

УДК 556.5.114 (075.8)

**ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДОВ ПРОСТРАНСТВЕННОГО
ОБОБЩЕНИЯ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОЙ И
ЭКОЛОГИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ ПРИ ОПРЕДЕЛЕНИИ
УСТОЙЧИВОСТИ РЕЧНЫХ ЭКОСИСТЕМ**

Доктор техн. наук

М.Ж. Бурлибаев*

Д.М. Бурлибаева**

В современных условиях является доказанным фактом зависимость развития речной экосистемы от гидрологического режима водотоков, в том числе от гидрохимического и гидробиологического. В связи с антропогенным изменением гидрологического режима практически всех крупных водотоков Казахстана в настоящее время встает задача разработки новой концепции эколого-адаптационного природопользования. При этом для целей восстановления деградированной речной экосистемы особое внимание будет уделено использованию современных методов пространственного обобщения гидрометеорологической и экологической информации. В настоящей статье предлагается новый подход для решения поставленной задачи.

Пространственное обобщение гидрометеорологической и экологической информации является заключительным этапом статистической обработки результатов наблюдений с их представлением в виде информационных полей. Основное содержание пространственного обобщения информации: оценка статистических показателей пространственной структуры полей, картирование и районирование метеорологических, климатических, гидрологических и эколого-ландшафтных характеристик. Исследование элементов пространственной структуры приобретает важное значение, в связи с необходимостью представления рассматриваемой информации непосредственно в границах природно-экономических (административных) районов, осуществление программы природно-климатического мониторинга и экологического аудита. Поля гидрометеорологических и экологических элементов обычно задаются данными в отдельных точках пространства (опытными по отдельным пунктам или проинтерполированными в узлы регулярной сетки с помощью объективного анализа). Поскольку, каждое значение элемента в координатах поля представлено слу-

чайным элементом выборки, то такие информационные поля элементов являются случайными полями. Для описания совокупности рядов в пространстве, используются корреляционные, ковариационные и спектральные функции. Данные функции однозначно связаны между собой и равно пригодны для описания статистической структуры полей элементов, но на практике чаще используются пространственные корреляционные функции (ПКФ) – как более точные, универсальные, менее зависимые от колебаний сезонного и географического характера. Пространственные корреляционные функции случайного поля $M(\varphi_j, \lambda_j, t_i)$, в общем случае, характеризуются зависимостью:

$$r_{jk} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{jk}} (M_{ij} - \bar{M}_j) \cdot (M_{ik} - \bar{M}_k)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n_{jk}} (M_{ij} - \bar{M}_j)^2 \cdot \sum_{i=1}^{n_{jk}} (M_{ik} - \bar{M}_k)^2}}, \quad (1)$$

в которой M_{ij} – значение элемента гидрометеорологического поля в j -ой точке с координатами φ_j и λ_j в i -ый интервал времени; \bar{M}_j – норма гидрометеорологической величины в j -ой точке; n_{jk} – количество интервалов совместных наблюдений за элементом поля. Практический интерес представляют однородные и изотропные поля. Однородными являются поля с одинаковыми законами распределения вероятностей той или иной величины во всех координатах поля (равенство одноточечных характеристик средних и дисперсий). Если пространственная корреляционная функция поля зависит только от расстояния между рассматриваемыми точками и не зависит от направления между ними, то поле считается изотропным. В случае невыполнения этих условий, говорят об однородности и изотропности поля только относительно пространственных корреляционных функций. Для однородных и изотропных полей ПКФ зависит только от расстояния между наблюдаемыми точками, т. е. $R = R(\rho)$. Однако для реальных информационных полей, из-за сложности их структуры, характерна локальная однородность и локальная изотропность, т. е. однородность и изотропность в пределах пространственных и временных моментов, характерных для исследуемых процессов. В зависимости от этого, рассматриваются микро-, мезооднородность – изотропность в пределах от нескольких километров до сотен километров и макрооднородность – изотропность от сотен километров и далее. Это связано с тем, что в отличие

от микро- и мезоизменчивости, макроизменчивость вызывается, по существу, принципиально иными причинами, связанными с глобальными процессами циркуляции атмосферы, физическая природа которых отличается от природы микро- и мезомасштабных процессов. В случае мезо-, макро- масштабных явлений, условия локальной однородности выполняются лишь в горизонтальном направлении, как правило, до расстояний не более 2000 км, хотя для ряда метеорологических полей (осадки, запасы воды в снеге и др.) однородность (изотропность) нарушается на гораздо меньших расстояниях. В любом случае, это происходит из-за существования неоднородности полей гидрометеорологических элементов в горизонтальном направлении [1, 2, 3].

Оценка статистической структуры поля

Кроме пространственных корреляционных функций, к числу наиболее важных статистических характеристик, описывающих пространственную структуру гидрометеорологических и экологических полей, относятся кривая распределения в пространстве (ее параметры – средняя арифметическая – \bar{X}_F , и дисперсия – σ_F по площади – F), коэффициент аномальности поля, пространственная структурная функция, а также показатели сходства и различия полей. Осреднение используется как способ получения результатов для сравнения фоновых характеристик рассматриваемых элементов в отдельных районах или их изменений на больших территориях. Осреднение – необходимый этап обобщения исходных данных при анализе полей гидрометеорологических элементов в силу их большой пространственной изменчивости. Существует множество способов площадного осреднения, но наиболее часто используются методы среднего арифметического взвешивания по площадям – квадратам, изолиний и оптимального осреднения. Обобщенное выражение для оценки средних по площади записывается в виде [Колде, 1991]:

$$\bar{X}_F = \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot x_i(\varphi_i, \lambda_i), \quad (2)$$

где \bar{X}_F – среднее значение рассматриваемого элемента по площади; $X_i(\varphi_i, \lambda_i)$ – значение элемента в точке с координатами φ_i, λ_i ; α_i – коэффициент, зависящий от веса и способа осреднения; n – число метеостанций, используемых при осреднении. При равномерном расположении метео-, мониторинговых станций в условиях равнинного рельефа (когда веса $\alpha_i \approx 1$), чаще всего используется метод арифметического осреднения:

$$\bar{X}_F = \frac{\sum_{i=1}^n x_i(\varphi_i, \lambda_i)}{n}. \quad (3)$$

Арифметическая сумма по методу взвешивания по площадям (метод полигонов) вычисляется как:

$$\bar{X}_F = \sum_{i=1}^n X_i(\varphi_i, \lambda_i) \cdot F_i / \sum_{i=1}^n F_i, \quad (4)$$

где F_i – площадь полигона, относящаяся к метео-, мониторинговой станции $X_i(\varphi_i, \lambda_i)$.

