

УДК 556.16.06

**Волчек А.А., Валуев В.Е., Мешик О.П.,  
Парфомук С.И., Дашкевич Д.Н.**

## КОЛИЧЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА ВЛИЯНИЙ ИЗМЕНЯЮЩЕГОСЯ КЛИМАТА НА ВОДНЫЙ РЕЖИМ РЕК БЕЛАРУСИ

**Введение.** Современные трансформации водного режима рек в условиях изменяющегося климата. Тенденции многолетних колебаний параметров климата коррелируются с фактом глобального потепления (за 1907 – 2006 гг. – в среднем на планете на плюс 0,75 °С). При этом, годовые минимумы и максимумы температур воздуха увеличиваются, а размах между ними сокращается. Особенно чувствительны к колебаниям параметров климата водные ресурсы, качественно и количественно зависящие от постоянно увеличивающейся антропогенной нагрузки на водные экосистемы.

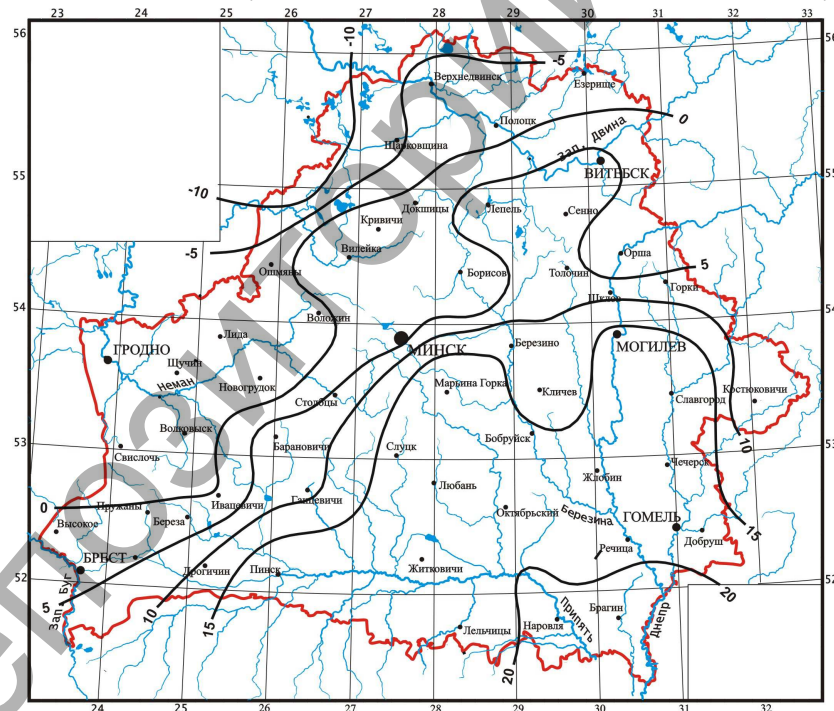
В исследовании использованы материалы наблюдений за параметрами климата по 40 метеостанциям Беларуси. Исходные ряды разбиты на периоды: 1950–1984 гг. и 1985–2009 гг., в связи с тем, что в 1985 году обозначилось заметное изменение климатоформирующих условий.

При статистическом анализе временных рядов использованы месячные графики колебаний климатических характеристик, разностные интегральные кривые, статистические оценки, в том числе критерии Стьюдента и Фишера.

На основе линейного тренда имеющиеся ряды наблюдений за температурой воздуха, атмосферными осадками и дефицитами влажности воздуха продлены до 2020 года, т.е. – получены значения

математического ожидания основных характеристик климата на 2020 год. Установлено, что тренд средней годовой температуры воздуха составляет 0,7 °С/10 лет, среднегодовых значений атмосферных осадков – 20 мм/10 лет, среднегодовых значений дефицитов влажности воздуха – 0,21 мб/10 лет (период 1985–2009 гг.). Существенно изменилась за это время внутригодовая структура анализируемых параметров климата, что особенно характерно для января, июля и сентября. Кроме того, выполнен анализ возможного изменения речного стока в зависимости от прогнозируемого изменения параметров климата в 2020 году. Обнаружена тенденция к возможному изменению речного стока в направлении с северо-запада на юго-восток страны (рисунок 1).

Установлено, что при прогнозируемом тренде климатических параметров по состоянию на 2020 год сток рек бассейнов Западной Двины и Вилии сократится в среднем на 5–10 % по сравнению с настоящим временем. Годовой сток рек бассейнов Немана и Западного Буга к 2020 году практически не изменится. Наибольшее увеличение среднегодового стока воды рек может произойти в бассейнах Днепра и Припяти и может достигать для отдельных водосборов до 20 %, в сравнении с 2009 годом. Во внутригодовой возможной трансформации речного стока в 2020 году существенное изменение



**Рис. 1.** Возможные изменения речного стока в зависимости от прогнозируемого изменения факторов климата в 2020 году, в % по отношению к 2009 году

**Волчек Александр Александрович**, д.г.н., профессор, декан факультета инженерных систем и экологии Брестского государственного технического университета.

