

19. Калинин, П. А. Региональные кластеры в условиях новой парадигмы социально-экономического развития и роста цифровой экономики: влияние вирусно-экономического цикла и дезинтеграции регионов / П. А. Калинин, А. А. Созинова, М. А. Подъячих // Экономика и управление: проблемы, решения. – Т. 3 (97). – № 1 – С. 57-61.
20. Ферова, И. С. Подходы к формированию и оценке эффективности промышленных кластеров / И. С. Ферова // Инициативы XXI века. – 2. – С. 35-39.
21. Шутилов, Ф. В. Методы оценки эффективности и синергетический эффект кластеров / Ф. В. Шутилов // Научный вестник Южного института менеджмента. – 2 (2). – С. 81-85.
22. Клепикова, Н. И. Оценка эффективности создания отраслевого кластера / Н. И. Клепикова // Фундаментальные исследования. – 4-4. – С. 934-939.
23. Несмачных, О. В. Оценка эффективности инновационного кластера / О. В. Несмачных // Известия высших учебных заведений. Серия: экономика, финансы и управление производством. – 3 (17). – С. 44-53.
24. Патрушева, Е. Г. Оценка экономической эффективности регионального инновационного кластера / Е. Г. Патрушева, Е. А. Большакова // Управление экономическими системами: электронный научный журнал. – 4 (76). – С. 1-22.
25. Рудь, Т. Н. Кластерний механізм взаємодії у формуванні інноваційної моделі економіки регіону / Т. Н. Рудь, О. І. Марчук, Г. А. Яшева // Актуальні проблеми економіки: науковий економічний журнал, [Електронний ресурс]. – Режим доступа: <http://eco-science.net/archive2014/print:page,1,339--12162.html>, 12 (162), С. 281–289 – Дата доступа 12.09.2021.
26. G., Yasheva, A., Plakhin. Role of international clusters in economy of Russia and Belarus, Proceedings of the international conference on trends of technologies and innovations in economic and social studies, 38, С. 531-539 – Дата доступа 12.10.2021 (2017).
27. Кондрашова, Н. В. Научные основы построения системы аналитически показателей / Н. В. Кондрашова // Социально-экономические явления и процессы. – Т. 11. – №9, С. 34-39.

ДИНАМИКА ИЗМЕНЕНИЯ ВОДНЫХ РЕСУРСОВ БЕЛАРУСИ В СОВРЕМЕННЫХ УСЛОВИЯХ

Волчек А. А., Сидак С. В., Парфомук С. И.

Аннотация

В статье рассмотрены основные особенности изменчивости и динамика различных видов стока рек Беларуси за период 1948–2017 гг. Установлено, что за рассматриваемый 70-летний период среднемноголетний годовой сток имеет незначительное изменение. Наиболее существенные изменения наблюдаются в динамике максимального стока весеннего половодья и минимального зимнего стока. Выполненная оценка изменений вероятности формирования экстремальных расходов воды редкой повторяемости в условиях современного потепления климата показала, что в период 1988–2017 гг. значительно уменьшилась повторяемость опасных максимальных и минимальных расходов воды по сравнению с периодом 1948–1987 гг.

Ключевые слова: речной сток, многолетняя изменчивость, внутригодовое распределение, однородность, цикличность, тренд.

Введение

Одним из приоритетных направлений научных исследований на 2021–2025 годы в Республике Беларусь является рациональное использование и управление водными ресурсами [1]. В последние годы одной из первоочередных задач рационального природопользования является проблема сохранения количества и качества природных вод. Необходимым и важным условием эффективного управления использованием и охраной вод является наличие своевременной, достоверной и полной информации о водных ресурсах, фактическом использовании и загрязнении их вследствие сброса сточных вод и других видов антропогенного воздействия.

Глобальное потепление, наблюдаемое со второй половины XX в., оказывает большое влияние на динамику гидрологического режима рек. Происходящие изменения речного стока влияют на эффективность функционирования водноресурсных систем речных бассейнов, от которых зависит деятельность многих отраслей экономики (промышленности, гидроэнергетики, сельского, рыбного хозяйства), безопасность и условия жизни населения. Поскольку масштабы и характер этих изменений в разной степени проявляются для различных речных бассейнов, при разработке соответствующих методов оценки и учёта нестационарности характеристик речного стока и их практической апробации необходимо исследование всех крупных рек Беларуси.