При неравномерном распределении пунктов по площади целесообразно применять метод квадратов, который при использовании ЭВМ называется еще методом оптимальной интерполяции. По методу квадратов исследуемая площадь разбивается на регулярную сеть квадратов или точек, данные в которых определяются путем осреднения наблюдаемых значений непосредственно в квадратах или снимаются с карт изолиний. В последующем, для определения \bar{X}_F , производится осреднение характеристики по формуле (2). В методе оптимальной интерполяции весовые множители P_j находятся, при наличии сведений о статистической структуре поля, путем решения системы уравнений:

$$\sum_{j=1}^n P_j \cdot R_{ij} = R_{0i}, \text{ при } (i = 1, 2, \dots, n), \quad (5)$$

или в случае, когда учитывается ошибка наблюдений $\Delta f(\rho_i = 0)$ в точке, при $(\rho_i = 0)$, по соотношению:

$$\sum_{j=1}^n P_j \cdot R_{ij} + P_j \cdot \eta_j^2 = R_{0i}, \text{ при } (i = 1, 2, \dots, n), \quad (6)$$

в котором $\eta_j^2 = \sigma_{\Delta_i}^2 / \sigma_i^2$ – мера ошибок наблюдений в j -ой точке; R_{0i} , R_{ij} – значения коэффициентов корреляции истинных значений исследуемой характеристики в точках j и 0 . Оценка пространственной дисперсии σ_F^2 , как правило, рассчитывается по формуле, аналогичной обычной формуле оценки дисперсии для случайной выборки:

$$\sigma_F^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i(\varphi_i, \lambda_i) - \bar{X}_F)^2}{n}. \quad (7)$$

При обработке исходных данных возникает необходимость оценить степень аномальности поля. Оценку аномальности поля можно вести, исходя из отклонений значений элемента от средней в отдельных точках поля (аномалий) по повторяемости аномалий, по весу площади, занимаемой аномалией и т. д. Одной из распространенных, хотя и несколько формальных характеристик, является коэффициент аномальности поля, предложенный А.Н. Багровым:

$$A = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{(x_i(\varphi_i, \lambda_i) - \bar{X})^2}{\sigma_i^2}, \quad (8)$$

где $X_i(\varphi_i, \lambda_i) - \bar{X}$ – аномалия; σ_i^2 – дисперсия поля в i -той точке.

Предполагается, что число точек n достаточно велико, и они расположены относительно равномерно по территории. В каждой отдельной реализации случайного поля величина X_i в координатах φ_i и λ_i принимает то или иное значение, в связи с чем возникает вопрос, насколько близки к нему значения x_j в окружающих точках. Полное статистическое описание одновременного поведения случайного поля требует задания многомерных функций распределения, что осложняет объективное решение задачи описания и интерполяции. На практике ограничиваются более простыми характеристиками в виде ПКФ – $R = f(\rho)$. ПКФ принимает максимальное значение при $\rho = 0$, с увеличением расстояния $R = f(\rho)$ – убывает. При очень больших расстояниях между метео-, мониторинговыми станциями, связь между элементами практически отсутствует, приближаясь к нулю.

Алгоритм расчета ПКФ предусматривает проведение следующих операций [Бурлибаев, Волчек, 1988]:

1) составление матрицы гидрологической характеристики на k – станциях за N – лет:

$$\|M_{ij}\|, \text{ при } i = \overline{1, N_j}; j = \overline{1, k}; \quad (9)$$

2) расчет одноточечных моментов по всем рядам наблюдений –

а) среднее для каждого пункта

$$\bar{M}_j = \frac{1}{N_j} \cdot \sum_{i=1}^{N_j} M_{ij}; \quad (10)$$

б) среднеквадратическое отклонение

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{1}{N_j} \cdot \sum_{i=1}^{N_j} (M_{ij} - \bar{M}_j)^2}; \quad (11)$$

в) среднее квадратическое отклонение выборочной средней арифметической

$$\bar{\sigma}_j = \sigma_j / \sqrt{N_j}; \quad (12)$$

г) коэффициент вариации

$$C_{V_j} = \sigma_j / \bar{M}_j; \quad (13)$$

д) среднее квадратическое отклонение коэффициента вариации

$$\sigma_{C_{V_j}} = \sqrt{\frac{1 + C_{V_j}^2}{2 \cdot N_j}}; \quad (14)$$

3) оценка коэффициентов парной корреляции за совместный период наблюдений

$$r_{jk} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{jk}} (x_{ik} - \bar{X}_k) \cdot (x_{ij} - \bar{X}_j)}{\sigma_k \cdot \sigma_j \cdot n_{jk}}; \quad (15)$$

4) осреднение парных коэффициентов корреляции по градациям расстояний $\Delta\rho$ (с учетом числа попаданий – k_j в j -градацию)

$$\bar{r}_j = \frac{\sum_{i=1}^{k_j} r_{ji} \cdot n_{ji}}{\sum_{i=1}^{k_j} n_{ji}}; \quad (16)$$

