

ГЕОГРАФИЯ ИНСТИТУТЫ
ИНСТИТУТ ГЕОГРАФИИ
INSTITUTE OF GEOGRAPHY

ОРТАЛЫҚ АЗИЯНЫҢ СУ РЕСУРСТАРЫ ЖӘНЕ ОЛАРДЫ ПАЙДАЛАНУ

БҰҰ жариялаған «Су – өмір үшін»
онжылдығының қорытындысына арналған
Халықаралық ғылыми-тәжірибелік конференциясының
МАТЕРИАЛДАРЫ

Қазақстан, Алматы, 22–24 қыркүйек, 2016 жыл

2 к і т а п

ВОДНЫЕ РЕСУРСЫ ЦЕНТРАЛЬНОЙ АЗИИ И ИХ ИСПОЛЬЗОВАНИЕ

МАТЕРИАЛЫ
Международной научно-практической конференции,
посвященной подведению итогов объявленного ООН десятилетия
«Вода для жизни»

г. Алматы, Казахстан, 22–24 сентября 2016 года

К н и г а 2

WATER RESOURCES OF CENTRAL ASIA AND THEIR USE

MATERIALS
International Scientific-Practical Conference
devoted to the summing-up of the "Water for Life"
decade declared by the United Nations

Almaty, Kazakhtan, September 22–24, 2016

V o l u m e 2

Алматы
2016

ӘОЖ 556(292.53)(063)
КБЖ 26.22
О-72

Научно-редакционный совет:

Е. Н. Нысанбаев (председатель), И. А. Абишев, д.э.н., проф. И. К. Бейсембетов, д.э.н., проф. Т. И. Есполов, д.г.н., проф. А. Р. Медеу, д.г.н., проф. И. М. Мальковский, д.г.н., проф., акад. НАН РК И. В. Северский

Главный редактор
д.г.н., проф. А. Р. МЕДЕУ

Редакционная коллегия:

к.г.-м.н. Б. Д. Абдуллаев, д.г.н., проф., Ф. Ж. Акмянова, к.г.н. С. К. Аламанов, к.г.н. С. К. Алимкулов, д.г.н., проф. А. Н. Амиргалиев, Б. К. Бекнияз, к.г.н. С. К. Вейсов, д.г.н., проф. Ж. Д. Достай, И. А. Коваль, д.т.н. К. А. Кожобаев, д.т.н., проф. Н. Р. Корпеев, к.г.н. А. С. Мадиев, д.г.н., проф. Х. М. Мухабатов, д.г.-м.н. О. В. Подольный, д.с.-х.н., проф. Я. Э. Пулатов, д.т.н., проф. Ш. Х. Рахимов, к.г.н. Р. Ю. Токмагамбетова, д.г.н. Л. С. Толубаева, к.г.н. А. А. Турсунова

О-72 Орта Азия су ресурстары және оларды пайдалану: БҰҰ жариялаған «Су – өмір үшін» онжылдығының қорытындысына арналған Халықаралық ғылыми-тәжірибелік конференциясының материалдары (22–24 қыркүйек, 2016 ж.) = Водные ресурсы Центральной Азии и их использование: материалы междунар. научно-практ. конф., посвященной подведению итогов объявленного ООН десятилетия «Вода для жизни». = Water resources of Central Asia and their use: materials International Scientific-Practical Conference devoted to the summing-up of the "Water for Life" decade declared by the United Nations. – Алматы, 2016. – 444 с. – каз., рус., англ.

ISBN 978-601-7150-81-5

БҰҰ жариялаған «Су – өмір үшін» онжылдығының қорытындысына арналған «Орталық Азияның су ресурстары және оларды пайдалану» атты Халықаралық ғылыми-практикалық конференция баяндамаларының жинағында климаттық өзгерістер жағдайында Орталық Азияның су ресурстарын бағалау және болжам жасау; су ресурстарын басқару әдістерін жасау; су шаруашылықтық кешендерінің геоакпараттық жүйелерін құру және математикалық үлгісін жасау; жерасты және жер беті суларының трансшекаралық алаптарындағы ынтымдастық; экстремалдық гидрологиялық құбылыстар сияқты маңызды бағыттар бойынша материалдар ұсынылған. Аталған мәселелерді шешу ұланғайыр Орталық Азия аймағының әлеуметтік-экономикалық дамуы мен саяси тұрақтылығы және экологиялық қауіпсіздігін қамтамасыз ету стратегиясында ерекше маңызды рөлге ие.

Жинақ су ресурстарын бағалау, болжам жасау, пайдалану және басқару салаларындағы мәселелермен айналысатын мамандардың ширек тобына арналған.