Анализ причин изменения стока имеет большое значение для защиты окружающей среды, экономического развития страны и социальной стабильности. Значительное увеличение стока может привести к наводнениям, серьезно угрожающим жизни и имуществу; внезапное уменьшение стока может оказать негативное влияние на биоразнообразие, судоходство, орошение и др. Более того, в годы экстремальной засухи изменения стока более чувствительны к изменчивости климата и деятельности человека.

Целью данной работы является оценка современных изменений среднегодового стока, максимального стока весеннего половодья, минимального зимнего и минимального летне-осеннего стока рек Беларуси.

Материалы и методы

Для выполнения исследования многолетней изменчивости стока использованы данные гидрологических наблюдений за среднегодовыми, максимальными и минимальными расходами воды рек Беларуси за период

инструментальных наблюдений государственного учреждения «Республиканский центр по гидрометеорологии, контролю радиоактивного загрязнения и мониторингу окружающей среды» Министерства природных ресурсов и охраны окружающей среды Республики Беларусь. Оценка многолетних изменений стока рек, обусловленных влиянием климатических факторов и антропогенных нагрузок, выполнена для 6 гидрологических постов наиболее крупных рек Беларуси: р. Припять – г. Мозырь, р. Неман – г. Гродно, р. Западная Двина – г. Витебск, р. Березина – г. Бобруйск, р. Днепр – г. Орша, р. Днепр – г. Речица. Период исследования составил 70 лет (с 1948 по 2017 г.). Пропуски в рядах данных были восстановлены с помощью компьютерного программного комплекса «Гидролог» [2].

Анализ многолетней изменчивости стока проводился в 4 этапа:

- оценка однородности рядов годового, максимального, минимального летне-осеннего и зимнего стока;
- оценка цикличности рядов стока;
- анализ основных тенденций изменения всех исследуемых видов стока для расчетного периода 1948–2017 гг.;
- оценка изменения характеристик среднегодового, минимального, максимального стока рек за период 1988–2017 гг. по отношению к периоду 1948–1978 гг.

Для эффективного применения методов математической статистики и теории вероятности к рядам гидрологических характеристик необходимо оценить адекватность временных рядов требуемым предпосылкам используемого математического аппарата. Основные требования заключаются в однородности и стационарности выборки, т. е. необходимо, чтобы все случайные величины выборки были из одного и того же распределения генеральной совокупности, а ключевые выборочные параметры (среднее значение, дисперсия) инвариантны во времени [3].

Наличие точек разладки (года отступления от однородности наблюдений) в гидрологических временных рядах, отражающих как изменения в поведении стокообразующих факторов, так и самого стока, является главным показателем изменения степени воздействия антропогенной нагрузки и климата на процесс формирования стока. В случае нарушения однородности и стационарности гидрологических временных рядов выполненные ранее расчеты основных гидрологических характеристик становятся ненадежными, следствием чего является изменение степени уязвимости гидротехнических сооружений, невозможность оценки риска опасных гидрологических явлений и др. В связи с этим обнаружение таких точек разладки следует рассматривать как самый первый и ключевой шаг анализа изменчивости гидрологических процессов.

Представление о циклических колебаниях без эффекта смещения границ между фазами циклов большой и малой продолжительности, по мнению ряда исследователей обеспечивает использование интегральных разностных кривых, или суммарных кривых [4]. Для исследования степени синхронности многолетних колебаний различных видов стока построены интегрально-разностные кривые для исследуемых гидрологических постов. Ординаты разностно-интегральных кривых вычислены как нарастающая сумма

$$\sum (K_i - 1) / c_v$$
, где $K_i = Q_i / \bar{Q}$ – модульный коэффициент, Q_i – расход речного стока в i -м году, \bar{Q} – среднее многолетнее значение расходов речного стока, c_v – коэффициент вариации стока. Коэффициент вариации использован в формуле для исключения временного влияния многолетней изменчивости стока для последующего сопоставления многолетних колебаний стока разных рек.

Оценка однородности рядов стока выполнена с использованием пяти тестов: Стьюдента, Фишера, Бушанда, Петтитта, Стандартного нормального теста на однородность [5–10].