**Валуев Владимир Егорович**, к.т.н., доцент, профессор кафедры природообустройства Брестского государственного технического университета.

**Мешик Олег Павлович**, к.т.н., доцент, зав. кафедрой природообустройства Брестского государственного технического университета.

**Парфомук Сергей Иванович**, к.т.н., доцент, зав. кафедрой информатики и прикладной математики Брестского государственного технического университета.

**Дашкевич Денис Николаевич**, магистр технических наук, доцент, аспирант Брестского государственного технического университета. Беларусь, БрГТУ, 224017, г. Брест, ул. Московская, 267.

Водохозяйственное строительство, теплоэнергетика и геоэкология

месячных значений расходов воды предполагается в марте-июне. Согласно тенденциям в изменениях температур воздуха, атмосферных осадков и дефицитов влажности воздуха в период с 1985 по 2009 гг., предложены их обоснованные прогнозные оценки по состоянию на 2020 год. С учетом построенных моделей изменения климатических параметров, установлено перспективное возможное изменение водного режима рек.

**Стохастическое моделирование и количественная оценка стока с помощью нелинейных моделей.** В условиях изменяющегося климата и современных трансформаций стока рек актуальной является разработка малопараметрических нелинейных динамических моделей, позволяющих вскрыть физико-географические механизмы цикличности многолетних колебаний речного стока.

Если  $\bar{Q}$  – средний многолетний расход воды, а  $Q_t$  – расход воды в  $t$ -й момент времени, тогда, приняв  $X_t = (Q_t - \bar{Q}) / \bar{Q}$ , процесс многолетних колебаний стока описываем с помощью стохастического дифференциального уравнения Орштейна-Уленбека с непрерывным временем ( $t$ ) [1]

$$dX_t = -kX_t dt + \sigma dW_t, \quad (1)$$

где  $k^{-1}$  – время релаксации речного стока;  $\sigma$  – интенсивность «белого шума»;  $W_t$  – стандартный винеровский процесс.

Интенсивность «белого шума» определяется как  $\sigma = C_v \sqrt{2k}$ , где  $C_v$  – коэффициент вариации речного стока, а коэффициент ( $k$ ) – из соотношения  $k = -\ln r$ , где  $r$  – автокорреляционная функция колебаний речного стока.

Уравнению (1) соответствует уравнение Фоккера-Планка-Колмогорова

$$\frac{\partial p}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} (kxp) + \frac{\sigma^2}{2} \frac{\partial^2 p}{\partial x^2}, \quad -\infty < x < \infty, \quad (2)$$

а обратное уравнение имеет вид

$$\frac{\partial}{\partial t} p(x, t / y, 0) = -ky \frac{\partial}{\partial y} p(x, t / y, 0) + \frac{1}{2} \sigma^2 \frac{\partial^2 p(x, t / y, 0)}{\partial y^2}, \quad -\infty < x < \infty \quad (3)$$

т.к. случайные колебания стока однородны во времени и имеет место соотношение

$$p(x, t / y, 0) = p(x, 0 / y, t). \quad (4)$$

Рассмотрим задачу стохастической гидрологии: в начальный момент времени, когда  $t = 0$ , пусть сток равен  $Q$ , а  $Q_*$  – будет некоторое фиксированное значение стока; требуется определить период времени, в течение которого значение стока будет находиться в пределах  $[Q_*, \infty)$ , а время  $T$  – момент, когда значение стока покинет полуинтервал  $[Q_*, \infty)$ ; в этом случае:

$$prob(T \geq t) = G(Q, t); \quad G(Q, t) = \int_{Q_*}^{\infty} p(x, t / y, 0) dx. \quad (5)$$

Таблица 1. Решения уравнения (12)

$\xi_*$	$\xi$											
	-2,5	-2	-1,5	-1	-0,5	0	0,5	1	1,5	2	2,5	3
-3	59,9	76,5	82,3	84,8	86,1	86,9	87,5	87,8	88,1	88,4	88,6	88,7
-2,5		16,6	22,4	24,9	26,2	27,0	27,5	27,9	28,2	28,4	28,6	28,8
-2			5,8	8,3	9,6	10,4	10,9	11,3	11,6	11,8	12,0	12,2
-1,5				2,5	3,8	4,6	5,1	5,5	5,8	6,0	6,2	6,4
-1					1,3	2,1	2,6	3,0	3,3	3,5	3,7	3,9
-0,5						0,7	1,3	1,7	2,0	2,2	2,4	2,6
0							0,5	0,9	1,2	1,4	1,6	1,8