В сборнике докладов Международной научно-практической конференции «Водные ресурсы Центральной Азии и их использование», посвященной подведению итогов объявленного ООН десятилетия «Вода для жизни», предоставлены материалы по важным направлениям: оценка и прогноз водных ресурсов Центральной Азии в условиях изменения климата; разработка методов управления водными ресурсами; создание геоинформационных систем и математическое моделирование водохозяйственных комплексов; водное сотрудничество в трансграничных бассейнах подземных и поверхностных вод; экстремальные гидрологические явления. Решения перечисленных проблем имеет исключительно важное значение в стратегии социально-экономического развития и обеспечения политической стабильности и экологической безопасности обширного Центрально-Азиатского региона.

Сборник предназначен для широкого спектра специалистов, занимающихся решением широкого спектра проблем в области оценки, прогноза, использования и управления водными ресурсами.

In reports of the International scientific-practical conference "Water Resources of Central Asia and their use", dedicated to summing up of the UN Decade "Water for Life", are provided materials on the following issues: evaluation and forecast of water resources in Central Asia in the context of the climate change; development of water management; creation of geoinformation systems and mathematical modeling of water systems; water Cooperation in transboundary basins, groundwater and surface water; hydrological phenomenon. Solutions to the above issues are of crucial importance in the strategy for socio-economic development and political stability as well as an environmental safety of Central Asian region as a whole.

The collection is designed for a wide range of professionals involved in the decision of significant issues in the field of assessment, forecasting, use and management of water resources.

ӘОЖ 556(292.53)(063)
КБЖ 26.22

ISBN 978-601-7150-81-5

© ТОО «Институт географии», 2016

С. К. ДАВЛЕТГАЛИЕВ

Казахский национальный университет им. аль-Фараби, Алматы, Казахстан

ПРОГНОЗ ГИДРОГРАФА СТОКА РЕКА ЖАЙЫК – СЕЛО КУШУМ НА ОСНОВЕ СМОДЕЛИРОВАННЫХ РЯДОВ

Ауа температурасы, атмосфералық жауын-шашын және айлық ағынды көрсеткіштерінің біріктірілген модельдеу мүмкіндігін канондық жіктеу әдісімен көрсетілген. Модельдеу әдістемесі асимметрия, вариация коэффициенттерін және оның орташа мәндерін, сонымен қатар авто- және өзара корреляциясын сақтауға мүмкіндік береді. Ағынды қалыптастырушы факторлардың модельденген мәндері метеорологиялық факторлар болжау мәліметтері бойынша ағынды гидрографын ұзақмерзімді болжауды кезінде қолдануға болады.

Показана возможность совместного моделирования значений месячного стока, осадков и температуры воздуха методом канонического разложения. Методика моделирования позволяет сохранить значения средних коэффициентов вариации и асимметрии, а также коэффициентов авто- и взаимной корреляции. Смоделированные значения стокообразующих факторов могут быть использованы для составления долгосрочных прогнозов гидрографов стока по данным прогноза метеорологических факторов.

The work shows the possibility of jointed simulation of monthly stream flow, precipitation and air temperature with the method of canonical expansions. The method of simulation permits to maintain mean variation and asymmetry coefficients as well as autocorrelation and cross-correlation coefficients. The necessity of jointed simulation of not only stream flow, but also runoff factors, in particular, precipitation and air temperature arises when a number of water management and hydrological problems are solved. Such a problem may arise in the stream flow forecasting with taking into consideration of possible climate change.

Введение. Вопросу моделирования гидрографов месячного стока, в том числе групповому их моделированию, посвящен ряд работ [1–6, 8–11]. Достоинство и недостатки этих методов обсуждены в [3]. Однако в этих работах не рассмотрена возможность их применения для совместного моделирования месячного стока и стокообразующих факторов.

При решении ряда водохозяйственных и гидрологических задач возникает необходимость совместного статистического моделирования не только величин стока, но и стокообразующих факторов, в частности осадков и температур воздуха. Такая задача может возникнуть при прогнозировании стока с учетом возможных изменений климата.

Задача моделирования заключается в получении множества гидрографов стока, отвечающих определенным состояниям осадков и температуры воздуха.

Получение множества реализаций гидрографов стока и стокообразующих факторов можно рассматривать как задачу моделирования случайных векторов и процессов, заданных в конечном интервале времени. Моделирование может проводиться методом условных распределений, для чего должны быть известны многомерные распределения процесса. Вопрос выбора многомерных распределений вероятностей окончательно не решен [5]. Поэтому с практической точки зрения способы получения возможных реализаций случайного процесса в рамках корреляционной теории оказываются более приемлемыми, чем в рамках многомерных распределений. В этом случае задача моделирования процессов, отличных от нормальных, сводится к моделированию нормальных процессов с последующим переходом к исходному закону распределения. Нормальные процессы однозначно задаются матрицей корреляционных моментов, и, следовательно, моделирование их в рамках корреляционной теории равносильно моделированию по заданным многомерным распределениям. С этой позиции наилучшим методом для статистического моделирования процесса стока может служить каноническое разложение. Оно позволяет охарактеризовать случайный процесс совокупностью независимых случайных величин и неслучайных функций. Метод является оптимальным в классе линейных преобразований. По сути дела, здесь мы имеем разложение по естественным ортогональным составляющим (метод главных компонент). Целесообразность ее применения для моделирования речного стока отмечена в [8].

