

УДК 556.16.048 (476)

А.А. ВОЛЧЕК (ЦНИИКИВР),
Г.В. ФОЛИТАР (БИСИ)

ПРОСТРАНСТВЕННЫЕ КОРРЕЛЯЦИОННЫЕ ФУНКЦИИ СТОКА РЕК БЕЛОРУССИИ

При проектировании водохозяйственных объектов часто требуется располагать расчетными характеристиками речного стока при полном отсутствии данных наблюдений. В связи с этим возникает необходимость определения стоковых характеристик неизученных рек на основании таких данных на опорной сети. Перспективным в этом отношении является метод оптимальной пространственной интерполяции [1]. Однако здесь возникают трудности при определении пространственных корреляционных функций.

Нами выполнено исследование пространственной структуры поля стока. Обычно пространственную корреляционную функцию речного стока представляют в зависимости от расстояния между центрами тяжести речных водосборов. Дело в том, что с увеличением расстояния между центрами тяжести водосборов значения коэффициентов парной корреляции уменьшаются [2–4]. Независимо от природных условий корреляция между годовым стоком для

близко расположенных водосборов всегда положительна, т.е. наблюдается синхронность в его колебании [4, 5]. Если пространственная корреляционная функция однородна и изотропна, то отклонения эмпирических точек от осредненной зависимости коэффициентов парной корреляции и расстояния между центрами водосборов $R = f(\rho)$ являются случайными.

В данной работе исследована пространственная структура колебаний месячных расходов рек Белоруссии. Центр тяжести водосборов определен по карте М 1 : 750000. Коэффициенты парной корреляции были вычислены для 42 речных водосборов за 1947–1981 гг. по формуле

$$R_{jk} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{kj}} (X_{ik} - \bar{X}_k)(X_{ij} - \bar{X}_j)}{\sigma_k \sigma_j n_{kj}}$$

где n_{kj} — число совместных лет наблюдений за стоком в пунктах k и j ; \bar{X}_j , \bar{X}_k — среднearифметические значения соответственно по j -му и k -му рядам наблюдений; σ_j и σ_k — средние квадратические отклонения соответственно j -го и k -го рядов месячных расходов; i — индекс года.

Для наведения линии связи $R = f(\rho)$ рассчитаны средневзвешенные по числу совместных лет наблюдений значения парных коэффициентов корреляции по градациям расстояний ($\Delta\rho = 50$ км):

$$\bar{R}_{\text{взв}} = \left(\frac{\sum_{j=1}^N R_j n_j}{\sum_{j=1}^k n_j} \right);$$

N — число точек в градации.

Линия регрессии в поле эмпирических точек средневзвешенных значений коэффициентов корреляции и соответствующих значений расстояний для каждой градации (табл. 1) с высокой степенью точности описывается зависимостью

$$R = e^{-\alpha\rho^\beta} \quad (\alpha, \beta - \text{структурные параметры}).$$

Значения этих параметров, характеризующие статистическую структуру стока для различных месяцев, а также других периодов осреднения, приведены в табл. 2. Наряду с уже упомянутыми величинами в ней даются значения коэффициентов корреляции сглаживающих функций (R), а также критерия Фишера (F).

Полученные линии принимаются за истинные зависимости $R = f(\rho)$, отвечающие природе пространственной корреляционной связности рассматриваемого элемента. Допускалось, что отклонения эмпирических точек от этой зависимости обусловлены случайными флуктуациями выборочных данных. Последнее предположение требует статистической проверки.

При ограниченных объемах выборок и высоких значениях коэффициентов парной корреляции для оценки территориальной однородности корреляционной функции использовано преобразование Фишера [2, 3]:

$$Z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+R}{1-R} + \frac{R}{2(n-1)}$$

Среднее квадратическое отклонение вычисляется по формуле

Табл. 1. Значения корреляционных функций

ρ , км	Интервал						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
45	0,867	0,831	0,854	0,846	0,831	0,748	0,765
78	0,857	0,831	0,822	0,786	0,784	0,687	0,773
128	0,837	0,779	0,755	0,725	0,679	0,594	0,645
175	0,805	0,735	0,714	0,665	0,634	0,531	0,555
228	0,760	0,734	0,660	0,631	0,589	0,448	0,493
274	0,725	0,673	0,621	0,556	0,526	0,365	0,411
324	0,707	0,673	0,566	0,520	0,483	0,320	0,378
374	0,658	0,678	0,566	0,531	0,408	0,340	0,274
421	0,641	0,644	0,516	0,457	0,331	0,301	0,304
470	0,613	0,637	0,416	0,471	0,320	0,236	0,235
522	0,606	0,632	0,391	0,411	0,287	0,243	0,241
576	0,598	0,609	0,331	0,405	0,229	0,114	0,194

*Средневзвешенные расстояния для принятых градаций ($\Delta\rho = 50$ км).