Анализ тенденций изменения стока проводился в три этапа. Первый этап – выявление наличия тенденции к увеличению или уменьшению стока с использованием непараметрического критерия Манна-Кендалла, второй шаг – это оценка величины или наклона линейного тренда с применением непараметрической оценки наклона Сена, третий этап – разработка регрессионной модели тенденции стока. Тест Манна-Кендалла – это ранговый тест, который основан на альтернативной мере корреляции, известной как коэффициент корреляции Кендалла [11]. Применение данного теста не требует специальной формы для функции распределения данных, он устойчив к воздействию экстремальных значений (т. е. к сильно искаженным гидрологическим данным) и отклонениям от линейной зависимости, однако имеет мощность почти такую же высокую, как у их параметрических «конкурентов». Тест Манна – Кендалла считается надежным методом для оценки тенденций, а также рекомендуется для использования Всемирной метеорологической организацией. Ограничения этого теста на наличие тренда зачастую связывают с нулевой гипотезой (H_0), которая предполагает, что данные независимы и одинаково распределены (independent and identically-distributed, iid). Следовательно, из строго статистической точки зрения, непринятие гипотезы H_0 подразумевает только тот факт, что анализируемый набор данных не может быть принят как iid. Тем не менее, в практических приложениях отказ от принятия гипотезы H_0 зачастую рассматривается как свидетельство наличия тренда в исследуемых гидрологических рядах. В работе [12] обосновано, что это последнее предположение вполне разумно, так как в наборах данных iid (явно) не наблюдается тенденция. Анализ наличия тренда в гидрологическом ряду $\{Q_i, i = 1, 2, \dots, n\}$ с использованием теста Манна-Кендалла начинается с вычисления статистики:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(Q_j - Q_i), \quad (1)$$

$$\text{где } \text{sgn}(Q) = \begin{cases} 1, & Q > 0 \\ 0, & Q = 0 \\ -1, & Q < 0 \end{cases} . \quad (2)$$

Дисперсия рассчитывается как:

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^g (t_i(t_i-1)(2t_i+5))}{18}, \quad (3)$$

где g – количество связанных групп, t_i – количество значений данных в i -ой группе.

Стандартизованная проверочная статистика K может быть вычислена по формуле:

$$K = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & S > 0 \\ 0, & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & S < 0 \end{cases} . \quad (4)$$

Положительные значения статистики K указывают на тенденцию к увеличению, а отрицательные – на тенденцию к уменьшению исследуемой характеристики. Стандартизованная статистика K подчиняется закону стандартного нормального распределения со средним нулевым значением и единичной дисперсией. Чтобы оценить характер монотонности тренда при уровне значимости α , необходимо сравнить значение статистики K с $K_{1-\alpha/2}$ (получается из стандартной таблицы нормального распределения). Если $|K| > K_{1-\alpha/2}$, то гипотеза H_0 отклоняется в пользу альтернативной гипотезы H_1 , согласно которой у анализируемого ряда имеется возрастающий или убывающий тренд.

В данном исследовании для оценки масштабов изменения тенденций речного стока применена оценка наклона Сена [13]. Метод оценочной функции Сена коэффициента наклона признан «наиболее популярной непараметрической техникой оценки линейного тренда» [14]. Данная оценка вычисляется с использованием простой непараметрической процедуры, как медиана наклонов всех возможных упорядоченных пар временных значений гидрологического ряда. Наклоны Сена более устойчивы к выбросам, чем параметрические тесты, такие как линейная регрессия, так как они рассчитываются на основе стандартизованных данных. Также следует отметить, что наличие автокорреляции не влияет на оценочную величину наклона Сена. Метод Сена можно использовать в тех случаях, когда можно предположить, что тренд является линейным:

$$f(t) = \mu t + b, \quad (5)$$

где μ – наклон, b – константа, t – порядковый номер наблюдаемой величины. Чтобы получить оценку наклона μ , сначала вычисляются наклоны всех пар значений данных:

$$\mu_i = \frac{Q_j - Q_k}{j - k}, \quad (6)$$

где Q_j и Q_k – значения данных в момент времени j и k ($j > k$) соответственно. Если во временном ряду n значений Q_j , то будет $N = n(n-1)/2$ оценок наклона μ_i . Оценка наклона Сена – это медиана всех N значений μ_i .

$$\mu = \begin{cases} \frac{\mu_{\frac{N+1}{2}}}{2}, & N - \text{нечетное} \\ \frac{\mu_{\frac{N}{2}} + \mu_{\frac{N+2}{2}}}{2}, & N - \text{четное} \end{cases} . \quad (7)$$

Для получения оценки b в уравнении (5) вычисляют n значений разностей $Q_i - \mu_i$. Медиана этих значений и дает оценку b .