Важным преимуществом метода канонического разложения является возможность его обобщения для моделирования взаимосвязанных гидрометеорологических рядов одновременно в нескольких створах [2, 3, 7]. Задача моделирования сводится к моделированию случайных векторных функций.

В качестве исходной информации в работе использовались обширный архивный и фондовый материал РГП «Казгидромет» (УГКС КазССР), справочные и каталожные данные государственного водного кадастра, монография «Ресурсы поверхностных вод СССР».

Методика исследований. Каноническое разложение случайных векторных функций получается естественным образом путем обобщения формул одномерного случая. Для этого, как показано в [7], достаточно в соответствующих соотношениях аргумент t заменить совокупностью аргументов t и ввести номер составляющих случайной векторной функции ℓ . Тогда разложение случайной векторной функции задается следующей формулой:

$$Q_{\ell}(t_{\nu}) = m_{Q}(t_{\nu}) + \sum_{i=1}^N \sum_{v=1}^M \varphi_{v\ell}^{(i)}(t_{\nu}) V_{\nu}, \quad (1)$$

$(i, \ell = 1, \dots, N)$

где

$$\varphi_{v\ell}^{(i)}(t_{\nu}) = \frac{1}{D_{\nu}^{(i)}} \left[K_{i\ell}(t_{\nu}, t_{\mu}) - \sum_{k=1}^{i-1} \sum_{m=1}^M D_m^{(k)} \varphi_{mi}^{(k)}(t_{\nu}) \varphi_{mi}^{(k)}(t_{\mu}) - \sum_{m=1}^{\nu-1} D_m^{(i)} \varphi_{mi}^{(i)}(t_{\nu}) \varphi_{mi}^{(i)}(t_{\mu}) \right] \quad (2)$$

– авто- и взаимнокоординатные функции;

$$D_{\nu}^{(i)} = K_{ii}(t_{\nu}, t_{\nu}) - \sum_{k=1}^{i-1} \sum_{m=1}^M D_m^{(k)} [\varphi_{mi}^{(k)}(t_{\nu})]^2 - \sum_{m=1}^{\nu-1} D_m^{(i)} [\varphi_{mi}^{(i)}(t_{\nu})]^2 \quad (3)$$

– дисперсия случайных коэффициентов V ; $K_{ii}(t_{\nu}, t_{\mu})$ – корреляционные и взаимнокорреляционные функции векторной случайной функции $Q_{\ell}(t)$; M – количество расчетных интервалов в году (месяцы, декады).

Здесь

$$\nu = 1, 2, \dots, M;$$

$$\mu > \nu; \mu = \nu + 1, \nu + 2, \dots, M \text{ (при } \ell = i);$$

$$\mu = 1, 2, \dots, M; 1 = i + 1, i + 2, \dots, N \text{ (при } \ell > i).$$

Записав выражение (1) для центрированных функций, умножив обе части полученного равенства на V и выполнив операцию математического ожидания, а также учитывая свойства случайных коррелированных коэффициентов, получим координатные функции первой составляющей $Q_1(t)$ и ее взаимнокоординатную функцию с другими составляющими. Далее, принимая во внимание отличие канонического разложения составляющих $Q_2(t), Q_3(t), \dots, Q_N(t)$ от $Q_1(t)$, определяем каноническое разложение второй составляющей $Q_2(t)$ и получаем формулу для корреляционных функций $Q_3(t)$ и ее взаимнокорреляционную функцию с остальными составляющими $Q_3(t), \dots, Q_N(t)$. Из этой формулы определяются авто- и взаимнокоординатные функции составляющей $Q_2(t)$. Продолжая этот процесс, построим по очереди каноническое разложение всех составляющих случайной векторной функции $Q_{\ell}(t)$.

Формула (1) для канонического разложения трех случайных функций применительно к данной задаче может быть записана в виде

$$Q(t) = m_Q(t) + \sum_{v=1}^M \varphi_{v1}^{(1)}(t) V_{\nu}^{(1)},$$

$$P(t) = m_p(t) + \sum_{v=1}^M \varphi_{v2}^{(1)}(t) V_{\nu}^{(1)} + \sum_{v=1}^M \varphi_{v2}^{(2)}(t) V_{\nu}^{(2)},$$

$$T(t) = m_T(t) + \sum_{v=1}^M \varphi_{v3}^{(1)}(t) V_{\nu}^{(1)} + \sum_{v=1}^M \varphi_{v3}^{(2)}(t) V_{\nu}^{(2)} + \sum_{v=1}^M \varphi_{v3}^{(3)}(t) V_{\nu}^{(3)}, \quad (4)$$

где $m_Q(t)$, $m_P(t)$, $m_T(t)$ – математическое ожидание составляющих $Q(t)$, $P(t)$, $T(t)$; $V_v^{(1)}$, $V_v^{(2)}$, $V_v^{(3)}$ – некоррелированные случайные величины, математические ожидания которых равны нулю; $\varphi_{v_2}^{(1)}(t)$, $\varphi_{v_3}^{(1)}(t)$ – взаимные координатные функции $Q(t)$ с составляющими $P(t)$ и $T(t)$; $\varphi_{v_3}^{(2)}(t)$ – то же, составляющих $P(t)$ и $T(t)$; $\varphi_{v_3}^{(3)}(t)$ – координатные функции составляющей $T(t)$. Здесь $Q(t)$ означает сток, $P(t)$ – атмосферные осадки, $T(t)$ – температура воздуха.