5) аппроксимация ПКФ, по всей совокупности коэффициентов корреляции или по средневзвешенным значениям, зависимостями различного типа, выбор которых производится по критерию минимальной остаточной дисперсии и критерию Фишера

$$R(\rho) = \begin{cases} R(0) - \alpha \cdot \rho, \\ \exp(-\alpha \cdot \rho^\beta), \\ (1 + \alpha \cdot \rho) \cdot (\exp - \alpha \cdot \rho), \\ R(0) \cdot \exp(-\rho / \rho_0)^n, \\ \frac{\sin(\beta \cdot \rho)}{\beta \cdot \rho} \cdot \exp(-\alpha \cdot \rho), \\ \exp(-\alpha \cdot \rho) \cdot \cos(\beta \cdot \rho); \end{cases} \quad (17)$$

6) оценка ошибки взвешенных средних коэффициентов корреляции по соотношению

$$\sigma_{r_{jk}} = \frac{1 - \bar{r}_j^{-2}}{\sqrt{n_j - 1}}, \quad (18)$$

а для распределения величины:

$$Z_j = \frac{1}{2} \cdot \ln \frac{1 + \bar{r}_j}{1 - \bar{r}_j} + \frac{\bar{r}_j}{2 \cdot (n - 1)}, \quad (19)$$

оценка ошибки –

$$\sigma_{Z_{jk}} = 1 / \sqrt{n_j - 3}; \quad (20)$$

7) построение соответствующих доверительных интервалов при соответствующих уровнях доверительной вероятности

$$\bar{Z}(\rho_{jk}) - t_{1-P} \cdot \sigma_{Z_{jk}} < Z_{jk} < \bar{Z}(\rho_{jk}) + t_{1-P} \cdot \sigma_{Z_{jk}}, \quad (21)$$

где $t_{1-P} = (Z_{jk} - \bar{Z}(\rho_{jk})) / \sigma_{Z_{jk}}$ – квантиль нормального распределения при заданной доверительной вероятности $(1 - P)$;

8) оценка пространственной однородности ПКФ выполняется на основе критериев согласия Колмогорова χ^2 , ω^2 , по распределению Фишера или каким-либо другим способом.

Оценка точности характеристик статистической структуры поля

Расчет статистических характеристик гидрометеорологических и эколого-ландшафтных полей по ограниченному объему данных не позволяет получить генеральное значение, а дает лишь их оценки. Для практических целей важно знать точность, с которой получены оценки статистической структуры поля. Кроме того, вследствие неоднородности исходных данных и нестационарности материалов наблюдений, связанных с особенностями измерений, условиями макро- и мезо процессов (масштабы которых меньше пространственно-временного разрешения системы наблюдений) имеют место определенные неточности (систематические погрешности). Разделить ошибки за счет указанных факторов зачастую невозможно, и приходится их объединять под общим названием случайные ошибки. При измерении или вычислении величины в точке получается не истинное ее значение, а некоторая величина:

$$M'_k = M_k \pm \Delta_{M_k}. \quad (22)$$

Ошибка Δ_{M_k} включает в себя систематическую погрешность $\bar{\Delta}_{M_k}$, одинаковую для всех измерений или вычислений в аналогичных

условиях, и случайную величину δ_{M_k} , которая может принимать различные значения

$$\Delta_{M_k} = \bar{\Delta}_{M_k} + \delta_{M_k}. \quad (23)$$

Погрешность в определении гидрометеорологических элементов составляет:

$$\bar{\sigma}_{M_k}^2 = (M'_k - \bar{M}_k)^2 = \sigma_{M_k}^2 + \Delta_k^2 = \sigma_{M_k}^2 \cdot (1 + \eta_{M_k}^2), \quad (24)$$

где Δ_k^2 – дисперсия ошибок наблюдений; $\eta_{M_k} = \Delta_k^2 / \sigma_{M_k}^2$ – мера случайных погрешностей в исходных данных.

Средняя величина, вычисленная по реальным данным, изменяется лишь при наличии систематической погрешности $\bar{\Delta}_{M_k}$. На дисперсию наличие систематических погрешностей не оказывает влияния, но она завышается на величину, равную дисперсии ошибок измерения. С коэффициентами корреляции:

$$\bar{r}_{jk} = r_{jk} \cdot \sqrt{\frac{1 + \eta_{M_j}^2}{1 + \eta_{M_k}^2}}, \quad (25)$$

дело обстоит иначе. Здесь наличие ошибок в исходных данных, как правило, приводит к их занижению. В случае однородных и изотропных полей, естественно считать одинаковыми в разных точках и меры ошибок в исходных данных, следовательно,

$$R(\rho) = \frac{R(0)}{1 + \eta_M^2}, \quad (26)$$

где $R(0)$ – экстраполированное значение эмпирической ПКФ до значения $\rho = 0$. Отметим также, что при уменьшении расстояния ρ , корреляционная функция $R(\rho)$ стремится не к 1, а к некоторой положительной величине:

$$\bar{R}(0) = \frac{1}{1 + \eta_M^2}. \quad (27)$$

Исходя из этого, значения эмпирических функций на малых расстояниях могут быть использованы для оценки точности исходных данных. Величина $R(0)$ получается путем экстраполяции $R(\rho)$ при малых значениях аргумента. После этого можно получить:

$$\eta_M^2 = \frac{(1 - R(0))}{R(0)}. \quad (28)$$

В итоге, приведение эмпирической корреляционной функции теоретически осуществляется по формуле

