

Том СХУШ	Труды Всесоюзного научно-исследовательского института морского рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО)	1976
-------------	---	------

УДК 31:556.16 (262.54)

ОСНОВНЫЕ СТАТИСТИЧЕСКИЕ ПАРАМЕТРЫ
И ЦИКЛИЧЕСКИЕ ВАРИАЦИИ МАТЕРИКОВОГО СТОКА
В АЗОВСКОЕ МОРЕ

А.М.Бронфман, С.В.Козлитина,
Л.А.Кучай

Материковый сток – важнейший природный ресурс, во многом определяющий развитие производительных сил общества. Ограничивающая функция стока особенно заметна в зонах недостаточного и неустойчивого увлажнения, где водные ресурсы лимитируют развитие производств, нуждающихся в воде. Такая ситуация характерна для бассейна Азовского моря, суммарный дефицит водохозяйственного баланса в котором уже на уровне 1970 г. составил около 9 км³/год. По существующим прогнозам, к 1985 г. его величина достигнет 16–17 км³.

Такое положение делает особенно актуальным получение возможно более полных характеристик речного стока и разработку прогнозных моделей, являющихся основой для планового и рационального развития основных предприятий-водопользователей.

В предлагаемой работе рассмотрено несколько параметров, позволяющих составить объективное представление о закономерностях стока Дона и Кубани и об изменениях его характеристик под влиянием антропогенных факторов (многолетнее и сезонное регулирование, безвозвратное изъятие и др.). К этим параметрам относятся.

1) функции распределения вероятностей и критерии (x^2 , λ , α) проверки гипотез о законе их распределения;

2) первый начальный момент (ν), определяющий положение центра тяжести исследуемой выборки

$$\nu = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i;$$

3) второй центральный момент (дисперсия D) и среднее квадратическое отклонение (σ), определяющие меру рассеяния эмпирических значений стока

$$\sigma = \sqrt{D} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \nu)^2};$$

4) коэффициенты вариации (C_V), асимметрии (C_S) и эксцесса (E)

$$C_V = \frac{\sigma}{\nu}; \quad C_S = \frac{\mu_3}{\sigma^3}; \quad E = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3;$$

где μ_3 и μ_4 - третий и четвертый центральные моменты.

Все указанные параметры рассчитаны по стандартным программам на ЭВМ "Наири-2" по рядам естественного и фактического стока Дона (створ станицы Раздорской) за период 1876-1969 гг.; кроме того, аналогичным образом также по рядам естественного и фактического стока Дона были сделаны расчеты только за период его зарегулирования Цимлянским гидроузлом (1952-1969 гг.).

Установлено (табл. I), что для всей совокупности эмпирической выборки стока Дона (1876-1969 гг.) независимо от того, что были проанализированы естественные или фактически измеренные его значения, величина стока, судя по критерию Колмогорова-Смирнова (λ), подчиняется нормальному закону распределения (λ I, 36). Однако использование более строгого критерия Пирсона (χ^2) указывает на существенные отклонения от нормального закона. Согласно табличным значениям при десяти степенях свободы и доверительной вероятности 0,95, нормальное распределение характеризуется величиной $\chi^2 < 18,31$. В рассматриваемом же нами случае χ^2 для рядов естественного и фактического стока Дона равно соответственно 112,7 и 145,7. По критерию α , определяющему тип кривой распределения вероятностей, закон распределения величин стока Дона может быть отнесен к первому типу кривых Пирсона (β - распределение). Аналогичные выводы могут быть сделаны и для естественного стока Дона в период, предшествующий его зарегулированию (1876-1952 гг.).

Из данных табл. I видно, что строительство Цимлянского гидроузла незначительно изменило характеристики естественного и фактического годового стока Дона за период 1876-1969 гг. и, таким образом, вполне правомерно использовать ряд измерений для анализа и моделирования.