Интегрируя (5) от  $Q_*$  до  $\infty$  по  $x$ , получим

$$\frac{\partial G(Q, t)}{\partial t} = -kQ \frac{\partial G(Q, t)}{\partial Q} + \frac{\sigma^2}{2} \frac{\partial^2 G(Q, t)}{\partial Q^2}. \quad (6)$$

Граничные условия определяются, исходя из поглощения значения функции, при  $Q = Q_*$ , а также из ее отражения на бесконечности, т.е.:

$$G(Q, t)|_{Q=Q_*} = 0, \quad \frac{\partial G(Q, t)}{\partial Q}|_{Q=\infty} = 0. \quad (7)$$

Среднее время достижения границы  $Q_*$  определяется соотношением

$$T_1 = -\int_0^{\infty} t \frac{\partial G(Q, t)}{\partial t} dt = \int_0^{\infty} G(Q, t) dt. \quad (8)$$

Интегрируя (3) по  $t$  от 0 до  $\infty$  и, учитывая, что

$$\int_0^{\infty} \frac{\partial G}{\partial t} dt = G(x, \infty) - G(x, 0) = -1, \quad (9)$$

получим уравнение для  $T_1$ :

$$\frac{1}{2} \sigma^2 \frac{d^2 T_1}{dQ^2} - kQ \frac{dT_1}{dQ} = -1,$$

при  $\frac{dT_1}{dQ}|_{Q=\infty} = 0, \quad T_1(Q)|_{Q=Q_*} = 0. \quad (10)$

Введя безразмерные величины

$$\theta_1 = kT_1, \quad \xi = Q \sqrt{\frac{2k}{\sigma^2}} = \frac{Q}{C_v}, \quad \xi_* = Q_* \sqrt{\frac{2k}{\sigma^2}} = \frac{Q_*}{C_v}, \quad (11)$$

получим

$$\frac{d^2 \theta_1}{d\xi^2} - \xi \frac{d\theta_1}{d\xi} = -1, \quad \frac{d\theta_1}{d\xi}|_{\xi=\infty} = 0, \quad \theta_1(\xi)|_{\xi=\xi_*} = 0. \quad (12)$$

Интегрируя систему (12) численным методом [2, 3], получили результаты, приведенные в таблице 1.

Пусть в начальный момент времени ( $t = 0$ ) сток равен  $Q$ , а  $Q_*$  – некоторое фиксированное значение стока, но уже большее исходного. Тогда для определения периода времени, в течение которого значение стока будет находиться в пределах  $(\infty, Q_*]$ , используется система (12) с измененными начальными условиями, т.е.

$$G(Q, t)|_{Q=Q_*} = 0, \quad \frac{\partial G(Q, t)}{\partial Q}|_{Q=\infty} = 0. \quad (13)$$

Тогда будем иметь

$$\frac{d^2 \theta_1}{d\xi^2} - \xi \frac{d\theta_1}{d\xi} = -1, \quad \frac{d\theta_1}{d\xi}|_{\xi=-\infty} = 0, \quad \theta_1(\xi)|_{\xi=\xi_*} = 0 \quad (14)$$

Решение системы уравнений (14) дает те же результаты, что приведены в таблице 1, только значения  $\xi$  и  $\xi_*$  берутся с противоположными знаками.

Изложенная выше методика использована для определения времени изменения значений годового стока рек, максимального стока весеннего половодья, минимального стока летне-осеннего и минимального зимнего стока пяти основных рек Беларуси. В исследовании использовались данные за весь период инструментальных наблюдений в следующих створах: р. Припять – г. Мозырь, р. Неман – г. Гродно, р. Западная Двина – г. Витебск, р. Днепр – г. Могилев, р. Березина – г. Бобруйск.

Рассмотрим в качестве примера расчет времени изменения значений годового стока р. Припять – г. Мозырь. В таблице 2 приведены значения основных статистических параметров временного ряда годовых расходов воды р. Припять – г. Мозырь.

Коэффициент ( $k$ ) определяется по формуле  $k = -\ln r = -\ln 0,29 = 1,24$ .