Результаты и обсуждение

По результатам проверки однородности гидрологических рядов по пяти предложенным тестам (рисунок 1) исследуемые ряды классифицированы в зависимости от количества тестов, принимающих гипотезу об однородности данных на уровне значимости 5 % по следующим правилам:

- ряд данных относится к классу А, если нулевая гипотеза принимается всеми тестами либо отвергается одним по пяти тестов на 5 % уровне значимости;
- ряд данных относится к классу В, если два или три теста отклоняют нулевую гипотезу до однородности данных;
- ряд данных относится к классу С, если четыре или пять тестов отклоняют нулевую гипотезу до однородности данных на 5 % уровне значимости.

В результате проверки рядов речного стока на однородность пришли к результату: все исследуемые ряды максимального стока принадлежат к классу С (точки разладки в этих рядах приходятся на период 1970–1988 гг.); ряды годового стока для створов Припять – г. Мозырь (с точкой разладки в 1968 г.) и Днепр – г. Орша (с точкой разладки в 1984 г.) принадлежат классу В, остальные исследуемые ряды годового стока принадлежат к классу А; ряд минимального зимнего стока для створа Неман – г. Гродно принадлежит к классу В (с точкой разладки в 1992 г.), все остальные исследуемые ряды минимального зимнего стока принадлежат к классу С (точки разладки в этих рядах приходятся на период 1969–1992 гг.); ряды минимального летне-осеннего стока для створов Березина – г. Бобруйск, Днепр – г. Орша, Припять – г. Мозырь принадлежат к классу С, Днепр – г. Речица – классу В, остальные – классу А.