$$R(\rho) = \frac{\tilde{R}(\rho)}{R(0)}. \quad (29)$$

Наряду с систематическими погрешностями за счет ошибок наблюдений, возможны искажения характеристик статистической структуры полей элементов из-за недостаточных объемов выборок экспериментальных данных, а также из-за различной длины их статистических моментов. Поэтому, определенные на эмпирическом материале, значения ПКФ всегда имеют разброс и перед их использованием приходится проводить сглаживание. Алгоритм сглаживания содержит в себе осреднение коэффициентов корреляции для всех пар точек, попавших в некоторую градацию по расстоянию. Полученные значения корреляционной функции сглаживаются для того, чтобы согласовать значения для различных градаций, что позволяет уточнить характеристики для некоторых, недостаточно статистически обеспеченных градаций. В большинстве случаев, довольно надежные результаты получаются при простом арифметическом осреднении коэффициентов корреляции. Но при достаточно высокой связности ($r > 0,8$) необходимо учитывать несимметричность распределения выборочных коэффициентов корреляции, которое приводит к тому, что более высокие их значения являются более точными и должны учитываться с большим весом. В этом случае, предлагается осуществлять осреднение не самих коэффициентов корреляции, а величин Z , получаемых путем преобразования Z -Фишера (19). Распределение величин Z_j , как правило, существенно ближе к нормальному закону, и их осреднение является более оправданным. После осреднения величин Z_j по градациям расстояний, соответствующие значения коэффициента корреляции получаются путем обратного преобразования: $\bar{r} = th(\bar{Z})$. Расчеты характеристик пространственной структуры связаны с учетом однородности и изотропности, особенно, при использовании ПКФ для решения ряда практических задач [Рождественский, Чеботарев, 1974]. Если однородность и / или изотропность поля нарушаются, точность определения коэффициентов корреляции по ПКФ снижается, что, естественно, сказывается, в целом, на результатах расчетов. Наибольшее практическое распространение получил следующий подход к решению задачи оценки однородности и изотропности. С помощью каких-либо статистических критериев оценивается степень

разброса точек на ПКФ. Если разброс точек невелик и удовлетворяет выбранному статистическому критерию, поле считается однородным и изотропным. Необходимым и достаточным условием однородности корреляционной функции в пределах рассматриваемого района по критерию Г.А. Алексеева является выполнение неравенства:

$$\left| z_{jk} - \bar{Z}(\rho_{jk}) \right| \geq \sigma_{z_{jk}} \approx 31,7\% \text{ или } \geq 2 \cdot \sigma_{z_{jk}} \approx 4,6\% , \quad (30)$$

где 31,7 % и 4,6 %, соответственно, число случаев от общего числа $C^2(p) = p \cdot (p-1)/2$ эмпирических значений. Другими словами, в пределах квантилей нормального распределения $t = 1$, $t = 2$, общее эмпирическое число превышений K_{ρ} должно быть теоретически (по нормальному закону распределения) равно числу превышений, т. е.

$$K_{\rho}(1) \approx 0,317 \cdot C_{\rho}^2 = 0,317 \cdot n \cdot (n-1)/2 ; \quad (31)$$

$$K_{\rho}(2) \approx 0,046 \cdot C_{\rho}^2 = 0,046 \cdot n \cdot (n-1)/2 , \quad (32)$$

где n – число пунктов наблюдений по территории.

При больших расхождениях между теоретическими и эмпирическими вероятностями «нулевая» гипотеза отвергается и признается альтернативная гипотеза «неоднородности» эмпирической пространственной корреляционной функции. В этом случае, поле рассматриваемого элемента должно быть уменьшено. Проверка однородности и изотропности, при этом, повторяется. Кроме того, в некоторых случаях исключаются пункты, вызывающие неоднородность статистической структуры полей элементов. Однако следует отметить, что достижение однородности и изотропности поля путем исключения части информации, если не проводится специальных исследований по поводу достоверности данных, не всегда правомерно, так как исключение данных приводит к утере ценной, возможно, реальной информации. Альтернативой может служить подход, который основан на выяснении генетических причин разброса точек и решении задач на случай неоднородного и анизотропного поля. ПКФ анизотропного поля зависят не только от расстояния между точками, но и от направления, их связывающего. На использовании этого условия разработана методика оценки изотропности путем анализа схем изокоррелят, построенных относительно различных пунктов–центров корреляции. Этот метод, хотя и наглядный, но трудоемкий, поскольку требует обработки большого объема информации вручную. В связи с этим, следует отметить более наглядный способ представле-

ния пространственной связности поля по развернутым пространственным корреляционным функциям (РПКФ). В соответствии с этим методом, осреднение коэффициентов корреляции осуществляется не только по градициям расстояний, но и в зависимости от направления между метеостанциями, которое отсчитывается от параллели или меридиана. Для получаемой, таким образом, трехмерной поверхности строятся линии равных уровней (изокорреляты). Если линии уровня РПКФ близки к окружностям, принимается гипотеза об изотропности поля; в общем случае, по форме изокоррелят можно наглядно проследить направления большей и меньшей связности поля, т.е. проанализировать характер его анизотропности. В отличие от изокоррелят, построенных относительно отдельных станций, линии уровня РПКФ получаются путем осреднения всех индивидуальных изокоррелят, в силу чего, несущественные индивидуальные детали сглаживаются и четко проявляются основные закономерности анизотропности поля.

Примеры комплексного анализа статистической структуры гидрометеорологических полей и экологических ареалов

Рассмотрим сущность анализа статистической структуры поля на примере речного стока и атмосферных осадков одного из регионов. Пусть случайное поле $\xi(\rho)$ представлено в виде независимых составляющих $\xi(\rho) = \eta(\rho) + \delta(\rho)$, где $\eta(\rho)$ – мелкомасштабная, $\delta(\rho)$ – крупномасштабная составляющие, то его корреляционная функция, обладающая свойством аддитивности по отношению к независимым составляющим поля, может быть представлена как $R_{\xi}(\rho) = R_{\eta}(\rho) + R_{\delta}(\rho)$. Для выявления соотношений между мелкомасштабной и крупномасштабной составляющими строятся эмпирические ПКФ по эмпирическим коэффициентам корреляции r_{jk} и соответствующим им расстояниям ρ между метео-, мониторинговыми станциями (центрами тяжести водосборов), которые аппроксимируются линейными зависимостями типа:

$$R(\rho) = R(0) - \alpha_{\rho} \cdot \rho, \quad (33)$$

характеризующими закономерность убывания эмпирических коэффициентов корреляции с увеличением расстояния между пунктами наблюдений. Величина $R(0)$, которой определяются значения ПКФ, при $\rho = 0$, как правило, меньше единицы. Это обусловлено наличием в данных наблюдений случайных ошибок, а также микроклиматических – $\eta(\rho)$ различий в расположении станций (бассейнов). Хотя эти различия в каждом пункте вызывают систематическое