Т а б л и ц а I

Статистические параметры стока рек Дона и Кубани

Характеристика стока и период (год)	γ	min	max	Ампли- туда	σ	C_v	C_s	E	x^2	λ	ε
1876-1969 гг.	27,4	10,8	69,4	58,6	10,7	0,39	1,00	1,31	112,7	0,94	-2,35
	26,9	11,8	69,4	57,6	10,6	0,40	1,13	1,62	145,7	0,78	-2,15
До создания Цимлянского водохранилища (1876- 1951 гг.)	27,9	11,8	69,4	57,6	11,2	0,40	1,02	1,20	78,40	1,08	-1,33
После создания Цимлян- ского водохранилища (1952-1969 гг.)	25,4	10,8	42,6	31,8	8,4	0,33	0,24	-0,89	6,07	0,36	-0,02
	22,4	12,9	36,0	23,1	6,5	0,29	0,43	-0,80	16,09	0,77	-0,06
К у б а н ь											
1912-1969 гг.	13,4	8,6	18,3	9,7	2,35	0,18	-0,105	-0,590	11,26	0,66	-0,007
	12,8	6,9	17,7	10,8	2,29	0,18	-0,098	-0,325	6,57	0,80	-0,011

Примечание. В дробях: числитель - естественный, знаменатель - фактический сток.

Однако этот вывод значительно менее справедлив при сопоставлении рядов естественного и фактического стока за период его регулирования (1952-1969 гг.). В данном случае значения критериев Пирсона, Колмогорова-Смирнова и критерия типа кривой (α) для ряда фактического стока оказываются существенно измененными. Почти вдвое (от 0,24 до 0,43) возросла асимметрия стокового ряда. Одновременно регулирующая функция Цимлянского водохранилища значительно сократила амплитуду и среднеквадратическое отклонение стока, а безвозвратное изъятие речных вод - среднюю его величину (на 3 км³, см.табл.1).

Согласно критериям χ^2 и λ , распределение величин стока Кубани подчиняется нормальному закону. По значению $\alpha = -0,007$ это распределение принадлежит седьмому типу кривых Пирсона.

На временном этапе водохозяйственное строительство в бассейне Кубани еще сравнительно слабо изменило статистические характеристики стока реки, исключая его минимальные отметки, значения которых понизились от 8,6 до 6,9 км³ (см.табл.1). Однако вычисленное сокращение среднего стока Кубани (на 5% - от 13,4 до 12,8 км³) лишь частично отражает действительные масштабы его антропогенных преобразований, поскольку из 305 тыс.га орошаемых площадей, введенных в строй к 1970 г., более половины приходится на массивы, расположенные ниже Краснодара, где находится используемый при анализе гидрометрический створ. Кроме того, антропогенное изъятие стока Кубани частично компенсируется сокращением непродуктивного испарения в результате обвалования русла и регулирования стока, предотвращающих паводковые разливы реки. Значительный эффект, полученный для минимального стока Кубани, хорошо согласуется с выводами И.А.Шикломанова и Л.Е.Смирновой /17 / о том, что наибольшее снижение водности реки под влиянием хозяйственной деятельности фиксируется именно в маловодные годы (рис.1).

Интересен вопрос выделения циклических флуктуаций стока, анализ которых в последние годы все чаще используется для определения тренда в развитии стока и его генетического прогноза. При выявлении внутривековых колебаний водности рек одним из наиболее распространенных является метод исследования корреляционных и спектральных функций, расчеты которых все более широко применяются в гидрологических исследованиях. Однако при помощи корреляционных функций можно выяснить лишь

тенденцию и периодичности, а не продолжительность различных периодов или циклов, поскольку процесс стока сложен. Поэтому достаточно объективную информацию можно получить лишь при сочетании исследований как корреляционных, так и спектральных функций.