**Таблица 2.** Основные статистические параметры временного ряда годовых расходов воды р. Припять – г. Мозырь

$Q_{cp}$ , м <sup>3</sup> /с	$\sigma$ , м <sup>3</sup> /с	$C_v$	$r(1)$
390	123	0,32	0,29

Пусть в начальный момент времени  $t = 0$  сток  $Q = 640$  м<sup>3</sup>/с, а фиксированное значение стока  $Q_* = 200$  м<sup>3</sup>/с; тогда  $\xi$  определяется как отклонение начального значения стока от среднегодового в долях  $C_v$ , т.е.

$$\xi = \frac{Q - Q_{cp}}{Q_{cp} \cdot C_v} = 2. \quad (15)$$

Аналогично определяется ( $\xi_*$ ):

$$\xi_* = \frac{Q_* - Q_{cp}}{Q_{cp} \cdot C_v} = -1,5. \quad (16)$$

По значениям  $\xi$  и  $\xi_*$ , из таблицы 1, находим значение  $\theta_1 = 6,0$ . Тогда период времени, в течение которого значение стока будет находиться в пределах  $[Q_*, \infty)$ , определяется как частное  $\theta_1$  и  $k$

$$T_1 = \frac{\theta_1}{k} = 4,9. \quad (17)$$

Значения размерного времени, в зависимости от значений  $Q$  и  $Q_*$ , представлены в таблице 3.

Моделирование искусственных гидрологических рядов для створа р. Припять – г. Мозырь произведено с использованием данных таблицы 3 и простой цепи Маркова [2]. В начальный момент времени моде-

лируется случайное значение обеспеченности, затем по теоретической кривой обеспеченности определяется значение расхода, наносимое на временную шкалу. Второе смоделированное значение обеспеченности дает возможность определить следующее значение стока.

Имея значения стока в начальный и конечный моменты времени, по таблице 3 находится ближайший целый интервал времени, через который на шкалу наносится второе значение стока. Далее берется следующее значение обеспеченности, по которому определяется значение стока, и интервал времени, наносимый на шкалу. Аналогичным образом, моделирование продолжается до момента достижения окончания временной шкалы, после чего процесс начинается сначала, но при заполнении шкалы, в случае совпадения значений абсцисс, приоритет отдается значению, найденному на более ранних этапах моделирования. По первому свободному значению на временной шкале определяется значение стока в предыдущий момент времени, а по нему – значение расхода в текущий момент времени с использованием простой цепи Маркова [2]

$$x_{i+1} = 1 + r(x_i - 1) + \Phi_{i+1} C_v \sqrt{1 - r^2}, \quad (18)$$

где  $x_{i+1}$  – значение модульного коэффициента годового объема стока в  $(i+1)$ -м году;  $r$  – коэффициент автокорреляции;  $x_i$  – значение модульного коэффициента годового объема стока в  $i$ -м году;  $C_v$  – коэффициент вариации; значение функции  $\Phi$  определяется с использованием формулы

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{z^2}{2}} dz. \quad (19)$$

Полученное значение годового стока в текущий момент является исходным для последующего моделирования. Процесс продолжается до тех пор, пока не будет заполнена вся шкала. Количество этапов ограничено и не может превысить длительность моделируемого гидрологического ряда.

Моделирование рядов годового стока указанным методом дает приемлемые результаты. Смоделированные ряды годовых расходов воды с применением простой цепи Маркова и нелинейным методом для створа р. Припять – г. Мозырь обладают статистическими параметрами, отличными от параметров исходного ряда в пределах  $\pm 5-10\%$ , как показано в таблице 4.

При помощи аппарата регрессионно-корреляционного анализа получена сложная модель Маркова со сдвигом до 50 лет годовых колебаний расходов воды р. Припять – г. Мозырь, зависящая от  $r(t-1)$ ,  $r(t-4)$ ,  $r(t-5)$ ,  $r(t-10)$  и  $r(t-24)$ . Как показали исследования, моделирование искусственного гидрологического ряда простой цепью Маркова дает хорошие результаты только для автокорреляционной функции со сдвигом на один год, т. к. это параметр заложен при моделировании. Нелинейная модель позволяет прогнозировать ряд, обладающий схожей с исходным рядом корреляционной функцией, со сдвигом на 4 и более года.

Применение результатов актуально при расчете и прогнозе многолетних колебаний речного стока неизученных и слабо изученных рек Беларуси.