расхождение, при рассмотрении гидрометеорологического поля на большой территории они выступают как случайные. Именно этими различиями, в основном, и определяется имеющий место значительный разброс коэффициентов корреляции относительно средних величин. При отсутствии ошибок измерений и микроклиматических различий имело бы место $R(0) = 1$. В действительности, выполняется соотношение (26). Таким образом, при $R(0) < 1$ можно оценить, какая доля изменчивости поля определяется естественной изменчивостью рассматриваемых элементов на территории, а какая возникает за счет случайного размещения станций, погрешностей наблюдений; $\alpha_r = dR(\rho) / d\rho$ – по физическому смыслу представляет градиент поля, т.е. показывает величину изменения ПКФ на единицу расстояния. Градиент поля α_r служит характеристикой при совместном анализе и сопоставлении различных гидрометеорологических и экологических полей. Приведение эмпирических ПКФ к теоретическим или, точнее, откорректированным функциям осуществляется путем деления каждого члена уравнения (33) на $R(0)$. В результате чего ПКФ имеет вид:

$$\hat{R}(\rho) = 1 - \hat{\alpha}_r \cdot \rho, \quad (34)$$

где $\hat{\alpha}_r$ – приведенный градиент ПКФ поля. Величины корреляционных функций $R(0)$, а также мер ошибок случайных погрешностей в исходных данных η_M , приведенного градиента ПКФ поля $\hat{\alpha}_r$, коэффициентов корреляции функций (33) стока и осадков одного из регионов r представлены в табл. 1.

Таблица 1

Экстраполированные значения основных характеристик ПКФ атмосферных осадков и речного стока в регионе для различных временных интервалов R_0 ; η_M , $\hat{\alpha}_r$; p

Интервал осреднения	Атмосферные осадки				Речной сток			
	$R(0)$	η_M	$\hat{\alpha}_r \cdot 10^{-3}$	r	$R(0)$	η_M	$\hat{\alpha}_r \cdot 10^{-3}$	r
Январь	0,84	0,43	0,76	0,39	0,90	0,33	0,67	0,50
Февраль	0,76	0,56	0,70	0,36	0,83	0,44	0,54	0,42
Март	0,79	0,51	0,65	0,30	0,88	0,37	1,07	0,66
Апрель	0,80	0,50	1,40	0,69	0,82	0,46	1,03	0,56
Май	0,59	0,83	0,99	0,37	0,85	0,42	1,35	0,69
Июнь	0,59	0,83	0,90	0,43	0,73	0,60	1,56	0,62
Июль	0,66	0,71	1,32	0,50	0,80	0,50	1,59	0,70
Август	0,64	0,46	1,33	0,52	0,82	0,46	1,84	0,75
Сентябрь	0,82	0,40	1,01	0,52	0,83	0,44	1,85	0,79
Октябрь	0,86	0,42	0,91	0,42	0,90	0,33	1,82	0,77
Ноябрь	0,85	0,42	0,73	0,40	0,88	0,37	1,40	0,75
Декабрь	0,83	0,44	0,77	0,42	0,87	0,38	1,28	0,75
Год	0,71	0,64	1,08	0,48	0,84	0,43	1,61	0,79

Годовой цикл эмпирических ПКФ месячных значений атмосферных осадков и речного стока представлен на рис. 1. Чтобы заведомо не упрощать картину принятием каких-либо гипотез о виде ПКФ, годовой ход представлен не по аппроксимирующим функциям, а изокоррелятами, полученными путем интерполяции эмпирических коэффициентов корреляции. Шаг интерполяции ПКФ – 0,1. В мезомасштабной области, для различных элементов водного баланса, вклад крупномасштабной составляющей неодинаков. В метеорологических полях он значительно выше, чем в гидрологических. Поскольку коррелированность поля крупномасштабной составляющей выше, чем мелкомасштабной – значения $R_{\xi}(\rho)$ завышаются для величин ρ , не превышающих среднего масштаба крупных флуктуаций поля. Поэтому, ПКФ элементов водного баланса для большинства интервалов временной дискретизации полей являются выгнутыми, подчиняющимися экспоненциально-степенной зависимости типа:

$$R(\rho) = \exp(-\alpha \cdot \rho^{\beta}). \quad (35)$$

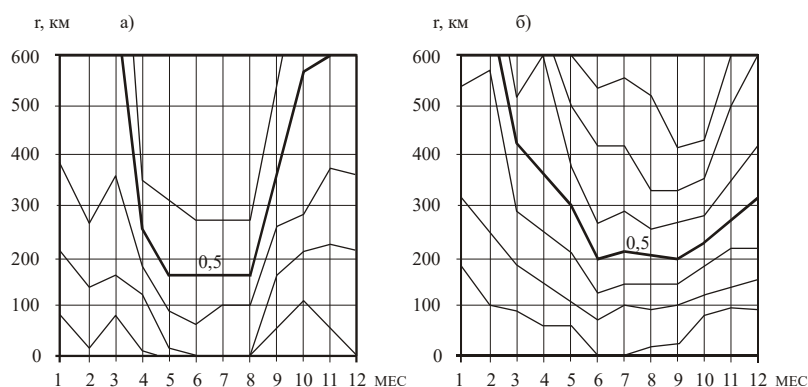


Рис. 1. Годовой цикл пространственных корреляционных функций:
а) атмосферных осадков; б) речного стока (при шаге интерполяции – 0,1)