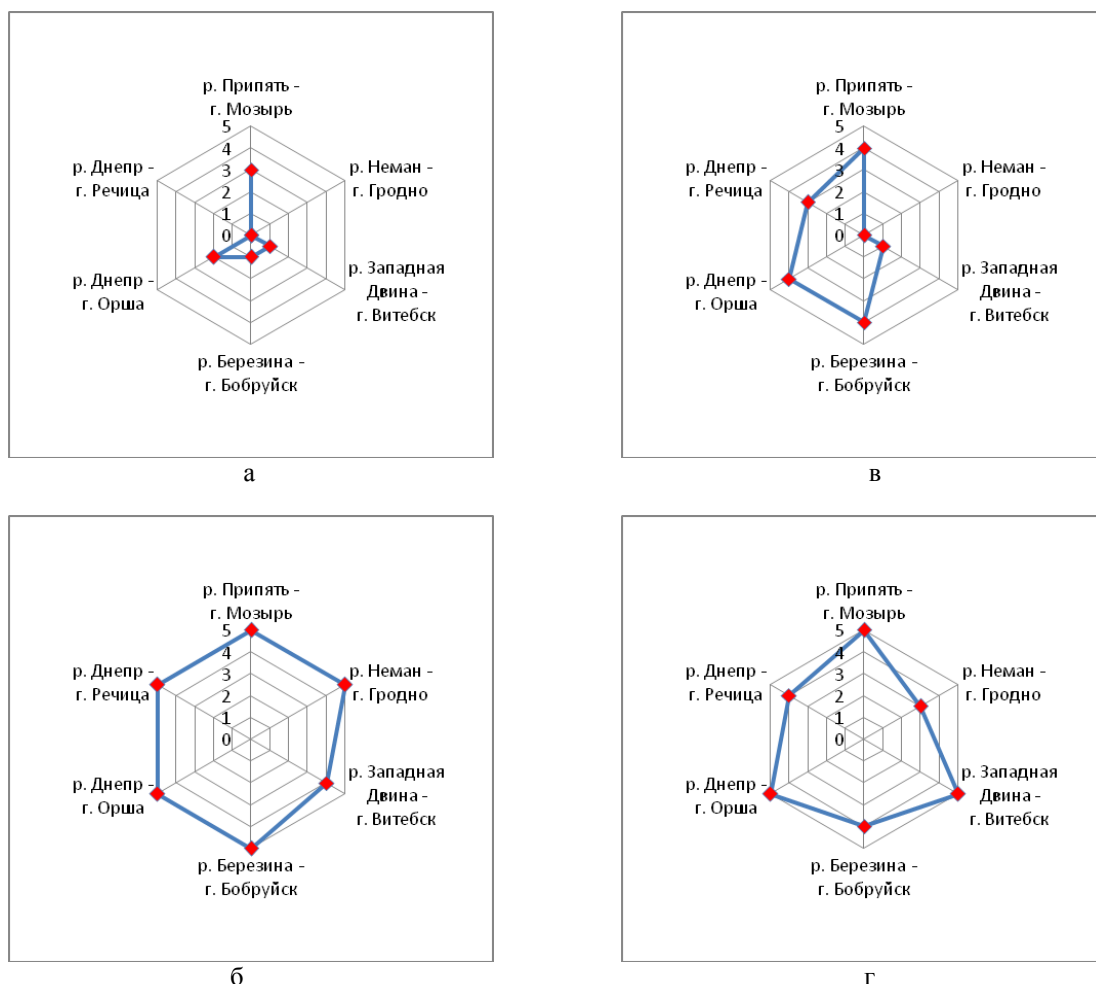


Рисунок 1 – Количество тестов, отклоняющих нулевую гипотезу об однородности данных для рядов среднегодового стока (а), максимального стока (б), минимального летне-осеннего стока (в), минимального зимнего стока (г)

Результаты исследования циклических многолетних колебаний стока рек Беларуси представлены на рисунке 2.



Рисунок 2 – Разностно-интегральные кривые стока рек Беларуси:

- 1 – годовой сток, 2 – максимальный сток,
- 3 – минимальный летне-осенний сток, 4 – минимальный зимний сток

Из рисунка 2 видно, что длительная маловодная фаза в многолетних колебаниях годового, минимального летне-осеннего и зимнего стока, наблюдавшаяся на всех исследуемых реках с 1960 г., в период с 1978–1987 г. сменилась на фазу повышенной водности. При анализе многолетней динамики максимального стока рек можно выделить многоводную фазу с 1948 г., сменяющуюся фазой пониженной водности, наблюдаемой до 2017 г. для

всех исследуемых рек. Смена фазы водности для расходов максимального стока р. Припять в створе г. Мозырь, р. Западная Двина в створе г. Витебск, р. Березина в створе г. Бобруйск произошла в 1971 г., для р. Днепр в створах г. Орша и г. Речица эта дата приходится на 1970 г., для р. Неман в створе г. Гродно – на период с 1971 по 1980 гг. Следовательно, для всех исследуемых створов в течение исследуемого периода (1948–2017 гг.) для максимального стока наблюдается преобладание маловодных лет (46 из 70). Почти для всех рек четко прослеживается асинхронный ход в многолетних изменениях максимального и минимального стока, максимального и годового стока, что подтверждается отрицательными значениями корреляции между ординатами разностно-интегральных кривых соответствующих расходов речного стока (таблица 1). Для всех рек получены значимые корреляционные связи между ординатами разностно-интегральных кривых минимального летне-осеннего и зимнего стока. Для рек Припять, Западная Двина, Днепр четко выражена синфазность в многолетних колебаниях годового и минимального стока. Стоит отметить, что форма разностно-интегральных кривых годового и минимального летне-осеннего стока р. Неман в створе г. Гродно несколько отличается от формы кривых для данных видов стока по другим исследуемым гидропостам. Причиной таких различий является тот факт, что в 1958 г. на р. Неман наблюдалось наибольшее половодье за последние 150 лет. Это внесло значительный вклад в форму разностно-интегральных кривых стока.

Таблица 1 – Коэффициенты корреляции между ординатами разностно-интегральных кривых различных видов стока (1 – годовой сток, 2 – максимальный сток, 3 – минимальный летне-осенний сток, 4 – минимальный зимний сток)

	2	3	4	2	3	4
Припять – г. Мозырь			Неман – г. Гродно			
1	-0,05	0,95	0,87	0,50	0,66	-0,49
2		-0,17	-0,38		0,05	-0,71
3			0,85			-0,57
Западная Двина – г. Витебск			Березина – г. Бобруйск			
1	-0,51	0,81	0,77	0,18	0,31	0,20
2		-0,12	-0,68		-0,73	-0,90
3			0,52			0,80
Днепр – г. Орша			Днепр – г. Речица			
1	-0,52	0,96	0,85	-0,36	0,72	0,74
2		-0,71	-0,83		-0,82	-0,86
3			0,94			0,88

Примечание – выделенные значения статистически значимы (при уровне значимости 5 %)

Результаты оценки тренда рядов стока рек Беларуси с использованием теста Манна-Кендалла и наклона Сена представлены на рисунке 3 и в таблице 2.