**Таблица 3.** Значения времени изменения годового стока р. Припять – г. Мозырь ( $T_1$ , лет)

Фиксированное значение стока, $Q_*$ , м <sup>3</sup> /с	Сток в начальный момент времени, м <sup>3</sup> /с										
	200	250	300	350	400	450	500	550	600	650	700
200	0	1,8	2,8	3,5	3,9	4,3	4,5	4,7	4,9	5,0	5,2
250	0,2	0	1,0	1,7	2,1	2,5	2,7	2,9	3,1	3,2	3,4
300	0,4	0,2	0	0,7	1,1	1,4	1,7	1,9	2,1	2,2	2,3
350	0,7	0,5	0,3	0	0,4	0,8	1,0	1,2	1,4	1,5	1,7
400	1,0	0,9	0,7	0,4	0	0,3	0,6	0,8	0,9	1,1	1,2
450	1,6	1,4	1,2	0,9	0,5	0	0,3	0,5	0,6	0,8	0,9
500	2,4	2,1	1,9	1,7	1,3	0,8	0	0,2	0,4	0,5	0,6
550	3,6	3,4	3,2	2,9	2,6	2,0	1,3	0	0,2	0,3	0,4
600	5,9	5,7	5,5	5,2	4,8	4,3	3,6	2,3	0	0,1	0,3
650	10,7	10,5	10,3	10,0	9,7	9,1	8,4	7,1	4,8	0	0,1
700	22,0	21,8	21,6	21,4	21,0	20,5	19,7	18,4	16,1	11,3	0

Таблица 4. Значения статистических параметров исходного и смоделированных временных рядов годовых расходов воды р. Припять – г. Мозырь

Временной ряд расходов воды	Статистические параметры годового стока							
	$Q_{cp}$ , м <sup>3</sup> /с	$\sigma$ , м <sup>3</sup> /с	$C_v$	$r(t-1)$	$r(t-4)$	$r(t-5)$	$r(t-10)$	$r(t-24)$
Исходный	390	123	0,32	0,290	0,105	0,223	0,100	0,175
Смоделированный с помощью простой цепи Маркова	388	117	0,30	0,303	0,005	-0,048	-0,036	0,035
Смоделированный нелинейным методом	399	137	0,34	-0,040	0,102	0,099	0,192	0,165

Таблица 5. Теоретические значения вероятностей ( $p$ ) появления серий различной длины ( $b$ ) и доля серий ( $\alpha$ ) в их общем количестве ( $n$ )

Число лет в серии	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Вероятность появления серии ( $p$ )	0,25	0,125	0,062	0,031	0,016	0,008	0,004	0,002	0,001	0,0005
Доля серий от их общего числа ( $\alpha'$ )	0,5	0,25	0,125	0,062	0,031	0,016	0,008	0,004	0,002	0,001

**Заключение. Возможности прогнозной оценки изменения речного стока в контексте выявления маловодных и многоводных серий.** Формирование баз исходных данных и выделение серий многоводных и маловодных лет осуществляется с использованием двух критериев, первый из которых основан на анализе средней длины серий, второй – на оценке вероятности появления отдельных длинных серий [3]. Для оценки критериев используются теоретические значения средних длин и вероятностей серий, исходя из условий независимости элементов выборки, которые сопоставляются с фактическими значениями, рассчитанными для исследуемых рядов данных.

Для ряда с независимыми членами характерно равновероятное появление маловодных и многоводных единичных серий, а их количество составляет половину от всех возможных вариантов. При увеличении длины серий на единицу, теоретическая вероятность их появления и доля от общего числа серий уменьшается вдвое, как показано в таблице 5.

Вероятность ( $p$ ) появления маловодного или многоводного года для ряда с независимыми элементами составляет 0,5, поэтому,

средняя длина серий ( $b$ ) определяется как  $\frac{1}{p} = \frac{1}{0,5} = 2$  года. При

средней длине серий, существенно отличающейся от 2 лет, члены исследуемого ряда не являются независимыми. Для оценки средней длины серий ( $\bar{b}$ ) исследуемого ряда принято использовать критерий серийности с 95 %-ми доверительными пределами [3]

$$\frac{1}{1 - 1,96\sqrt{\frac{1}{n}}} < \frac{\bar{b}}{b} < \frac{1}{1 + 1,96\sqrt{\frac{1}{n}}}, \quad (20)$$

где  $n$  – число членов выборки.

Если отношение фактической и теоретической средней длины серий выходит за пределы соотношения (20), тогда гипотеза о независимости элементов исследуемого ряда должна быть отвергнута. При изучении серий многоводных и маловодных лет на основании второ-

го критерия необходимо рассматривать наибольший объем выборки, для которого вероятность появления хотя бы одной серии заданной длины не превышает 5 % [3]. В зависимости от максимальной длины серии наибольший объем выборки варьируется (таблица 6).

Таблица 6. Теоретические значения объемов выборки для длинных серий

Длина серии, лет	5	6	7	8	9	10
Наибольший объем выборки ( $n$ )	10	18	28	48	80	130

Если объем исследуемой выборки с известной наибольшей длиной серии меньше теоретического значения, то гипотеза о независимости членов выборки отвергается.

Ряды годовых расходов воды 5 основных рек Беларуси исследованы на наличие многоводных и маловодных серий различной длины. Длины серий ( $b$ ) и их доли ( $\alpha'$ ) от общего количества, сопоставленные с соответствующими значениями для случайного ряда [4], представлены в таблице 7.