Табл. 2. Характеристики статистической структуры

Параметр	Интервал						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
α	0,017	0,041	0,011	0,017	0,010	0,022	0,015
β	0,530	0,390	0,696	0,623	0,757	0,674	0,731
R	0,955	0,968	0,967	0,993	0,979	0,971	0,965
F	14,05	19,50	12,71	64,32	24,45	20,12	22,02

$$\sigma_z = \frac{1}{\sqrt{n_{\text{ср}} - 3}} \quad (n_{\text{ср}} - \text{среднее число совместных лет наблюдений}),$$

Принимается, что выборочное значение Z распределено по нормальному закону [3]. Определяются интервалы $Z \pm \sigma_z$; $Z \pm 2\sigma_z$; $Z \pm 3\sigma_z$ и соответствующие верхние и нижние доверительные границы. Однородность пространственной корреляционной функции подтверждают в том случае, если число точек, попавших в указанные интервалы, которое выражено в процентах от общего количества точек, близко к теоретическому.

Оценка однородности пространственных корреляционных функций по территории Белоруссии в целом показала, что поле стока для ряда месяцев является неоднородным. Поэтому расчетные водосборы разделены по условиям формирования стока на водосборы Черноморского и Балтийского морей. Корреляционные функции, вычисленные для бассейнов Балтийского мо-

расходов рек Белоруссии

осреднения							
VIII	IX	X	XI	XII	$\Sigma V-VIII$	$\Sigma IV-X$	Год
0,808	0,821	0,850	0,864	0,816	0,822	0,886	0,855
0,733	0,757	0,825	0,825	0,817	0,778	0,829	0,789
0,635	0,647	0,701	0,733	0,743	0,665	0,753	0,704
0,559	0,550	0,604	0,661	0,677	0,695	0,687	0,622
0,439	0,450	0,526	0,591	0,608	0,534	0,635	0,553
0,368	0,373	0,433	0,521	0,553	0,463	0,556	0,468
0,310	0,299	0,316	0,436	0,478	0,418	0,486	0,385
0,203	0,240	0,283	0,399	0,449	0,325	0,472	0,365
0,226	0,179	0,201	0,388	0,397	0,303	0,368	0,258
0,135	0,154	0,185	0,337	0,352	0,240	0,357	0,250
0,206	0,196	0,113	0,348	0,324	0,262	0,316	0,218
0,040	0,074	0,090	0,266	0,359	0,170	0,226	0,143

стока

осреднения							
VIII	IX	X	XI	XII	$\Sigma V-VIII$	$\Sigma IV-X$	Год
0,007	0,006	0,003	0,006	0,012	0,009	0,004	0,005
0,908	0,935	1,040	0,829	0,700	0,806	0,891	0,911
0,966	0,982	0,975	0,985	0,961	0,980	0,986	0,984
20,76	39,81	33,68	45,36	18,42	29,75	32,90	36,44

ря, однородны. Стокоформирующие условия территории Черноморского бассейна более разнообразны и подвержены антропогенным воздействиям. В этой связи данная территория разделена еще на ряд участков. Как показал анализ их полей, полученные эмпирические корреляционные функции являются однородными, а соответствующие поля — изотропными.

Кроме того, выполнен анализ пространственных корреляционных функций, построенных по различным направлениям. Расчеты проведены по трем секторам в соответствии с направлением господствующих воздушных масс. Выявлено, что для рассматриваемых ориентаций корреляционные функции статистически неразличимы, и, следовательно, нет оснований отвергать гипотезу однородности и изотропности поля.

Различия между корреляционными функциями отдельных участков не выходят за пределы точности метода. Поэтому для практических целей в условиях Белоруссии можно использовать обобщенную зависимость (1).

Сравнение корреляционных функций за внутригодовой период показало, что корреляция в осенне-зимний период выше. В летне-весенний период она соизмерима со средним значением как за год, так и за V—VIII и IV—X месяцы. Наибольшее значение разностей между корреляционными функциями — для января-февраля и июня-июля. Существование различий определяется в первую очередь характером формирования стока в эти периоды.

Для оценки возможностей пространственной интерполяции с использованием предлагаемых зависимостей восстановлен сток по ряду рек Белоруссии. При подборе репрезентативных рек-аналогов суммарная ошибка интерполяции и исходных данных в процентах от годовых величин модулей стока составляет 5—10, а для месячных значений — 10—20 %.

Л и т е р а т у р а

1. Исследование и расчеты речного стока / Под ред. В.О. Быкова. — М., 1981. — 228 с. 2. А л е к с е в Г.А. Объективные методы выравнивания и нормализации корреляционных связей. — Л., 1971. — 363 с. 3. Р о ж д е с т в е н с к и й А.В., Ч е б о т а р е в А.И. Статистические методы в гидрологии. — Л., 1974. — 424 с. 4. С о м о в Н.В. Асинхронность колебания стока крупных рек СССР // Метеорология и гидрология. — 1963. — № 5. — С. 14—21. 5. К а л и н и н Г.П. Проблемы глобальной гидрологии. — Л., 1968. — 374 с.