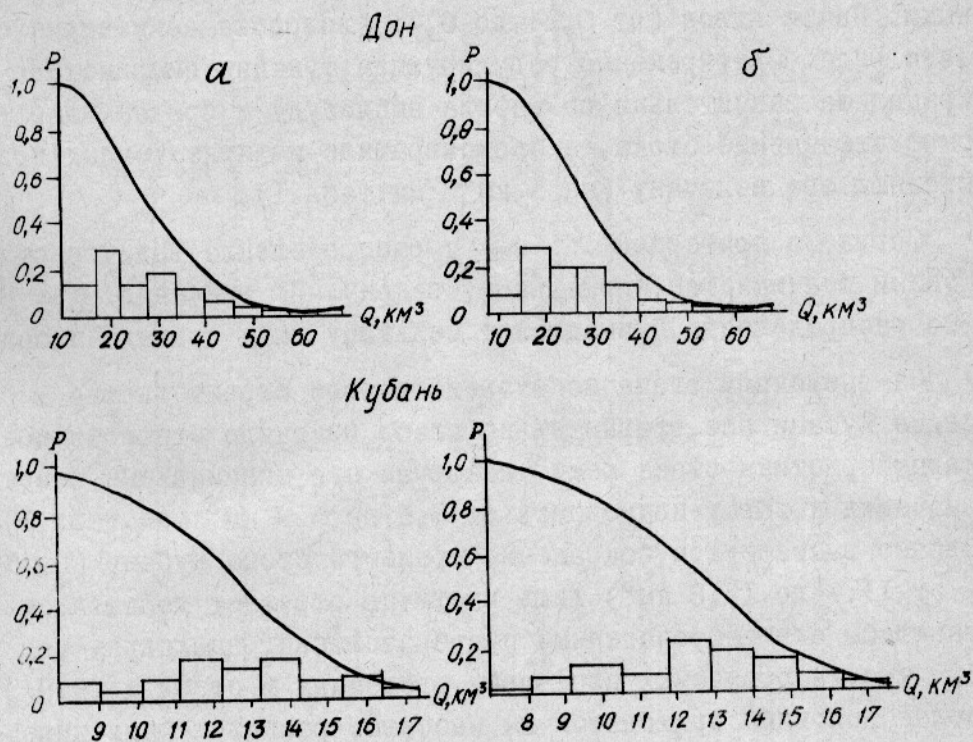


Рис. I. Дифференциальные и интегральные гистограммы распределения для восстановленных (а) и фактических (б) рядов стока Дона и Кубани

В предлагаемой работе, чтобы увеличить достоверность результатов корреляционных функций, проводились расчеты не только для полных стоковых рядов Дона и Кубани, но и для отдельных их участков, имеющих общую точку начального отсчета. Исследовались следующие ряды: для стока Дона - 1876-1920, 1876-1935, 1876-1950, 1876-1969 гг., для стока Кубани - 1912-1951 и 1912-1969 гг. При анализе полученных данных наиболее реальными считались лишь те внутрирядные связи стока, которые проявлялись в большинстве рассматриваемых интервалов времени.

Как видно из табл. 2, внутрирядные связи для стоковых рядов Дона выражены слабо. Достоверно положительные пики выделяются лишь при $\tau = 12$ лет ($R_{\tau} = 0,151-0,229$). В ряде 1876-1920 гг. некоторое увеличение коэффициентов автокорреляции отмечается

также при сдвигах $\tau = 4$ и 7 годам (R_τ соответственно $0,181$ и $0,121$), однако тенденция к периодичности при исследовании других, более представительных выборок, не подтверждена.

Т а б л и ц а 2

Значения коэффициентов автокорреляции (R_τ)
для годового стока рек Дона и Кубани

Сдвиг	Д о н				Кубань	
	1876- 1969гг.	1876- 1920гг.	1876- 1935гг.	1876- 1950гг.	1912- 1969гг.	1912- 1951гг.
1 год	0,110	0,048	0,043	0,127	0,169	0,221
2 года	-0,001	0,102	0,060	0,018	0,143	0,137
3 года	-0,047	0,057	0,052	-0,029	-0,083	-0,150
4 года	0,050	0,181	0,073	0,016	-0,029	-0,181
5 лет	0,035	-0,003	-0,054	-0,058	0,208	0,114
6 лет	-0,188	-0,186	-0,233	-0,230	-0,010	-0,112
7 лет	-0,033	0,121	0,008	-0,067	0,248	0,233
8 лет	-0,066	0,083	-0,019	-0,026	0,188	0,198
9 лет	0,008	-0,033	0,037	0,069	0,091	0,073
10 лет	-0,060	-0,206	-0,155	-0,089	0,135	-0,026
11 лет	0,026	-0,100	0,035	-0,023	-0,247	-0,576
12 лет	0,151	0,069	0,223	0,153	0,047	-0,213
13 лет	-0,027	-	-	-	-0,276	-0,498
14 лет	0,058	-	-	-	0,021	-
15 лет	0,137	-	-	-	0,132	-
16 лет	0,123	-	-	-	-0,012	-