Рисунок 3 – Значения проверочной статистики для различных видов стока по исследуемым водосборам

Таблица 2 – Результаты оценки тренда с использованием метода Сена (уравнения регрессии)

Река – створ	среднегодовой сток	максимальный сток
Припять – г. Мозырь	$f = 1,32t + 341,47$	$f = -6,67t + 1367,33$
Неман – г. Гродно	$f = 0,01t + 184,00$	$f = -5,24t + 732,24$
Западная Двина – г. Витебск	$f = 0,50t + 204,25$	$f = -9,71t + 1634,71$
Березина – г. Бобруйск	$f = 0,02t + 115,38$	$f = -4,66t + 523,91$
Днепр – г. Орша	$f = 0,37t + 109,33$	$f = -5,78t + 784,80$
Днепр – г. Речица	$f = 0,63t + 320,38$	$f = -11,33t + 1448,67$
	минимальный летне-осенний сток	минимальный зимний сток
Припять – г. Мозырь	$f = 0,75t + 130,88$	$f = 1,59t + 108,75$
Неман – г. Гродно	$f = 0,01t + 88,03$	$f = 0,33t + 152,58$
Западная Двина – г. Витебск	$f = 0,05t + 46,06$	$f = 0,45t + 41,80$
Березина – г. Бобруйск	$f = 0,16t + 49,40$	$f = 0,29t + 42,55$
Днепр – г. Орша	$f = 0,21t + 27,51$	$f = 0,34t + 24,38$
Днепр – г. Речица	$f = 0,45t + 137,77$	$f = 1,24t + 106,09$

Анализ проверочной статистики К теста Манна-Кендалла позволяет сделать вывод о наличии статистически значимого отрицательного тренда рядов максимального стока, статистически значимого положительного тренда рядов минимального зимнего стока для всех исследуемых створов. Положительные статистически незначимые тренды наблюдаются и для рядов среднегодового и минимального летне-осеннего стока.

Оценка изменений вероятности формирования экстремальных расходов воды редкой повторяемости в условиях современного потепления климата выполнена с использованием следующих критериев: для анализа изменений повторяемости опасных максимальных расходов воды выбрано число лет с превышением расхода обеспеченностью 10 %, для минимального летне-осеннего и зимнего стока – число лет с расходом воды меньше расхода 90 %-й обеспеченности. Эти пороговые значения выбраны на основании анализа данных о наиболее значительных наводнениях и засухах на реках Беларуси [15, 16, 17]. Для оценки климатических изменений в связи с рекомендациями Всемирной метеорологической организации [18], а также принимая во внимание тот факт, что 1988 год соответствует началу интенсивного роста среднегодовых температур воздуха в Беларуси, исходный ряд был разбит на два периода продолжительностью 30 лет и более: 1) с 1948 по 1987 гг. и 2) с 1988 по 2017 гг. Так как рассматриваемые интервалы имеют разные длины, то оценку повторяемости представим в виде коэффициентов, отражающих интенсивность экстремальных расходов воды редкой повторяемости за 10-летний период. В таблице 3 приведены результаты расчета таких коэффициентов за два периода соответственно (1948–1987 гг., 1988–2017 гг.).

Таблица 3 – Оценка изменений вероятности формирования экстремальных расходов воды редкой повторяемости

Река - створ	максимальный сток		минимальный летне-осенний сток		минимальный зимний сток	
	1948–1987	1988–2017	1948–1987	1988–2017	1948–1987	1988–2017
р. Припять – г. Мозырь	1,50	0,33	1,25	1,00	2,00	0,00
р. Неман – г. Гродно	1,75	0,00	1,00	1,33	2,00	0,00
р. Западная Двина – г. Витебск	1,50	0,33	0,75	1,67	1,25	1,00
р. Березина – г. Бобруйск	2,00	0,00	1,50	0,67	1,75	0,33
р. Днепр – г. Орша	1,50	0,33	1,50	0,67	1,25	1,00
р. Днепр – г. Речица	1,75	0,00	1,50	1,00	2,00	0,00

Приведенные в таблице 3 результаты показали, что для изучаемых створов в современный период значительно уменьшилась повторяемость опасных максимальных и минимальных расходов воды.

В таблице 4 приведены данные о статистических параметрах стока рек за 2 периода, подтверждающие этот результат. Из таблицы 4 видно, что на всех исследуемых реках произошло существенное уменьшение максимальных расходов воды (на 21–51 %), увеличение минимального зимнего стока (на 21–47 %). Статистически незначимое уменьшение минимального летне-осеннего стока наблюдается для р. Неман в створе г. Гродно. Для остальных исследуемых створов характерно увеличение минимального летне-осеннего стока (на 4–28 %).