Из данных таблицы 7 видно, что ряд случайных чисел соответствует теоретическим значениям (таблица 5). Из исследованных рядов среднегодовых расходов воды рек Беларуси по длине серий и их доле в общем количестве ряд годового стока р. Неман – г. Гродно наиболее приближен к теоретическому ряду с независимыми членами.

Для исследуемых рядов годового стока рек Беларуси и ряда случайных чисел рассчитан критерий средней длины серий и сопоставлен с теоретическими значениями (таблица 8). Для случайного ряда подтвердилась гипотеза о независимости его элементов. Для рядов годовых расходов воды рек Березина, Западная Двина и Припять гипотеза о случайности членов ряда должна быть отвергнута, в то же время для рядов годового стока Днепра и Немана гипотеза о независимости элементов выборки не может быть отвергнута.

В таблице 9 представлены результаты исследования рядов с точки зрения вероятности появления отдельных длинных серий, подтверждающие, что гипотеза о случайности членов выборки должна быть

Таблица 7. Длина (лет) серий (числитель) и доля ( $\alpha$ ) серий от их общего числа ( $n$ , знаменатель)

Ряд	Длина серии / доля серии от общего количества							
	1	2	3	4	5	6	7	
Ряд случайных чисел	0,492	0,238	0,143	0,063	0,016	0,032	0,016	–
Березина – г. Бобруйск	1 0,340	2 0,280	3 0,200	4 0,080	5 0,040	6 0,040	11 0,020	–
Днепр – г. Речица	1 0,489	2 0,128	3 0,213	4 0,064	5 0,021	6 0,043	7 0,021	9 0,021
Западная Двина – г. Витебск	1 0,429	2 0,204	3 0,102	4 0,143	5 0,041	6 0,041	7 0,020	15 0,020
Неман – г. Гродно	1 0,481	2 0,222	3 0,093	4 0,056	5 0,037	6 0,037	7 0,056	8 0,019
Припять – г. Мозырь	1 0,388	2 0,204	3 0,224	4 0,082	5 0,020	6 0,020	7 0,041	10 0,020

Таблица 8. Критерий средней длины серий

Ряд	Период наблюдений, гг.	Длина, лет	Число серий	Средняя длина серий	Критерий серийности	
					фактический	теоретический
Ряд случайных чисел	–	128	63	2,03	1,02	1,21 – 0,85
Березина – г. Бобруйск	1881–2004	124	50	2,48	1,24	1,21 – 0,85
Днепр – г. Речица	1895–2004	110	47	2,34	1,17	1,23 – 0,84
Западная Двина – г. Витебск	1877–2004	128	49	2,61	1,31	1,21 – 0,85
Неман – г. Гродно	1877–2004	128	54	2,37	1,19	1,21 – 0,85
Припять – г. Мозырь	1882–2004	123	49	2,51	1,26	1,21 – 0,85

Таблица 9. Характеристика длинных серий

Ряд	Период наблюдений, гг.	Объем выборки, лет	Наибольшая серия	
			Длина, лет	Календарные границы
Ряд случайных чисел	–	128	7	–
Березина – г. Бобруйск	1881–2004	124	11	1884–1894
Днепр – г. Речица	1895–2004	110	9	1971–1979
Западная Двина – г. Витебск	1877–2004	128	15	1963–1977
Неман – г. Гродно	1877–2004	128	8	1930–1937
Припять – г. Мозырь	1882–2004	123	10	1974–1983

Таблица 10. Характеристика расчетных 11-летних интервалов

Ряд	Календарные границы	$r$	Количество серий	Коэффициенты регрессии	
				$\alpha$	$\beta$
Березина – г. Бобруйск	1907–1917	0,71	7	0,897	15,6
Днепр – г. Речица	1907–1917	0,85	5	0,750	60,7
Западная Двина – г. Витебск	1932–1942	0,77	6	0,684	120,4
Неман – г. Гродно	1936–1946	0,69	7	0,628	61,3
Припять – г. Мозырь	1922–1932	0,77	5	0,878	87,8

Таблица 11. Результаты прогнозирования речного стока

Ряд	Эффективность прогноза, %		Количество серий	
	$\pm 10\%$	$\pm 20\%$	2000–2004 гг.	расчетный период
Березина – г. Бобруйск	60	100	2	2
Днепр – г. Речица	40	80	3	3
Западная Двина – г. Витебск	20	60	3	2
Неман – г. Гродно	20	100	1	2
Припять – г. Мозырь	0	60	2	2

отвергнута для тех же рек, что и по первому критерию. На основании данных таблицы 6 и длины исследуемых рядов в пределах от 110 до 128 лет установлено, что длина наибольшей серии до 9 лет включительно свидетельствует о независимости элементов ряда. Наибольшие серии рядов годового стока рек Березина, Днепр и Западная Двина были маловодными, а рек Неман и Припять – многоводными.