Результаты расчетов отличаются от значений корреляционной функции, полученных для стока Дона Г.П.Калининым и А.И.Давыдовой /8/, что, очевидно, связано с использованием других реализаций стока. Наибольшие значения этими исследователями получены при τ , равном $2 (R_\tau = 0,15)$, $5 (R_\tau = 0,12)$, 12 и 14 годам (R_τ соответственно $0,11$ и $0,15$).

Нашими расчетами спектральных функций (рис.2) практически во всех исследуемых выборках стока Дона обнаружен четырехлетний цикл. Значительно увеличивается амплитуда спектра также на частотах $\omega = 2,690$ и $0,483$, соответствующих циклу $2-3$ года и 13 лет.

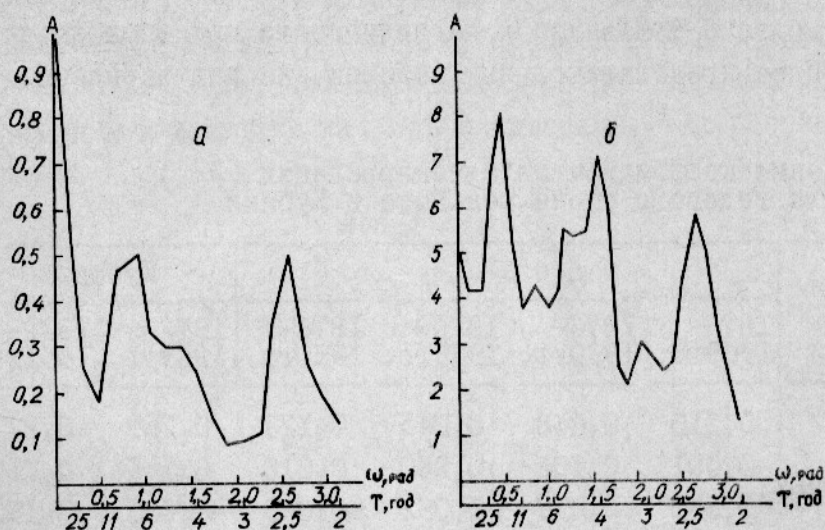


Рис.2. Спектральные функции рядов стока Кубани (а) и Дона (б)

В ходе корреляционных функций стока Кубани для рядов 1912-1951 и 1912-1969 гг. внутрирядные связи особенно заметны при τ , равном 5 и 7-8 годам (см.табл.2). В наиболее представительной выборке 1912-1969 гг. положительные пики обнаруживаются также при τ , равном 10 и 15 годам. По данным же Калинина и Давыдовой /8/, существенные положительные аномалии корреляционной функции стока Кубани обнаруживаются при τ , равном 5 ($R_{\tau} = 0,20$) и 15 годам ($R_{\tau} = 0,22$).

В связи с малой дисперсией стока Кубани в его спектре отсутствуют явно выраженные возмущения, однозначно подтверждающие наличие циклов, установленных при анализе корреляционных функций. В то же время некоторое увеличение амплитуды наблюдается на частотах, соответствующих циклам 2-3 и 7-8 лет (см.рис.2).

