

точно восполняют запасы грунтовых вод. Создание искусственных водоемов комплексного назначения следует считать важным мероприятием по улучшению водного режима в водосборах Навли, Неруссы и других притоков Десны.

Л и т е р а т у р а

1. Цы к а л о Н.П. Об изменении водности рек ЦЧО и Брянской области // Сборник работ Курской гидрометеорологической обсерватории. — Л., 1968, — С. 3—15.
2. Б у л а в к о А.Г. Определение расчетного испарения с водохранилищ Белоруссии // Мелиорация и водное хозяйство: НТИ Минводхоза БССР. — 1979. — № 8. — С. 16—19.
3. И о д о А.А. Влияние водохранилищ на ресурсы поверхностных вод Белоруссии // Влияние хозяйственной деятельности на водный режим. — М., 1982. — С. 15—19.
4. З а п о л ь с к и й И.А. Влияние прудов и водохранилищ на зарегулированность и потери стока р. Десны // Мелиорация земель Полесья и охрана окружающей среды. — Киев, 1978. — С. 141—144.
5. Ресурсы поверхностных вод СССР. — Л., 1971. — Т. 6, вып. 2. — 433 с.
6. И в а н о в А.Н., Н е г о в с к а я Т.А. Гидрология и регулирование стока. — М., 1970. — 284 с.
7. Б и н д е м а н Н.Н. Гидрогеологические расчеты подпора грунтовых вод и фильтрации из водохранилищ. — М., 1951. — 71 с.
8. В е р и г и н Н.Н. Движение грунтовых вод вблизи водохранилищ, каналов, подпертых бьефов и методы расчета подпора и потерь на фильтрацию. // Тр. Ин-та ВОДГЕО. — М., 1958. — С. 205—252.
9. Методические рекомендации по расчетам подпора грунтовых вод, подтопления земель и потерь воды на фильтрацию в районах каналов и водохранилищ. — М., 1980. — 42 с.
10. Я н к о в с к и й К.Ф. Изменение глубины залегания грунтовых вод в связи с водохозяйственными мероприятиями // Проблемы Полесья, 1987. — Вып. 11. — С. 222—227.
11. Л а в р о в А.П. Структура грунтового стока в условиях зоны избыточного увлажнения (Полесье) // Тр. Ин-та геолог. наук АН БССР. — Минск, 1961. — Вып. III, — С. 198—218.

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 — среднеарифметические 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 грациям расстояний ($\Delta\rho = 50$ км): $\bar{R}_{взв} = (\sum_{j=1}^N R_j n_j) / (\sum_{j=1}^k n_j)$;

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 |

ри, 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 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.

УДК 658.512.011.056:628.1

О.А. НОВИК (БелКТИГХ)

МОДЕЛЬ ОПЕРАТИВНОГО УПРАВЛЕНИЯ В АСУ ТПВОДОСНАБЖЕНИЯ

Система централизованного водоснабжения города характеризуется рядом особенностей: значительным территориальным распределением и огромным числом элементов, формирующих систему; непрерывным развитием в пространстве и во времени; иерархической структурой управляемой и управляющей систем и непосредственным наличием субъекта в контуре управления; непрерывностью во времени процессов транспорта и распределения воды; возможностью создания запасов воды в резервуарах насосных станций,

С точки зрения структуры и назначения отдельных элементов эти системы можно представить в виде четырех независимых по характеру и критериям функционирования подсистем (рис. 1). Назначение первых двух подсистем — подготовка воды требуемого количества и качества, третьей и четвертой — обеспечение потребителей водой в виде потоков, формируемых под воздействием разности давлений, которые создаются насосными станциями.

Первые две подсистемы связываются с третьей через резервуар чистой воды, и поэтому функционирование их может рассматриваться отдельно. Раздельно могут строиться и модели подсистем.

Наибольшую сложность представляет задача построения моделей водораспределительной сети, на которой мы и остановимся. Такая модель должна обеспечивать возможность проведения в реальном масштабе времени расче-