Таблица 4 – Сравнительная оценка статистических параметров максимального и минимального стока рек Беларуси за два многолетних периода

Река – створ	Период	\bar{Q} , м ³ /с	ΔQ , %	Среднее квадратическое отклонение σ , (м ³ /с)	$\sigma_{совр} / \sigma_{базов}$
максимальный сток					
р. Припять – г. Мозырь	1948–1987	1563	–33	1017	0,61
	1988–2017	1043		623	
р. Неман – г. Гродно	1948–1987	789	–39	550	0,36
	1988–2017	477		198	
р. Западная Двина – г. Витебск	1948–1987	1520	–21	534	0,85
	1988–2017	1202		457	
р. Березина – г. Бобруйск	1948–1987	594	–51	463	0,32
	1988–2017	290		150	
р. Днепр – г. Орша	1948–1987	738	–30	306	0,64
	1988–2017	513		196	
р. Днепр – г. Речица	1948–1987	1545	–41	979	0,39
	1988–2017	904		380	
минимальный летне-осенний сток					
р. Припять – г. Мозырь	1948–1987	156	12	71	0,99
	1988–2017	175		71	
р. Неман – г. Гродно	1948–1987	91	–5	17	1,08
	1988–2017	86		18	
р. Западная Двина – г. Витебск	1948–1987	52	4	22	0,86
	1988–2017	54		19	
р. Березина – г. Бобруйск	1948–1987	54	8	13	1,03
	1988–2017	59		13	
р. Днепр – г. Орша	1948–1987	34	28	9	1,41
	1988–2017	44		13	
р. Днепр – г. Речица	1948–1987	151	13	32	1,42
	1988–2017	170		45	
минимальный зимний сток					
р. Припять – г. Мозырь	1948–1987	175	23	144	0,48
	1988–2017	215		69	
р. Неман – г. Гродно	1948–1987	64	21	27	0,86
	1988–2017	77		23	
р. Западная Двина – г. Витебск	1948–1987	50	46	19	1,62
	1988–2017	73		31	
р. Березина – г. Бобруйск	1948–1987	53	23	15	1,12
	1988–2017	64		17	
р. Днепр – г. Орша	1948–1987	31	47	10	1,84
	1988–2017	46		19	
р. Днепр – г. Речица	1948–1987	137	43	48	1,17
	1988–2017	196		56	

Значимое уменьшение максимального стока и увеличение минимального зимнего стока подтверждают вывод о том, что основной особенностью современных изменений водного режима рек Беларуси является перераспределение стока внутри года, происходящее при относительном постоянстве среднегодовых расходов воды [18].

С точки зрения водопользования уменьшение максимальных расходов воды весеннего половодья влечет неоднозначные последствия. Положительным моментом является снижение гидроэкологических рисков и ущерба от наводнений, затоплений территорий. Отрицательной реакцией является возможное формирование напряженности водопользования в межень. Следует, однако, отметить, что уменьшение максимальных расходов воды весеннего половодья вовсе не исключает возможность формирования крупных наводнений и, как следствие, значительного экономического ущерба. Поэтому дальнейшее изучение экстремальных расходов и учет их изменения при выполнении гидрологических расчетов и прогнозов стока весеннего половодья очень важны. Это значимо не только в научном, но и в прикладном отношении, прежде всего, для предотвращения и снижения негативных последствий как современного, так и ожидаемого влияния климата, а также для оптимизации хозяйственной деятельности в изменяющихся гидрологических условиях.

Заключение

В данном исследовании выполнен анализ многолетней изменчивости годовых, максимальных, минимальных летне-осенних и минимальных зимних расходов воды крупных рек Беларуси за период 1948–2017 гг.

В результате проведенного анализа получены следующие результаты:

1. Установлена неоднородность во временных рядах максимальных и минимальных зимних расходов воды по всем исследуемым створам. Точки разладки в этих рядах приходятся в основном на период 1970–1988 гг.

2. Для большинства исследуемых рек четко прослеживается асинхронный ход в многолетних изменениях максимального и минимального стока, максимального и годового стока.

3. Статистически значимые отрицательные тренды установлены для рядов максимального, значимые положительные тренды – для минимального зимнего стока. В многолетней тенденции годового и минимального летне-осеннего стока рек Беларуси за период 1948–2017 гг. отмечаются статистически незначимые (за исключением створа р. Днепр – г. Орша) положительные тренды.

