

Лукша В.В.

ОЦЕНКА ОДНОРОДНОСТИ РЯДОВ РЕЧНОГО СТОКА БЕЛАРУСИ

ВВЕДЕНИЕ

Рациональное природопользование невозможно без точной оценки количества используемого природного ресурса. Водопользование, в частности, предполагает использование возможного для забора из поверхностного водоисточника (реки) количества воды, которое не может быть оценено без расчета основных гидрологических характеристик рядов речного стока. Перед их расчетом обязательным условием является проверка статистической однородности гидрологических рядов с целью определения нарушения естественного водного режима водотока различными антропогенными нагрузками.

Оценка однородности гидрологических рядов является сложной задачей. Существующие современные статистические методы проверки гидрологических рядов на однородность не лишены недостатков. Только комплексный подход, базирующийся на использовании нескольких методов, позволяет выявить факт неоднородности гидрологических рядов.

ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ

Для оценки однородности рядов речного стока использовались временные ряды инструментальных наблюдений за период с начала наблюдений до 2005 года по 164 створам-рекам Беларуси.

Наиболее надежными считались данные, публикуемые в изданиях Госкомгидромета, особенно после 1960-х годов [1, 2] (в это время производилась их массовая проверка). Однако при необходимости, особенно при использовании архивных материалов, данные гидрометрических наблюдений проверялись, в том числе анализировалось следующее:

- 1) полнота и надежность наблюдений за расходами воды;
- 2) высотные отметки гидрологических постов за весь период наблюдений;
- 3) увязка годового и сезонного стока воды, максимальных и минимальных расходов воды в пунктах наблюдений по длине реки;
- 4) полнота учета стока воды на поймах и в протоках;
- 5) обоснованность способа подсчета стока воды по осредненным или ежегодным кривым расходов воды;
- 6) обоснованность экстраполяции кривых расходов воды до наивысших и наинизших уровней воды и точность расчета стока воды по кривым расходов воды за месяц, сезон и год;
- 7) необходимость восстановления наблюдений, пропущенных за отдельные годы;
- 8) однородность данных наблюдений.

Если оказывалось, что нельзя уточнить данные гидрометрических наблюдений низкого качества, то они исключались из расчетного ряда. В необходимых случаях пересчитывался сток воды за отдельные годы.

Восстановление недостающих данных наблюдений осуществлялось методом множественной корреляции с использованием рек-аналогов согласно Пособию к СНиП 2.01.14-83 «Определение расчетных гидрологических характеристик» [3].

МЕТОДИКА ИССЛЕДОВАНИЙ

Для всех постов выполнена проверка однородности восстановленных рядов стока путем построения графиков связи суммарных значений исследуемой величины (годового стока, максимальных расходов половодья, минимального стока летне-осенней межени) с соответствующим значением реки-аналога, имеющей ненарушенный режим стока, или с несколькими аналогами, а для отдельных видов стока (например, минимальные расходы) такие связи строились с атмосферными осадками, на которые никак не повлияли мероприятия, проводимые на водосборах. Момент нарушения однородности ряда устанавливался на основе генетического анализа условий формирования стока путем выявления причин, обусловивших неоднородность данных наблюдений, а также по графикам связи

$E_x = f(T)$, где E_x – суммарное значение анализируемой величины; T – годы.

Резкое изменение угла наклона таких кривых характеризует начало изменения водного режима. Результаты графического анализа должны подтверждаться информацией об изменении условий формирования водного режима на водосборе и в русле, так как нарушение однородности рядов стока возможно и по причине естественных природных циклов изменения водности.

Для качественной оценки однородности выборочных средних использовался t -критерий Стьюдента, который рассчитывался по формуле [3]

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{n_x \hat{\sigma}_x^2 + n_y \hat{\sigma}_y^2}} \cdot \sqrt{\frac{n_x \cdot n_y \cdot (n_x + n_y - 2)}{n_x + n_y}}, \quad (1)$$

где \bar{X} и \bar{Y} – выборочные средние;

$\hat{\sigma}_x$ и $\hat{\sigma}_y$ – выборочные дисперсии;

n_x и n_y – объемы выборок.