Координатные функции $\varphi_{v_3}^{(1)}(t)$, $\varphi_{v_3}^{(2)}(t)$, $\varphi_{v_3}^{(3)}(t)$ и дисперсии случайных величин вычисляются по формулам, приведенным в [3], где рассматривается возможность метода канонического разложения для группового моделирования гидрографов стока. Функции $\varphi_{v_1}^{(1)}$, $\varphi_{v_2}^{(1)}$, $\varphi_{v_2}^{(2)}$ определяются из (2) при $i = 1, \ell = 1$; $i = 1, \ell = 2$ и $i = 2, \ell = 2$.

Статистическое моделирование месячного стока, осадков и температуры воздуха выполнено по формуле (4). Из нее следует, что сначала строится каноническое разложение стока первой составляющей $Q(t)$, как и в случае одномерного разложения, затем по значениям $\varphi_{v_2}^{(1)}(t)$, $\varphi_{v_2}^{(2)}(t)$ – каноническое разложение второй составляющей $P(t)$, по функциям $\varphi_{v_3}^{(1)}(t)$, $\varphi_{v_3}^{(2)}(t)$, $\varphi_{v_3}^{(3)}(t)$ – разложения третьей составляющей $T(t)$. Алгоритм моделирования величин стока, осадков и температур воздуха гидрографов стока заключается в следующем:

1. Оценка однородности рядов наблюдений.
2. Ввод исходных данных – реализация месячных величин стока, осадков и температур воздуха и таблицы $K(P, C_v)$ для распределения С. Н. Крицкого и М. Ф. Менкеля при соответствующих соотношениях между параметрами C_v и C_s .
3. Вычисление математических ожиданий, коэффициентов вариации и асимметрии, матрицы корреляционных моментов и нормированной корреляционной матрицы, коэффициентов автокорреляции месячного стока, осадков и температуры воздуха.
4. Ввод отношения между параметрами C_v и C_s .
5. Оценка несмещенного значения коэффициентов вариации и автокорреляции.
6. Определение средних месячных расходов воды по уравнению авторегрессии с учетом связи между смежными членами стокового ряда.
7. Вычисление координатных функций и дисперсии случайных коэффициентов.
8. Формирование случайных коэффициентов V_v с заданным стандартным отклонением и нулевым математическим ожиданием.
9. Получение реализации случайных величин по уравнению канонического разложения.
10. Определение вероятности (обеспеченности) переменных, вычисленных в пункте 9.
11. Преобразование рассчитанных значений обеспеченности (0–100%) в табличный интервал от 0,001 до 99,9 %.
12. Вход по полученным значениям обеспеченности в таблицу кривой распределения Крицкого–Менкеля при заданном C_v и C_s/C_v и вычисление модульных коэффициентов стока путем интерполяции их табличных значений.
13. Сравнение статистических параметров исходных и смоделированных рядов.

Моделирование стока и стокообразующих факторов по месячным интервалам времени предполагает статистическую обработку данных и установление их закона распределения.

Закон распределения рассматриваемых величин может быть определен по критериям согласия. В этой работе использован критерий Пирсона χ^2 . Установлено, что месячные величины стока, осадков и температур воздуха хорошо описываются кривой распределения Крицкого–Менкеля при различных соотношениях между параметрами C_s и C_v .

Результаты исследований и их обсуждение. Важным критерием качества модели является совпадение параметров кривых обеспеченностей наблюдаемых и смоделированных рядов. Сравнение параметров месячных значений изучаемых величин показано в таблице 1. Из этой таблицы видно хорошее соответствие средних и коэффициентов вариации месячных значений стока, осадков и температур воздуха при продолжительности смоделированных рядов $n = 1000$ лет. Расхождение между наблюдаемыми и смоделированными значениями коэффи-