При анализе рядов годовых расходов воды следует учитывать цикличность в колебаниях стока, поэтому для прогноза речного стока основных рек Беларуси рассматривался 11-летний период – наиболее устойчивый цикл солнечной активности, известный в настоящее время. При прогнозе стока в интервале 2000–2004 гг. использован период с 1989 по 1999 гг. включительно, для которого находился предшествующий период аналогичной длины с наибольшим коэффициентом корреляции. При выборе периода также рассматривалось максимально возможное соответствие маловодных и многоводных серий в период 1989–1999 гг. и на расчетном интервале. Расчетный период служил полигоном для прогноза стока воды рек на 5 лет согласно уравнению регрессии вида

$$Q_2(t) = \alpha \cdot Q_1(t) + \beta + \xi(t), \quad (21)$$

где  $Q_2(t)$  и  $Q_1(t)$  – расходы воды в прогнозируемый и расчетный периоды соответственно;  $\alpha$ ,  $\beta$  – эмпирические коэффициенты;  $\xi(t)$  – независимая случайная величина.

Результаты численного эксперимента по определению расчетных 11-летних интервалов для основных рек Беларуси приведены в таблице 10.

При прогнозировании стока воды основных рек Беларуси в интервале 2000–2004 гг. с учетом полученных для расчетных периодов

уравнений регрессии (21), получены удовлетворительные результаты, которые представлены в таблице 11.

Низкая эффективность прогноза речного стока р. Припяти объясняется различной длиной серий для расчетного периода и периода 2000–2004 гг., а для Западной Двины – несовпадением количества серий на прогнозируемом и расчетном интервале. Для реки Неман также отмечено расхождение в количестве серий, однако все прогнозные точки по данному створу попали в интервал  $\pm 20\%$  по причине небольшой амплитуды колебаний стока в 2000–2004 гг. и на расчетном интервале.

Таким образом, при исследовании рядов годовых расходов воды основных рек Беларуси на наличие многоводных и маловодных серий установлено, что гипотеза о случайности членов выборки должна быть отвергнута для рек Березина, Западная Двина и Припять. Для рядов годового стока Днепра и Немана использование двух критериев серийности не опровергло гипотезу о независимости элементов выборки. При прогнозировании годовых расходов воды в интервале 2000–2004 гг., с учетом цикличности в колебаниях стока, а также тенденции к образованию маловодных и многоводных серий стока, рекомендуются к использованию уравнения регрессии для годового стока пяти основных рек Беларуси, на основании которых могут быть получены результаты, удовлетворяющие требованиям практики, особенно при количественной оценке влияний изменяющегося климата на водный режим водосборов.

*Работа выполнена в рамках Государственной программы научных исследований на 2011–2015 годы «Природно-ресурсный потенциал» (подпрограмма «Природопользование-2»).*

**СПИСОК ЦИТИРОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ**

1. Найденов, В.И. Водные ресурсы / В.И. Найденов, В.И. Швейкина. – 2002. – Т. 29. – № 1. – С. 62–67.
2. Сванидзе, Г.Г. Математическое моделирование гидрологических рядов. – Л., 1977.
3. Дружинин, И.П. Речной сток и геофизические процессы / И.П. Дружинин, З.П. Коноваленко, В.П. Кукушкина, Н.В. Хамьянова – М.: Наука, 1966. – 296 с.
4. Большев, Л.Н. Таблицы математической статистики / Л.Н. Большев, Н.В. Смирнов – М.: Наука, 1983. – 416 с.

Материал поступил в редакцию 05.08.14

**VOLCHAK A.A., VALUEV V.E., MESHIK O.P., PARFOMUK S.I., DASHKEVICH D.N. Quantitative assessment of the effects of climate change on water regime of rivers in Belarus.**

The tendencies for the air temperature, precipitations and moisture deficits for the 2020 year are forecasted. The probable variation for the water regime of the rivers is researched. The quantitative assessment of flow using nonlinear models. Investigated series of annual water consumption of the main rivers of Belarus for the presence of high water and low-water series. Recommended to use the regression equation for the annual flow of five major rivers in Belarus.

