны, но в них присутствует регулярная составляющая.
2. Цикличность неодинаково проявляется в разные отрезки времени. Статистические свойства длинного ряда определяются теми его фрагментами, в которых эти особенности были выражены особенно четко.
3. Основные внутривековые циклы стока и метеорологических характеристик - 10-13 и 5-7 летние. Они наиболее четко проявляются в период активного Солнца.
4. На фоне основных циклов развиваются 2-4-летние. Они лучше проявляются в ходе метеорологических характеристик летнего периода, а в стоке - для горных рек.

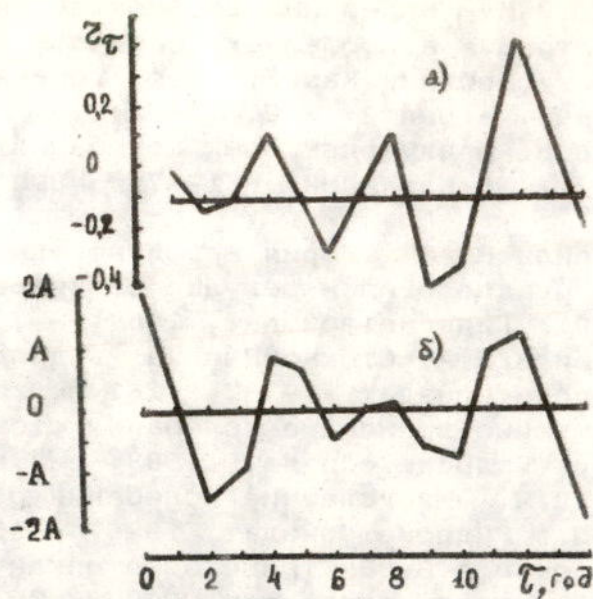


Рис. 4. Корреляционная функция числа суток с атмосферной засухой в г. Акмола в апреле-октябре (а) и ход значений моделированного статистического ряда из двух гармоник:  $5,5+4$  года.

5. Прогностические возможности учета цикличности ограничены, поскольку достоверно предвидеть момент перестройки системы колебаний пока не представляется возможным.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гальперин Р.И. О характере проявления внутривековой цикличности климата и стока // Вопросы гидрометеорологии в Казахстане. - 1971. - Вып. 3. - С. 30-41.
2. Гальперин Р.И. К вопросу о периодической составляющей многолетних колебаний гидрометеорологических показателей // Тр. КазНИИ Госкомгидромета. - 1985. - Вып. 92. - С. 123-133.

3. Гальперин Р.И. Колебания во времени величин годового стока и атмосферных осадков в Казахстане // Вестник КазГУ, сер. географическая. - 1995. - Вып.2. - С. 134-142.
4. Голубцов В.В. О внутривековых колебаниях водности рек // Тр.КазНИГМИ. - 1967. - Вып.26. - С. 33-53.
5. Картвелишвили Н.А. Теория вероятностных процессов в гидрологии и регулирование речного стока. - Л.: Гидрометеиздат, 1967. - 291 с.
6. Картвелишвили Н.А. Стохастическая гидрология. - Л.: Гидрометеиздат, 1975. - 163 с.
7. Пространственно-временные колебания стока рек СССР. - Л.: Гидрометеиздат, 1988. - 376 с.
8. Раткович Д.Я. Многолетние колебания речного стока. - Л.: Гидрометеиздат, 1976. - 255 с.
9. Рождественский А.В. Внутривековые циклические колебания годового стока рек СССР // Тр.ЛГМИ. - 1968. - Вып.28. - С. 130-141.
10. Сазонов Б.И. Различия в ритмике сезонов высокой засушливости и избыточного увлажнения // Тр.ГГО. - 1984. - Вып.471. - С. 55-62.
11. Слуцкий Е.Е. Сложение случайных причин как источник циклических процессов / Избранные труды. - М.: АН СССР, 1960. - 492 с.
12. Шелутко В.А. Статистические модели и методы исследования многолетних колебаний стока. - Л.: Гидрометеиздат, 1984. - 158 с.
13. Currie R.G. Luni-solar 18,6- and solar cycle 10-11-years signals in USA air temperatura records // Int. J. Climatol. - 1993.- Vol.13.- N 1. - P. 31-50.
14. Yoshimura J. K ishocho kenkya diho // J. Meteorol. Res. - 1992. - Vol.44.- N 4.- P. 173-179.

Казахский Государственный  
Университет им.аль-Фараби

## ӨЗЕН АҒЫСЫНЫҢ КӨПЖЫЛҒЫ ҚАЛЫПТАСҚАН ІШКІ ЫРҒАҒЫ ТУРАЛЫ

Геогр. р. канд. Р.И.Гальперин

Ағыстардың көп жылғы ауытқуының тұрақты жиынтығы қарастырылған. Маусымның әр кезеңінде ағыс мөлшері әр түрлі екендігі, ал ұзындық бойындағы статистикалық құрамы оның жеке бөліктерімен анықталатындығы көрсетілген.