4. Значительно уменьшилась повторяемость экстремальных расходов воды редкой повторяемости в условиях современного потепления климата.

Благодарности

Работа выполнена при поддержке БРФФИ (грант № X20M064).

Список использованных источников

1. О приоритетных направлениях научной, научно-технической и инновационной деятельности на 2021–2025 годы : указ Президента Республики Беларусь, 07 мая 2020 г., № 156 // Национальный реестр правовых актов Республики Беларусь. – 2020. – 1/18986.

2. Волчек, А. А. Автоматизация гидрологических расчетов / А. А. Волчек // Водохозяйственное строительство и охрана окружающей среды: Труды междунар. науч.-практ. конф. по проблемам водохозяйственного, промышленного и гражданского строительства и экономико-социальных преобразований в условиях рыночных отношений / Брест. политехн. институт. – Биберах–Брест–Ноттингем, 1998. – С. 55–59.

3. Сикан, А. В. Методы статистической обработки гидрометеорологической информации / А. В. Сикан. – Санкт Петербург, 2007. – 278 с.

4. Андреев, В. Г. Циклические колебания годового стока и их учет при гидрологических расчетах / В. Г. Андреев // Труды ГГИ. «Вопросы расчетов стока»; под ред. А. И. Чеботарева. – Л. : Гидрометеоздат, 1959. – Вып. 68; – С. 3–50.

5. Рекомендации по статистическим методам анализа однородности пространственно-временных колебаний речного стока. – Л. : Гидрометеоздат, 1984. – 78 с.

6. Arun Kumar Takak, A.R. Murumkar, D.S. Arya Long term spatial and temporal rainfall trends and homogeneity analysis in Wainganga basin, Central India // J. Weather and Climate Extremes. – 2014. – № 4. – P.50–61.

7. Buishand, T.A. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records / T.A. Buishand // J. Hydrol. – 1982. – № 58. – P.11–27.

8. Alexandersson, H.A Homogeneity test applied to precipitation data / H.A. Alexandersson // Int. J. Climatol. – 1986. – № 6. – P.661–675.

9. Khaliq, M.N. On the critical values of the standard normal homogeneity test (SNHT) / M.N. Khaliq, T.B. Ouarda // Int. J. Climatol. – 2007. – № 27. – P.681–687.

10. Pettitt, A.N. A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem / A.N. Pettitt // Applied Statistics. – 1979. – № 28(2). – PP.126–135.

11. Nalley D, Adamowski J, Khalil B, Ozga-Zielinski B (2013) Trend detection in surface air temperature in Ontario and Quebec, Canada during 1967–2006 using the discrete wavelet transform. Atmos Res 132–133:375–398. doi:10.1016/j.atmosres.2013.06.011

12. Chandler, R.E.; Scott, M.E. Statistical methods for trend detection and analysis in the environmental analysis. Chichester: John Wiley and Sons, 2011.

13. Sen, P.K. (1968) On a Class of Aligned Rank Order Tests in Two-Way Layouts. The Annals of Mathematical Statistics, 39, 1115–1124.

14. Руководство по гидрологической практике. Т. II. Глава 5: Анализ экстремальных значений. ВМО, 2012.

15. Волчек, А. А. Минимальный сток рек Беларуси: монография / А. А. Волчек, О. И. Грядунова ; Брест. гос. ун-т имени А. С. Пушкина. – Брест : БрГУ, 2010. – 169 с.

16. Волчек, Ан. А. Затопления на территории Беларуси / Ан. А. Волчек // Вестник Брестского государственного технического университета. – 2017. – № 2: (Водохозяйственное строительство, теплоэнергетика и геоэкология.) – С. 39–53.

17. Логинов, В. Ф. Весенние половодья на реках Беларуси: пространственно-временные колебания и прогноз / В. Ф. Логинов, А. А. Волчек, Ан. А. Волчек – Минск : Беларуская навука, 2014. – 244 с.

18. Volchak, Alexander. Intra-annual runoff distribution in the Pripyat River basin/ Alexander Volchak, Sergey Parfomuk, Svetlana Sidak // 2020 International Conference on Building Energy Conservation, Thermal Safety and Environmental Pollution Control (ICBTE 2020) / E3S Web Conf. Volume 212, 2020. – Brest, Belarus, October 29–30, 2020. <https://doi.org/10.1051/e3sconf/202021201016>.