Оценка однородности выборочных средних из асимметрично распределенных совокупностей выполнялась следующим образом. Полученное значение t -критерия Стьюдента (t) сравнивалось с его критическим значением [3, Приложение Г] при заданном уровне значимости $\alpha=5\%$. Если $t < t_{\alpha}$, принималась гипотеза однородности двух выборочных средних.

Критерий однородности Фишера (F) также использовался для оценки однородности продленных рядов речного стока. Критерий однородности Фишера (F) рассчитывался по формуле [3]:

$$F = \frac{\hat{\sigma}_x^2}{\hat{\sigma}_y^2}, \quad (2)$$

где $\hat{\sigma}_x^2$ и $\hat{\sigma}_y^2$ – выборочные дисперсии; в числителе берется большая из дисперсий.

Гипотеза однородности выборочных дисперсий отвергалась, если имело место неравенство $F > F_{\alpha}$, где F_{α} – критическое значение критерия однородности Фишера, или принималась, если знак неравенства меняется на противоположный, т.е. $F \leq F_{\alpha}$. В последнем случае считалось, что данные наблюдений не противоречат выдвигаемой гипотезе однородности.

Значения (F_{α}) определялись по [3, Приложение Д] в зависимости от объема выборок $n_x = n_y$, принятого уровня значимости ($\alpha=5\%$), внутрирядной [$r(1)$] и межрядной (R) корреляции.

Так как наиболее вероятным переломом в формировании водного режима рек Беларуси можно считать 1966 год – начало массовых мелиораций, то ряды речного стока разбивались на две части: первая – 1945-1965 гг., вторая – 1966-2005 гг. Далее был произведен расчет всех параметров для нахождения критериев Фишера и Стьюдента для каждого исходного ряда речного стока. Используя [3, Приложения Г, Д], были найдены критические значения критериев Стьюдента и Фишера для каждой из двух частей разбитого исходного ряда.

Далее проведены исследования однородности генеральной совокупности методом годопунктов, суть которого состоит в построении эмпирической кривой обеспеченности по совокупности, полученной при объединении статистически однородных независимых временных рядов случайной величины M во множестве пунктов наблю-

Лукша Владимир Валентинович, кандидат технических наук, доцент кафедры оснований, фундаментов, инженерной геологии и геодезии Учреждения образования «Брестский государственный технический университет», ул. Московская, 267, УО БрГТУ, 224017, г. Брест, Беларусь.

дений $M_{n1}, M_{n2}, \dots, M_{nm}$ в единый пространственно-временной ряд M_1, M_2, \dots, M_N ($N=n_1+n_2+\dots+n_m$), где n_1, n_2, \dots, n_m – продолжительности периодов наблюдений на множестве гидрометрических постов m .

Первый этап совместного анализа – исследование отобранных выборок. В статистическом смысле подобная задача адекватна задаче проверки «нуль-гипотезы» и сводится к доказательству принадлежности отдельных выборок к одной генеральной совокупности объединенных рядов. Положительный исход проверки «нуль-гипотезы» для объединяемых выборок позволяет формировать одну квазистационарно однородную совокупность, являющуюся отражением физического процесса формирования полей речного стока и обладающую большей информативностью, чем каждый из объединяемых рядов [4].

Если на изучаемой территории расположено j ($j=1, \dots, k$) гидрометрических постов, имеющих продолжительность наблюдений за водным режимом i ($i=1, \dots, N$) лет, то совокупность всех средних многолетних значений модулей речного стока j -ых лет есть матрица [4] $\left| \left| M_{Nkj} \right| \right|$ и соответствующие ей матрицы дисперсий S_{ij}^2 и степеней свободы $f_{ij} = n_{ij} - 1$, где n_{ij} – объем соответствующей выборки: $\left| \left| S_{kj}^2 \right| \right|$ и $\left| \left| f_{kj} \right| \right|$.

Если некоторое количество выборок принадлежат одной генеральной совокупности, то им должна соответствовать одна генеральная дисперсия σ_M^2 . В качестве оценки правомочно использовать средневзвешенную выборочную дисперсию S_M^2 (предварительное сравнение выборочных дисперсий можно осуществить по критерию Бартлера) [4]

$$S^2 = \frac{\sum_{j=1}^k S_{ij}^2 \cdot f_{ij}}{\sum_{j=1}^k f_{ij}} \quad (3)$$

При выполнении «нуль – гипотезы» о равенстве средних многолетних \overline{M}_{ij} в качестве оценки единого генерального среднего \overline{M} вычисляют общее среднее из всех рассматриваемых по формуле:

$$\overline{M} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k \overline{M}_{ij}}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij - 1} \quad (4)$$

где $\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij - 1$ степени свободы.