Таблица 1 – Статистические параметры среднемесячных расходов, осадков и температур воздуха для наблюдаемых (1-я строка) и с моделированных (2-я строка) рядов (n = 1000)

| Параметр | Месяцы | | | | | | | | | | | | Год |
|-------------------------|--------|-------|-------|-------|------|------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | I | II | III | IV | V | VI | VII | VIII | IX | X | XI | XII | |
| Река Жайык – село Кушум | | | | | | | | | | | | | |
| Q, м ³ /с | 82,2 | 74,3 | 67,3 | 1130 | 1548 | 480 | 240 | 162 | 128 | 110 | 102 | 75 | 350 |
| | 84,5 | 77,5 | 67,4 | 1147 | 1575 | 476 | 241 | 162 | 127 | 106 | 101 | 74 | 354 |
| Cv | 0,47 | 0,53 | 0,49 | 0,58 | 0,56 | 0,5 | 0,41 | 0,38 | 0,41 | 0,4 | 0,45 | 0,52 | 0,41 |
| | 0,5 | 0,57 | 0,52 | 0,58 | 0,6 | 0,51 | 0,39 | 0,38 | 0,41 | 0,39 | 0,46 | 0,5 | 0,42 |
| Cs/Cv | 5 | 4 | 4 | 3 | 3 | 1 | 5 | 1 | 6 | 6 | 6 | 6 | 0,62 |
| | 5,4 | 4,2 | 4,2 | 2,9 | 3,1 | 1 | 3,6 | 0,8 | 4,9 | 5,2 | 4,7 | 5,4 | 1,35 |
| r | 0,3 | 0,46 | 0,1 | 0,06 | 0,26 | 0,09 | 0,19 | 0,17 | 0,2 | 0,16 | 0,08 | 0,06 | 0,22 |
| | 0,27 | 0,42 | 0,09 | 0,1 | 0,3 | 0,13 | 0,18 | 0,17 | 0,15 | 0,18 | 0,07 | 0,1 | 0,24 |
| Осадки | | | | | | | | | | | | | |
| X, мм | 20 | 15,4 | 17,1 | 25,2 | 21,4 | 26 | 21,9 | 17,8 | 18 | 23,3 | 24,4 | 22,6 | 21,1 |
| | 20,8 | 15,6 | 17,8 | 26 | 21,6 | 25,9 | 22,2 | 17,3 | 17,8 | 23,6 | 24,5 | 22,5 | 21,3 |
| Cv | 0,51 | 0,54 | 0,56 | 1,17 | 0,49 | 0,47 | 0,51 | 0,61 | 0,54 | 0,48 | 0,43 | 0,43 | 0,21 |
| | 0,53 | 0,53 | 0,57 | 1,16 | 0,48 | 0,48 | 0,53 | 0,65 | 0,56 | 0,47 | 0,42 | 0,44 | 0,22 |
| Cs/Cv | 6 | 1 | 2 | 4 | 6 | 5 | 1 | 1 | 1 | 1 | 3 | 2 | 1,44 |
| | 4,4 | 1 | 1,8 | 3,3 | 4,1 | 4,4 | 1 | 1,1 | 1 | 1,2 | 3,4 | 2,2 | 1,2 |
| r | 0,12 | -0,15 | 0,1 | -0,02 | 0,04 | 0,15 | -0,11 | 0,12 | 0,05 | -0,15 | -0,34 | -0,12 | 0,05 |
| | 0,1 | -0,14 | 0,11 | 0,06 | 0,04 | 0,05 | -0,1 | 0,06 | 0,01 | -0,18 | -0,3 | -0,11 | 0,05 |
| Температура воздуха | | | | | | | | | | | | | |
| T | -10,3 | -10 | -3,02 | 9,01 | 16,8 | 22 | 24,4 | 22,2 | 15,7 | 6,88 | -0,77 | -7,15 | 7,14 |
| | -10,1 | -9,93 | -3 | 8,93 | 16,8 | 22,1 | 24,5 | 22,3 | 15,8 | 7,04 | -0,74 | -7,18 | 7,29 |
| Cv | 0,26 | 0,26 | 0,15 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,18 | 0,03 |
| | 0,28 | 0,27 | 0,15 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,11 | 0,11 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,18 | 0,05 |
| Cs/Cv | 5 | 1 | 2 | 5 | 4 | 6 | 5 | 4 | 4 | 1 | 1 | 2 | -0,34 |
| | 4,9 | 1 | 2,9 | 3,9 | 4,7 | 5,1 | 4,6 | 4,3 | 4,4 | 1,3 | 1,5 | 2,5 | 0,28 |
| r | 0,27 | -0,19 | 0,09 | -0,11 | 0 | 0,35 | 0 | 0,14 | -0,15 | 0,22 | 0,2 | 0,15 | 0,07 |
| | 0,26 | -0,2 | 0,04 | -0,06 | 0,03 | 0,32 | -0,02 | 0,08 | -0,1 | 0,22 | 0,26 | 0,12 | 0,14 |

коэффициентов асимметрии автокорреляции первого порядка лежат в пределах точности расчета этих параметров. Модель канонического разложения также хорошо воспроизводит корреляционную и взаимокорреляционную матрицу. В таблице 2 приведены фрагменты корреляционной матрицы стока, осадков и температур воздуха.