Приведенная зависимость одинаково хорошо описывает поля всех элементов водного баланса, в том числе атмосферных осадков и речного стока. Недостатком зависимостей типа (35) является то, что они неопределимы при отрицательных коэффициентах корреляции. Значения параметров, характеризующих статистическую структуру полей атмосферных осадков и речного стока региона для различных периодов осреднения, а также коэффициентов корреляции и критериев Фишера представлены в табл. 2. Линии регрессии $R(\rho)$ атмосферных осадков для всех месяцев года вогнуты, так что с увеличением расстояния между метеостанциями убывание связности полей осадков замедляется. Для всех месяцев имеет место

неравенство $R(0) < 1$, которое увеличивается в летние месяцы, когда роль локальной неоднородности растет за счет конвективных осадков. Наименьший разброс точек относительно эмпирической линии регрессии $R(\rho)$ отличается в зимние месяцы. В пространственной коррелированности месячных сумм атмосферных осадков четко выражен годовой ход связности их полей в холодный период, которая существенно выше, чем в теплый период. Минимальная коррелированность наблюдается в летние месяцы, что вызвано несколько большей масштабностью конвективных процессов. Отметим и такую особенность, как некоторое увеличение разнородности осадков по территории в феврале и октябре за счет перехода от твердых осадков к жидким и наоборот.

Таблица 2

Характеристика статистической структуры атмосферных осадков и речного стока региона

Интервал осреднения	Атмосферные осадки				Речной сток			
	α	β	r	F	α	β	r	F
Январь	0,03	0,47	0,94	10,5	0,02	0,53	0,95	14,1
Февраль	0,05	0,41	0,96	13,5	0,04	0,39	0,97	19,5
Март	0,07	0,34	0,87	4,17	0,01	0,67	0,97	12,7
Апрель	0,02	0,71	0,96	20,7	0,02	0,62	0,99	64,3
Май	0,09	0,40	0,97	13,5	0,01	0,76	0,98	24,4
Июнь	0,11	0,36	0,99	14,9	0,02	0,67	0,97	20,1
Июль	0,07	0,42	0,92	7,01	0,01	0,73	0,96	22,0
Август	0,07	0,48	0,95	11,7	0,01	0,91	0,96	20,7
Сентябрь	0,02	0,61	0,97	26,8	0,01	0,93	0,98	39,8
Октябрь	0,02	0,58	0,92	10,9	0,01	1,04	0,97	33,7
Ноябрь	0,02	0,50	0,94	10,7	0,01	0,83	0,98	45,3
Декабрь	0,03	0,49	0,96	17,0	0,01	0,70	0,96	18,4
Год	0,07	0,43	0,93	8,40	0,01	0,91	0,98	36,4

Проверка показала, что при доверительных вероятностях 68,3 % и 95,4 % пространственные корреляционные функции атмосферных осадков неоднородны. Анизотропности поля атмосферных осадков можно оценить с помощью коэффициентов анизотропности поля (χ), которые определяются путем деления градиента поля на градиент ориентированного поля. Годовой ход коэффициентов анизотропности поля атмосферных осадков представлен на рис. 2. Поля изокоррелят для каждого месяца имеют вид эллипсов, большая ось которых ориентирована в направлении преобладающего переноса воздушных масс. Так, в январе–феврале анизотропию поля сумм атмосферных осадков определяет западный перенос воздушных

масс, в мае, июне, июле – северо-восточный. Наименьшая анизотропия полей осадков наблюдается в апреле, августе, ноябре. На рис.3 показаны изокорреляты сумм атмосферных осадков за май.

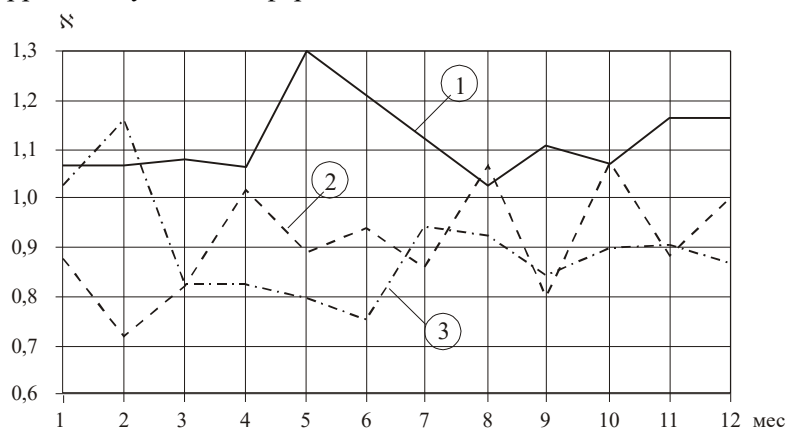


Рис. 2. Годовой ход анизотропии пространственной корреляции среднемесячных сумм атмосферных осадков региона по направлениям: 1 – СВ – ЮЗ; 2 – С – В; 3 – СЗ – ЮВ.

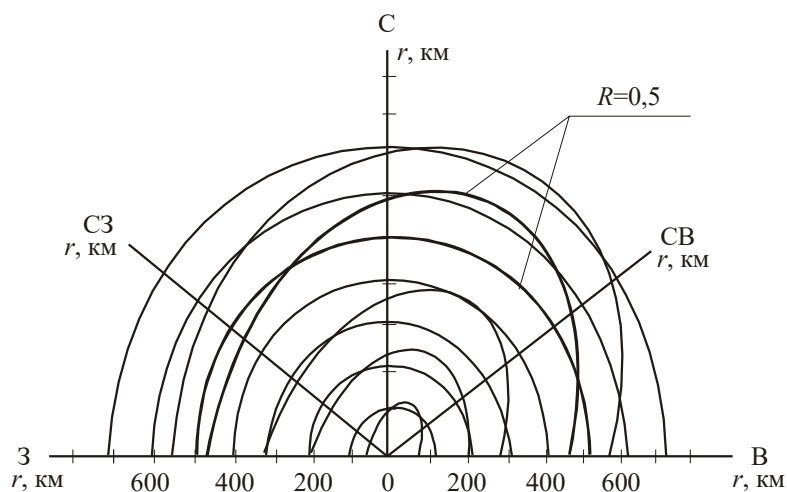


Рис. 3. Поле изокоррелят атмосферных осадков в мае (при шаге интерполяции – 0,1).