Таким образом, в стоке Дона наиболее реальными могут быть признаны циклы с продолжительностью 2-3, 4 и 12-13 лет, в стоке Кубани - 2-3 года и 7-8 лет. Вопрос о наличии в стоке Кубани 15-летнего цикла остается открытым, однако имеются косвенные показания, позволяющие считать этот цикл реальным. Исходя из значений амплитуды (А) спектральных функций, полученных для наиболее полных стоковых рядов 1876-1969 гг. (Дон) и 1912-1969 гг. (Кубань), значимость циклов располагается в следующей последовательности: для Дона - 13 лет (А = 8,16 на

частоте $\omega = 0,483$), 4 года ($A = 7,20$ на $\omega = 1,571$) и 2-3 года ($A = 5,50$ на $\omega = 2,690$), для Кубани - 7-8 лет ($A = 0,57-0,53$ на $\omega = 0,785-0,873$) и 2-3 года ($A = 0,50$ на $\omega = 2,55-2,62$).

Полученные результаты требуют некоторой интерпретации в отношении их сопряженности с циклическими вариациями геофизических процессов и стока других рек.

Как следует из данных расчета, наименьшая по продолжительности гармоника, обнаруженная в колебаниях стока Дона и Кубани составляет 2-3 года. Выражена она сравнительно слабо, ее идентификация оказалась возможной лишь при исследовании спектральных функций. В коррелограмме внутрирядные связи при τ равном 2-3 года, обнаружить не удалось.

В то же время, полученный нами квазидвухлетний цикл стока Дона и Кубани, по-видимому, не является эфемерным. По данным работ /1, 6-10/, в которых проанализированы стоковые ряды основных рек северного полушария, рассматриваемая гармоника входит в состав наиболее часто повторяющихся циклов. Основной причиной, генерирующей указанный цикл, О.Ф.Кондрашова и Н.П.Смирнов /9/ считают аналогичное изменение в ритмике атмосферных циркуляционных процессов в умеренных широтах северного полушария.

Обнаруженный в колебаниях стока Дона четырехлетний цикл имеет аналоги в изменениях интенсивности Гольфстрима, колебаниях материкового стока и солености Балтийского моря /2, 14/. Однако природа этого цикла до настоящего времени не известна.

Реальность полученной для Кубани вариации продолжительностью 7-8 лет, помимо данных корреляционного и спектрального анализов, подтверждается наличием аналогичного цикла в колебаниях стока и других рек северного полушария /1, 7, 8, 11/. По мнению Э.И.Саруханяна и Н.П.Смирнова /13/, этот цикл связан с ритмикой нутационных движений радиус-вектора полюса вращения Земли, вызывающей аналогичные изменения циркуляции вод Мирового океана, перераспределение тепла в его различных областях и, как следствие, соответствующие преобразования атмосферной циркуляции, влияние которой на формирование стока очевидно.

Выделенные при автокорреляционном и спектральном анализе стока Дона и Кубани циклы продолжительностью 12-15 лет, были

идентифицированы рядом исследователей также и для других рек Европы /5, 7, II/. По нашему мнению, эта циклическая вариация генерируется аналогичными изменениями меридиональных процессов в атмосфере, как известно /3, 4/, особенно сильно влияющих на формирование стока в Азовском бассейне.

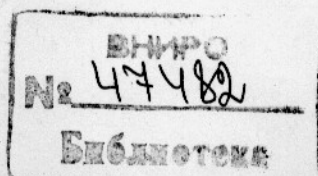
З а к л ю ч е н и е

При объяснении геофизических предпосылок рассмотренных циклических вариаций не ясны причины отсутствия в стоке Дона гармоники продолжительностью 7-8 лет, так хорошо выраженной в стоке Кубани. Обусловленная таким глобальным процессом, как нутационные колебания земной оси, она должна была проявиться и здесь, тем более, что размеры водосбора Дона значительны, а кроме того, эта река сообщается с бассейнами Волги и Днепра, где эта вариация прослеживается достаточно четко. Причины указанного несоответствия циклов следует искать в резко различных условиях питания стока Кубани (ледниковое - 45, грунтовое - 25, дождевое - 25 и снеговое - 5%) и Дона (снеговое - 67, грунтовое 30, дождевое - 3%), однако этот вопрос требует дальнейших исследований.