УДК 551.48(476)

**Волчек А.А., Валуге В.Е., Мешик О.П., Дашкевич Д.Н., Парфомук С.И.**

**ИЗМЕНЕНИЕ И ПРОГНОЗ ВОДНЫХ РЕСУРСОВ, ВЫЗВАННЫХ АНТРОПОГЕННЫМИ И ПРИРОДНЫМИ ФАКТОРАМИ**

**Введение.** Комплексное и рациональное использование водных ресурсов должно базироваться на их прогнозе, учете цикличности колебаний, изменений в пространстве и во времени. Безусловно, характер колебаний водных ресурсов определяется климатическими факторами, но, начиная со второй половины XX века, вклад антропогенной составляющей в исследуемый процесс в ряде случаев становится соизмеримым с природными воздействиями. Можно констатировать, что в исследуемый период изменчивость климата, повышение антропогенной нагрузки на сток рек, особенно малых, тесно коррелируются с изменениями водных ресурсов. Формирование стока малых рек, их гидрологического режима и экологического состояния вод зависит от природных и антропогенных факторов. Влияние антропогенных факторов на водный режим рек имеет как разнонаправленный, частично компенсируемый характер, так и однонаправленный, усиливающий трансформацию водного режима.

В ряду существенных антропогенных факторов воздействия на речной сток стоят крупномасштабные гидротехнические мелиорации, которые, трансформируя водный режим больших освоенных территорий, способны повлиять на гидрологический режим (сток) рек – водоприемников.

Исходя из важности прогнозных оценок водных ресурсов, модельным объектом выбран бассейн р. Ясельда, репрезентативный для Белорусского Полесья, в границах которого проведены гидролого-климатические исследования. Степень антропогенной нагрузки в виде гидротехнических мелиораций и последствия эксплуатации гидромелиоративных систем в бассейне р. Ясельда являются максимальными для Белорусского Полесья. Постановка и проведение подобного эксперимента (прогноза) сопряжены с рядом проблем, в частности, с трудоемкостью и большими финансовыми затратами. При этом, сложно вычлениить влияние отдельных факторов, осуществить интегральные оценки изменений водных ресурсов. Поэтому мы пришли к выводу, что использование математических моделей является одним из наиболее реальных путей решения поставленной задачи оценки трансформации водного режима рек.

Для оценки трансформации водного режима рек, вызванной климатическими колебаниями и антропогенными воздействиями, использованы материалы стационарных гидрологических и климатических наблюдений Республиканского гидрометеорологического центра Министерства природных ресурсов и окружающей среды Республики Беларусь, опубликованные в государственных кадастрах.

Воднобалансовые исследования речных водосборов в целом выполнены с использованием метода гидролого-климатических расчетов (ГКР), разработанного профессором В.С. Мезенцевым, в основу которого входит совместное решение уравнений водного и тепло-

энергетического балансов [1, 2]. Метод ГКР и ранее использовался авторами статьи в ряде прикладных научных исследований [3, 4]. Уравнение водного баланса речного водосбора за некоторый промежуток времени имеет вид

$$H(I) = Z(I) + Y_K(I) \pm \Delta W(I), \quad (1)$$

где  $H(I)$  – суммарные ресурсы увлажнения (суммарное увлажнение), мм;  $Z(I)$  – суммарное испарение, мм;  $Y_K(I)$  – суммарный климатический сток, мм;  $\pm \Delta W(I)$  – изменение ( $\pm$ ) влагозапасов деятельного слоя почвогрунтов, мм;  $I$  – интервал осреднения.

Суммарное испарение устанавливается по уравнению связи тепловоднобалансовых элементов

$$Z(I) = Z_m(I) \left[ 1 + \left( \frac{\frac{Z_m(I)}{W_{HB}} + V(I)^{1-r(I)}}{KX(I) + g(I) + V(I)} \right)^{n(I)} \right]^{\frac{1}{n(I)}}, \quad (2)$$

где  $Z_m(I)$  – максимально возможное суммарное испарение за расчетный интервал, мм;  $W_{HB}$  – наименьшая влагоемкость испаряющего слоя почвогрунтов, мм;  $V(I) = \frac{W(I)}{W_{HB}}$  – относительная

влажность испаряющего слоя почвогрунтов на начало расчетного периода;  $X(I)$  – сумма атмосферных осадков за расчетный интервал времени, мм;  $g(I)$  – грунтовая составляющая водного питания, мм;  $r(I)$  – параметр, зависящий от водно-физических свойств и механического состава испаряющего слоя почвогрунтов;  $n(I)$  – параметр, учитывающий физико-географические условия стока.

Относительная (в долях от  $W_{HB}$ ) влажность испаряющего слоя почвогрунтов на конец расчетного периода определяется из соотношений:

$$V(I+1) = V(I) \cdot \left( \frac{V_{cp}(I)}{V(I)} \right)^{r(I)}; \quad (3)$$

$$V_{cp}(I) = \left( \frac{KX(I) + g(I) + V(I)}{\frac{Z_m(I)}{W_{HB}} + V(I)^{1-r(I)}} \right)^{\frac{1}{n(I)}}. \quad (4)$$