Необходимо углубленное изучение особенностей анизотропии полей элементов водного баланса, так как она меняется по территории в течение года, отражая характер циркуляции атмосферного воздуха. Это важно, в первую очередь, при изучении корреляции на больших расстояниях, поскольку макропроцессы, в отличие от процессов малого масштаба, существенно анизо-

тропны. При решении задач, которые связаны с использованием данных о корреляции на небольших расстояниях, где анизотропность сравнительно мала, можно ограничиться использованием осредненных по всем направлениям ПКФ. Линии регрессии стока, как и осадков, вогнуты, а для всех месяцев характерна срезка корреляции при нулевом сдвиге, более четко выраженная в летние месяцы. Общая картина годового цикла ПКФ стока сходна с ПКФ атмосферных осадков, потому, что режим стока рек находится в прямой зависимости от режима осадков (атмосферное водное питание водосборов доминирует). Наиболее высокая пространственная корреляция наблюдается в период зимней межени (январь, февраль). В этот период реки имеют, преимущественно, грунтовое питание, нарушаемое отдельными оттепелями, охватывающими большие территории. Несколько меньшая, но достаточно высокая, пространственная корреляция речного стока наблюдается в весенние месяцы, в период половодья. Причем, линии регрессии за эти месяцы последовательно понижаются в той степени, как уменьшается доля стока весеннего половодья. Начиная с критического месяца, линии регрессии за последующие месяцы постоянно повышаются. Поле стока рек не является однородным. По-видимому, это не может быть устранено даже подбором рек, близких по размерам водосборов и водности, и является следствием межбассейновых различий. Поэтому, при планировании природопользования, проектировании и управлении водохозяйственными системами необходимо учитывать асинхронность в формировании и динамике элементов водного баланса по территории страны.

Практическое использование сведений о пространственной структуре поля

Обработывая данные гидрометеорологических и эколого-ландшафтных наблюдений, необходимо, во-первых, правильно осмыслить, к какому временному интервалу и к какой пространственной области целесообразно относить это наблюдение в пределах необходимой точности; и во-вторых, восстановить временное пространственное распределение, т. е. построить поля анализируемых элементов как непосредственно измеренных, так и тесно связанных с измеряемыми величинами. Это требует интерпретации данных наблюдений. С целью оценки точности показаний гидрометеорологических приборов, интерполяции, экстраполяции, согласования, объективного анализа, оценки дифференциальных характеристик исследуемых полей, выборе методов контроля данных наблюдений, планирования сети станций и т.д. Проанализируем использование элементов пространственной структуры исследуемых полей элементов для целей интерполяции (на примере стока рек).

Восстановление стоковых характеристик методом пространственной интерполяции

Под восстановлением стока имеется ввиду пространственная интерполяция гидрологических величин, наблюдаемых в реперных пунктах, с целью их косвенного получения при отсутствии данных наблюдений в искомом пункте, а также корректировка в сторону уточнения измеренных данных при наличии в них антропогенных составляющих. Оптимальная пространственная интерполяция (ОПИ) сводится к следующему. Значение гидрологической величины в любой точке поля вычисляется по формуле:

$$M_{i0} = \sum_{j=1}^k P_j \cdot M_{ij}, \quad (36)$$

где M_{ij} – значение элемента в i -ый срок на j -й влияющий аналог; P_j – весовые коэффициенты; k – число влияющих рек-аналогов. Чаще уравнение (36) решается для отклонений от среднего, т. е. в виде:

$$M_{i0} = \overline{M}_0 + \sum_{j=1}^k P_j \cdot \Delta M_{ij}, \quad (37)$$

где \overline{M}_0 – норма гидрологической характеристики в точке интерполяции; ΔM_{ij} – отклонения от нормы на j -ом аналоге в i -ый срок.

После определения состава влияющих аналогов составляется система линейных уравнений для определения интерполяционных весов P_j по формуле (5). Количество влияющих рек-аналогов для каждого отдельного случая выбирается в зависимости от наличия данных по стоку за конкретный срок наблюдений, а также от расстояния между гидропостами, поэтому, совокупность влияющих рек-аналогов не остается постоянной, а система (5) также индивидуальна для различных периодов. Реальное число гидропостов, привлекаемых к процедуре интерполяции, может меняться от двух до шести. Для получения результатов с требуемой для практики точностью обычно достаточно уже трех аналогов. После решения системы (5) интерполяцию по точкам поля можно проводить по уравнению (36). Для интерполяции по уравнению (37) необходимо определить норму гидрологической характеристики в заданной точке интерполяции одним из способов: по соответствующим картам; оптимальной пространственной интерполяцией по значениям норм. Выполненная интерполяция имеет среднюю квадратическую ошибку

$$\varepsilon^2 = 1 - \sum_{j=1}^k r_{0j} \cdot P_j \quad (38)$$

По величине ε просто оценить возможную точность интерполяции, используя ее для поиска грубых ошибок в данных наблюдений. При анализе результатов интерполяции стока, можно обнаружить ошибки двух типов: ошибки в измерениях; ошибки при пространственной интерполяции, которые, в свою очередь, зависят от различий в условиях формирования стока и подбора аналогов. В большинстве случаев, близкое расположение гидропостов обеспечивает сходность физико-географических условий, высокие значения парных коэффициентов корреляции и хорошее совпадение вычисленных и измеренных величин. Среднеквадратическая ошибка оптимальной пространственной интерполяции (ОПИ) месячных величин стока, в среднем, составляет 10...20 %, хотя в отдельные месяцы могут наблюдаться и большие отклонения. Годовые (сезонные) значения гидрологических характеристик определяются с большей достоверностью.

В качестве примера, на рис. 4 и 5 приведены результаты интерполяции модулей стока за теплый период (апрель – октябрь).