Список использованной литературы

1. А г а р к о в С.Г., Д р у ж и н и н И.П., К о н о в а л е н к о З.П. Циклическая структура многолетних колебаний годового стока рек Казахстана и Средней Азии. Изв. АН СССР, сер.географ., 1973, № 6, с.67-79.
2. А н т о н о в А.Е. К вопросу о причинах колебаний солености в Балтийском море. "Рыбохозяйственные исследования в бассейне Балтийского моря", сб.3, Рига, 1967, с.3-13.
3. Б р о н ф м а н А.М., С п и ч а к М.К. Некоторые вопросы формирования стока р.Дон в зависимости от характера атмосферной циркуляции. Сб.работ Ростовской ГМО, 1967, вып.6, с.12-20.
4. Г а р г о п а Ю.М. Многолетние колебания стока р.Кубани под влиянием климатических и антропогенных факторов. Изв.Северо-Кавказского научн.центра Высшей школы, сер. естеств.наук, 1973, № I, с.67-71.

5. Г в о з д е в а В.Г. Функции спектральной плотности рядов наблюдений и опыт применения их для анализа циклическости годового стока рек ЕТС. Труды ЛМИ, 1969, вып.35, с.8-14.
6. Д а в ы д о в а А.И. Особенности колебаний стока рек различных районов северного полушария. Сб. "Проблемы речного стока", М., Изд-во МГУ, 1968, с.17-28.
7. К а л и н и н Г.П. Проблемы глобальной гидрологии. Л., Гидрометеиздат, 1968, 377 с.
8. К а л и н и н Г.П., Д а в ы д о в а А.И. Циклические колебания стока рек Северного полушария. Сб. "Многолетние колебания стока и вероятностные методы его расчета" М., Изд-во МГУ, 1968, с.9-21.
9. К о н д р а ш о в а О.Ф., С м и р н о в Н.П. Двухлетний цикл в колебаниях стока Верхней Волги. "Биология внутренних вод". Информационный бюлл., 1971, № 12, с.29-37.
10. К о н д р а ш о в а О.Ф., С м и р н о в Н.П. Об изменениях периода и амплитуды квазидвухлетнего цикла в стоке рек СССР. "Биология внутренних вод". Информационный бюлл., 1973, № 19, с.52-56.
11. Д о г и н о в В.Ф. Некоторые особенности проявления солнечной активности в стоке рек Европы. "Солнечные данные", 1967, № 7, с.27-36.
12. Р о ж д е с т в е н с к и й А.В. Внутривековые циклические колебания годового стока рек СССР. Труды ЛМИ, 1968, вып.28, с.69-76.
13. С а р у х а н я н Э.И. С м и р н о в Н.П. Многолетние колебания стока Волги. Л., Гидрометеиздат, 1971, 166 с.
14. С м и р н о в Н.П. Долгопериодные ритмические явления в деятельности Гольфстрима. Изв. ВГО, 1965, № 5, с.17-26.
15. С м и р н о в Н.П. Солнечная активность и колебания стока рек СССР. Изв.ВГО, 1974, № 3, с.211-216.
16. Ш и к л о м а н о в И.А., С м и р н о в а Л.Е. Оценка влияния хозяйственной деятельности на сток крупных рек Кавказа. Труды ГИ, 1973, вып.206, с.92-122.



Main statistical parameters and cyclic variations in the river discharge in the Azov Sea

A.M.Bronfman, S.V.Kozlitina,
L.A.Kuchai

S u m m a r y

The functions of the distribution of probabilities, statistical criteria of regularities of their distribution, dispersions, variation coefficients, asymmetry and excess of the runoff of the Don and Kuban rivers are analysed. All characteristics are processed at the computer NAIRI-2. The water schemes constructed recently in the basin have not considerably affected the statistical characteristics of the runoff. On the basis of the spectral analysis the main cyclic fluctuations in the water content in the Don and Kuban rivers are found and their geodesic nature is described in detail.

18148