В таблице 3 представлена взаимокорреляционная матрица стока и осадков. Как видно из этой таблицы, связь между стоком и месячными осадками для зимних месяцев отсутствует, а для летних месяцев связь между ними характеризуется коэффициентами корреляции 0,16–0,30, июньские осадки существенно влияют на сток июня–сентября. Отсутствие связи между стоком и осадками зимних месяцев для данного района соответствует условиям формирования стока р. Жайык. Здесь сумма осадков зимнего периода (сентябрь–март) определяет величину весеннего стока этой реки.

Ввиду слабой зависимости месячных значений стока от месячных значений осадков и температур воздуха выбор гидрографа стока, соответствующего определенным значениям осадков и температур воздуха, необходимо проводить с осторожностью. Одним и тем же значениям осадков и температур воздуха может соответствовать несколько гидрографов различной водности. В этом случае необходимо учитывать особенность формирования стока реки. Так, для р. Жайык водность года определяется величиной суммы зимних осадков и температурой воздуха за период таяния снега.

Таблица 2 – Корреляционная матрица наблюдаемых (1-я строка) смоделированных (2-я строка) рядов стока, осадков и температуры воздуха

| Месяц | I | II | III | IV | V | VI | VII | VIII | IX | X | XI | XII |
|---------------------|---|-------|-------|-------|------|-------|-------|------|-------|------|------|------|
| Р. Жайык – с. Кушум | | | | | | | | | | | | |
| I | 1 | 0,95 | 0,53 | 0,34 | 0,33 | 0,19 | 0,24 | 0,32 | 0,33 | 0,18 | 0,07 | 0,08 |
| | | 0,92 | 0,52 | 0,34 | 0,38 | 0,22 | 0,32 | 0,39 | 0,39 | 0,18 | 0,13 | 0,06 |
| II | 1 | 0,53 | 0,31 | 0,35 | 0,24 | 0,33 | 0,4 | 0,42 | 0,21 | 0,1 | 0,07 | |
| | | 0,49 | 0,31 | 0,39 | 0,25 | 0,37 | 0,43 | 0,42 | 0,18 | 0,11 | 0,04 | |
| III | 1 | 0,19 | 0,06 | 0,18 | 0,13 | 0,17 | 0,27 | 0,15 | 0,11 | 0,19 | | |
| | | 0,18 | 0,05 | 0,15 | 0,13 | 0,19 | 0,27 | 0,1 | 0,06 | 0,13 | | |
| Осадки | | | | | | | | | | | | |
| IV | 1 | 0,06 | -0,1 | 0,23 | 0,26 | -0,08 | 0,13 | 0,06 | -0,27 | | | |
| | | 0,08 | -0,04 | 0,19 | 0,25 | -0,04 | 0,1 | 0,05 | -0,21 | | | |
| V | 1 | 0,44 | 0,38 | 0,07 | 0,04 | -0,01 | 0,01 | 0,02 | | | | |
| | | 0,36 | 0,34 | 0,06 | 0,06 | 0 | -0,01 | 0,03 | | | | |
| VI | 1 | 0,12 | 0,26 | 0,03 | 0,04 | -0,04 | 0,03 | | | | | |
| | | 0,02 | 0,26 | -0,05 | 0,04 | -0,04 | 0,04 | | | | | |
| Температура воздуха | | | | | | | | | | | | |
| VII | 1 | 0,15 | 0,26 | 0,23 | 0,02 | -0,05 | | | | | | |
| | | 0,15 | 0,24 | 0,12 | 0,01 | -0,01 | | | | | | |
| VIII | 1 | -0,17 | -0,14 | -0,23 | 0,1 | | | | | | | |
| | | -0,18 | -0,2 | -0,23 | 0,09 | | | | | | | |
| IX | 1 | 0,16 | 0,33 | -0,18 | | | | | | | | |
| | | 0,17 | 0,3 | -0,14 | | | | | | | | |
| X | 1 | 0,13 | 0,09 | | | | | | | | | |
| | | 0,14 | 0,09 | | | | | | | | | |

Анализ взаимокорреляционной матрицы стока и температуры воздуха показывает наличие слабой положительной связи между стоком и температурой воздуха в январе–апреле, при этом наибольшее значение коэффициентов корреляции приходится на март–апрель. Для остальных месяцев связь между стоком и температурой отрицательная, т.е. с повышением температуры сток уменьшается.

Решение задачи проверим на примере данных за 1980 и 1996 гг. бассейна р. Жайык. Для этой цели из фактических данных наблюдений за указанные годы определены параметры $\sum X_{IX-X}$, $\sum X_{XI-III}$ и $\sum t_{IV-VI}$ (таблица 4). Из множества смоделированных данных стока, осадков и температуры воздуха по методу аналогии выбираем суммы осадков за $\sum X_{IX-X}$, $\sum X_{XI-III}$ и температуры воздуха $\sum t_{IV-VI}$, близкие к сумме фактических данных за 1980 и 1996 гг. (см. таблицу 4), и по порядковому номеру реализации этих данных определяем соответствующий им гидрограф месячного стока. Как отмечалось, в смоделированных рядах значения стокообразующих факторов, соответствующие фактическим или прогнозным их значениям, могут быть представлены несколькими реализациями.