Суммарная относительная ошибка интерполяции и исходных данных составляет 5...10 % от средних величин модуля стока. При восстановлении месячных величин стока контроль осуществляется путем сопоставления суммы месячных величин (за год) с годовыми значениями. Если невязка получается меньше допустимой, ее распределяют помесячно пропорционально абсолютным величинам стока. В противном случае, требуется дополнительный анализ как исходной информации, так и репрезентативности аналогов. В табл. 3 представлены результаты интерполяции модулей норм годового стока экспериментальных рек.

Таблица 3

Наблюденные и вычисленные значения модулей годового стока рек

Характеристика	Месяц											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Наблюденный сток	1,77	2,10	6,18	16,1	6,29	2,49	1,19	0,75	0,75	1,05	2,32	2,55
Вычисленный сток	2,09	2,18	6,01	14,0	6,98	2,83	1,73	1,08	1,05	1,00	2,53	3,04
Среднеквадратическая ошибка	0,18	0,02	0,03	0,13	0,11	0,14	0,45	0,24	0,17	0,02	0,09	0,19

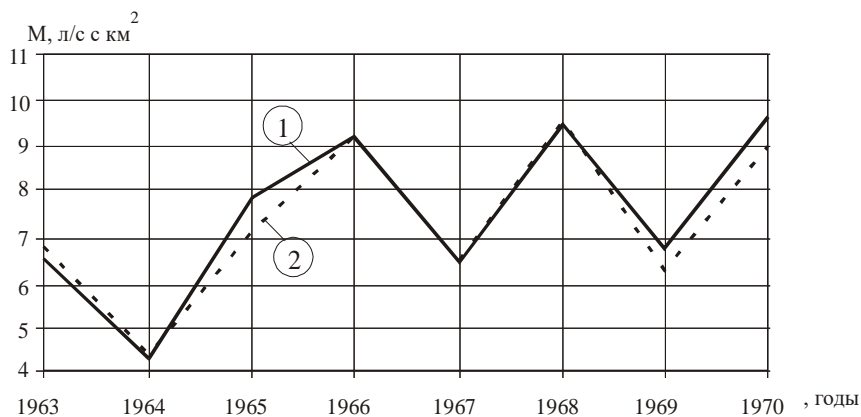


Рис. 4. Наблюдаемые (1) и вычисленные (2) значения стока рек (теплый период).

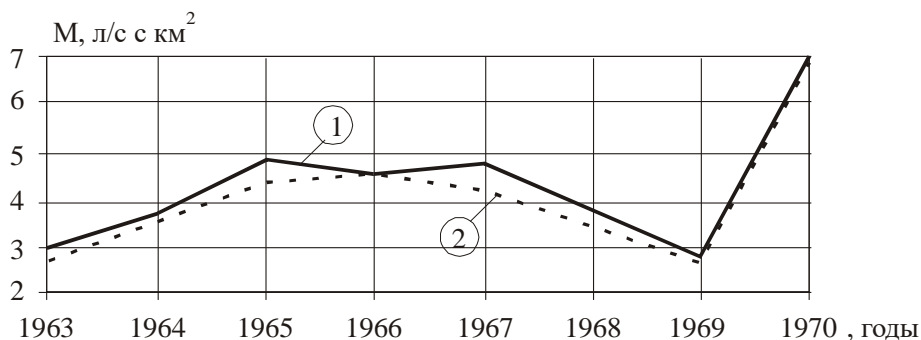


Рис. 5. Наблюдаемые (1) и вычисленные (2) значения годового стока рек.

Аналоги практически равномерно расположены вокруг пункта приведения, поэтому достигаются хорошие совпадения наблюдаемых и вычисленных величин. При использовании рек-аналогов, находящихся на значительном удалении, расхождения между измеренными и вычисленными значениями стока значительны, хотя в общих чертах восстановленные величины отражают естественный характер колебаний модулей годового стока.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бурлибаев М.Ж., Волчек А.А., Шведовский П.В. Проблемы оптимизации природопользования и природообустройства в математических моделях и методах. – Алматы: Изд-во: «Каганат», 2003. – 532 с.
2. Бурлибаев М.Ж., Нурмаганбетов Д.Ш., Волчек А.А. Теоретические и прикладные основы проблем планирования и управления природопользованием и охраной природы. – Алматы, Изд-во: «Каганат», 2007. – 360 с.

3. Бурлибаев М.Ж. Теоретические основы устойчивости экосистем трансзональных рек Казахстана. – Алматы, Изд-во: «Каганат», 2007. – 516 с.

* Казахстанское Агентство Прикладной Экологии (КАПЭ),

** Казахский национальный университет им. аль-Фараби, г. Алматы

**ӨЗЕН ЭКОСИСТЕМАСЫНЫҢ ОРНЫҚТЫЛЫҒЫН
АНЫҚТАУДАҒЫ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЯЛЫҚ ЖӘНЕ
ЭКОЛОГИЯЛЫҚ МӘЛІМЕТТЕРДІ КЕҢДІК ҚОРЫТЫНДЫЛАУ
ӘДІСТЕРІН ҚОЛДАНУ**

Техн. ғылымд. докторы М.Ж. Бүрлібаев *
Д.М. Бүрлібаева **

Өзен экосистемасының дамуы суағындарының гидрологиялық, сондай-ақ гидрохимиялық және гидробиологиялық режиміне тәуелділігі қазіргі жағдайда дәлелденген факт болып табылады. Қазақстанның барлық үлкен өзендерінің гидрологиялық режимінің антропогендік өзгеруіне байланысты қазіргі уақытта жаңа экологиялық үйреншікті табиғатты қолданудың концепциясын дамыту мақсаты туындайды. Сонымен қатар, деградацияға ұшыраған өзен экосистемасын қалпына келтіру мақсатында осы заманғы гидрометеорологиялық және экологиялық мәліметтерді кеңдік қорытындылау әдістеріне маңызды көңіл бөлінеді. Мақалада қойылған мақсатты шешу үшін жаңа тәсіл ұсынылып отыр.