За 1980 г. по реализациям стокообразующих факторов, близких по значениям к фактическим данным, выбраны два гидрографа месячного стока с соответствующим номером смоделированного ряда 451. Как видно из таблицы 4, величина прогнозного годового стока по данным ряда №451 отличается от фактического на 7,26%, а по данным №187 – на 26,8%.

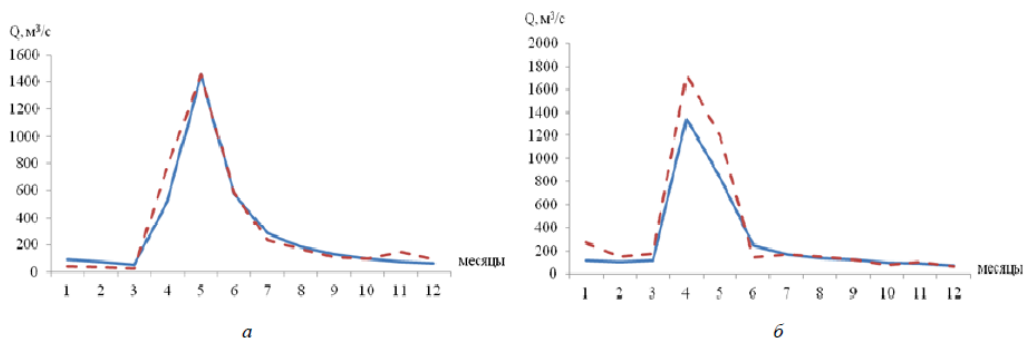
Таблица 3 – Взаимокорреляционная матрица среднемесячных расходов воды и месячных количеств осадков для наблюдаемых (1-я строка) и смоделированных (2-я строка) рядов (n = 1000)

| Месяц | I | II | III | IV | V | VI | VII | VIII | IX | X | XI | XII |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| I | 0,11 | 0,16 | -0,14 | 0,06 | 0,23 | 0,17 | 0,13 | 0,18 | 0,2 | 0,09 | -0,01 | -0,04 |
| | 0,07 | 0,08 | -0,15 | 0,1 | 0,27 | 0,21 | 0,18 | 0,23 | 0,21 | 0,12 | 0,04 | -0,04 |
| II | -0,18 | -0,12 | -0,13 | 0,09 | 0,26 | 0,17 | 0,17 | 0,12 | 0,03 | 0,08 | 0,06 | 0,14 |
| | -0,12 | -0,08 | -0,11 | 0,09 | 0,15 | 0,12 | 0,09 | 0,04 | -0,03 | 0,06 | 0,01 | 0,13 |
| III | -0,11 | -0,11 | -0,04 | 0,18 | 0,32 | 0,19 | 0,11 | 0,15 | 0,12 | -0,05 | 0,09 | 0,12 |
| | -0,09 | -0,09 | -0,05 | 0,17 | 0,32 | 0,21 | 0,14 | 0,17 | 0,11 | -0,05 | 0,07 | 0,08 |
| IV | 0,26 | 0,14 | 0,08 | -0,02 | 0,29 | 0,27 | 0,24 | 0,4 | 0,3 | 0,14 | 0,02 | 0,05 |
| | 0,19 | 0,08 | 0,06 | -0,04 | 0,21 | 0,25 | 0,23 | 0,35 | 0,25 | 0,15 | 0,02 | 0,02 |
| V | 0,06 | 0,08 | 0,07 | 0,26 | 0,16 | 0,38 | 0,46 | 0,37 | 0,24 | 0,08 | 0,12 | 0,15 |
| | 0,07 | 0,08 | 0,04 | 0,23 | 0,13 | 0,35 | 0,43 | 0,36 | 0,22 | 0,09 | 0,09 | 0,02 |
| VI | 0,04 | 0,1 | 0,06 | 0,16 | 0,23 | 0,3 | 0,52 | 0,48 | 0,44 | 0,22 | 0,46 | 0,22 |
| | 0,04 | 0,07 | 0,05 | 0,18 | 0,19 | 0,24 | 0,4 | 0,4 | 0,37 | 0,16 | 0,45 | 0,2 |
| VII | -0,08 | -0,06 | 0,06 | -0,02 | -0,07 | 0,18 | 0,23 | 0,22 | 0,13 | 0,07 | -0,11 | -0,09 |
| | -0,09 | -0,07 | 0,08 | -0,04 | -0,1 | 0,16 | 0,22 | 0,21 | 0,08 | 0,03 | -0,15 | -0,12 |
| VIII | 0,05 | 0,05 | 0,15 | 0,33 | 0,28 | 0,24 | 0,13 | 0,29 | 0,46 | 0,37 | 0,37 | 0,23 |
| | 0,08 | 0,06 | 0,11 | 0,28 | 0,25 | 0,29 | 0,17 | 0,33 | 0,45 | 0,36 | 0,31 | 0,19 |
| IX | -0,14 | -0,15 | -0,07 | -0,09 | -0,23 | -0,05 | -0,02 | -0,11 | 0 | 0,22 | 0,09 | -0,12 |
| | -0,16 | -0,16 | -0,08 | -0,13 | -0,25 | -0,06 | -0,05 | -0,13 | -0,03 | 0,18 | 0,05 | -0,1 |
| X | -0,17 | -0,18 | -0,3 | -0,2 | 0,01 | 0,05 | 0,1 | 0,14 | -0,02 | -0,04 | 0,3 | 0,16 |
| | -0,08 | -0,09 | -0,25 | -0,2 | 0,03 | 0,02 | 0,05 | 0,1 | -0,02 | -0,02 | 0,33 | 0,15 |
| XI | -0,04 | -0,1 | 0 | -0,01 | 0,06 | -0,01 | -0,17 | -0,15 | -0,1 | 0 | 0,11 | 0,28 |
| | -0,05 | -0,07 | 0 | 0 | 0,03 | -0,02 | -0,13 | -0,13 | -0,09 | 0,01 | 0,08 | 0,2 |
| XII | -0,02 | 0,02 | -0,06 | 0,15 | -0,08 | -0,14 | -0,03 | -0,11 | -0,15 | -0,1 | -0,05 | 0,05 |
| | 0,02 | 0,05 | 0,02 | 0,21 | -0,04 | -0,11 | -0,02 | -0,09 | -0,1 | -0,05 | -0,04 | 0,07 |

Таблица 4 – Характеристики стокообразующих факторов и среднегодовой расход воды

| № | Год | $\sum X_{IX-X}$, мм | $\sum X_{XI-III}$, мм | $\sum t_{IV-VI}$, °C | Годовой сток, м ³ /с | Отклонение, % |
|-----|------|----------------------|------------------------|-----------------------|---------------------------------|---------------|
| 451 | 1980 | 28,4 | 118 | 44,9 | 289 | 7,26 |
| | | 42,0 | 115 | 42,0 | 310 | |
| 187 | 1996 | 19,7 | 84,7 | 57,9 | 283 | 26,8 |
| | | 15,1 | 91,2 | 45,3 | 359 | |

В числителе приведены фактические данные, в знаменателе – смоделированные значения стокообразующих факторов (прогнозные) и расходы воды.



Гидрографы месячного стока р. Жайык – с. Кушум: а – за 1980 г.; б – за 1996 г.; - - - наблюдаемые данные; --- прогнозные.

Заключение. Таким образом, ряды стока, осадков и температуры воздуха, смоделированные методом канонического разложения, имеют параметры, близкие к параметрам наблюдаемых рядов, и сохраняют авто- и взаимнокорреляционную матрицу, присущую к исходным рядам. Следовательно, метод канонического разложения может быть использован для совместного моделирования стока и стокообразующих факторов. Смоделированные значения стокообразующих факторов могут быть использованы для составления долгосрочных прогнозов гидрографов стока по данным прогноза метеорологических факторов.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] Бусалаев И.В., Давлетгалиев С.К. Описание речного стока в нескольких створах методом канонического разложения // *Метеорология и гидрология*. – 1982. – № 3. – С. 81-88.
- [2] Давлетгалиев С.К. Совместное моделирование рядов годового стока рек методом канонического разложения // *Метеорология и гидрология*. – 1991. – № 10. – С. 102-108.
- [3] Давлетгалиев С.К. Групповое моделирование гидрографов месячного стока // *Водные ресурсы*. – 2013. – Т. 40, № 4. – С. 350-358.
- [4] Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. О приемах исследования случайных колебаний речного стока // *Труды НИУ ГУГМС*. – 1946. – Сер. 4, вып. 29. – С. 3-32.
- [5] Лаукс Д., Стединжер Дж., Хейт Д. Планирование и анализ водохозяйственных систем. – М.: Энергоатомиздат, 1984. – 400 с.
- [6] Резниковский А.Ш., Великанов М.А. Статистическое моделирование многомерных гидрологических процессов // *Тр. V Всесоюз. гидрол. съезда*. – Л.: Гидрометеониздат, 1989. – Т. 6. – С. 52-57.
- [7] Пугачев В.С. Теория случайных функций. – М.: Физматгиз, 1962. – 884 с.
- [8] Сванидзе Г.Г. Математическое моделирование гидрологических рядов. – Л.: Гидрометеониздат, 1977. – 293 с.
- [9] Gurta R.S. Multi-Site stream-flow simulation of saint John River // *J. Climat*. – 1981. – Vol. 62. – P. 1-6.
- [10] Spolia S.K., Shader S. Stream flow Simulation. – A model based on canonical expansions // *J. Hydrol*. – 1977. – Vol. 35, N 4-4.
- [11] Nageshwar R.B., Elbert E. Whitlatch. Jr. Application of the HEC-4 monthly stream-flow simulation model // *Water Resour. Bulletin*. – 1980. – Vol. 16, N 4. – P. 587.