В случае однородности полученных двумя способами оценок генеральной дисперсии σ_M^2 отношение их должно подчиняться распределению Фишера с $\left(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij - 1, \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij \right)$ степенями свободы. На уровне значимости p гипотеза о равенстве средних в совокупности отклоняется при условии, если

$$\frac{S_1^2}{S^2} > F_{1-p} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij - 1, \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k ij \right) \quad (5)$$

Следующий этап проверки однородности объединяемых рядов заключался в использовании критерия Колмогорова на базе предложенного Г.А. Алексеевым приема сравнения частных кривых обес-

печенности с объединенной кривой. В данном случае в качестве заданного (теоретического) закона распределения выступает кривая обеспеченности объединенного ряда, построенная без участия параметров, определенных по сравниваемой с ней выборке. Это значит, что мера расхождения между указанными кривыми подчиняется теоретическому распределению критерия [5].

Алгоритм проверки однородности проверяемых рядов с помощью критерия Колмогорова следующий [5]:

- единый пространственно-временной ряд ранжируется в убывающем порядке и определяется обеспеченность S -го элемента истинной кривой обеспеченности;
- сравнивается обеспеченность каждого элемента индивидуальных выборок P_3 с теоретической обеспеченностью P_m , которые

$$\text{рассчитываются как: } P_3 = \frac{j}{n_j + 1}, P_m = \frac{S}{m + 1}, \text{ где } j -$$

порядковый номер элемента эмпирической кривой; S – порядковый номер элемента в ранжированной выборке объединенного ряда; m – общий объем выборки;

- определяется наибольшая мера расхождения между теоретической и эмпирической обеспеченностями $D_{\max} = |P_3 - P_T|$;
- рассчитывается критерий расхождений $\lambda = D_{\max} \sqrt{n_i}$ и сравнивается с критическим значением $\lambda_{кр}$, найденным предварительно по теоретическому распределению критерия $P(\lambda)$ для уровня значимости $\alpha_{кр}=5\%$;
- после проверки всех индивидуальных рядов отбракованные выборки исключаются из объединенной совокупности и процедура проверки повторяется до исключения всех неоднородных выборок;
- полученная совокупность считается однородной, и методом моментов оцениваются ее параметры.

Используемые методы позволяют решить пространственно-временную задачу сравнения выборочных средних и тем самым выделять статистически однородные (на некотором уровне значимости) ряды гидрологических характеристик рассматриваемой территории при статистически обоснованных параметрах масштабности явления. Преимущество такого подхода заключается в том, что он позволяет использовать несинхронные ряды наблюдений с различным числом реализаций.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

В табл. 1 приведены значения критерия Стьюдента и Фишера, рассчитанные для восстановленных рядов годового стока некоторых рек-створов (в основном Белорусского Полесья), а также их критические значения.

Анализ табл. 1 показывает, что для рек Копаявка – с. Черск и Мышанка – с. Березки получены значения критериев Стьюдента и Фишера значительно больше критических значений при 5%-ном уровне значимости, что отвергает гипотезу об однородности данных в рядах годового стока. Анализ причин неоднородности рядов по этим двум рекам-створам привел к гипотезе об интенсивной хозяйственной деятельности в водосборах этих рек, начиная с 1966 года, что подтвердилось материалами проектного института «Полесьеги-проводхоз» (г. Пинск).

Частично ненарушенный режим рек (гипотеза однородности принимается по критерию Стьюдента, отвергается по критерию Фишера, или наоборот) наблюдается для 14 исследуемых рек-створов Белорусского Полесья (45 рек-створов Беларуси), что можно объяснить естественными колебаниями водности или сопоставимыми с ними незначительными антропогенными воздействиями на водный режим рек.

Полностью однородные ряды годового стока для 14 из проверенных рек-створов Белорусского Полесья (78 рек-створов для Беларуси) свидетельствуют о ненарушенном водном режиме. Также возможна гипотеза о синхронности антропогенных воздействий и колебаниях водного режима, т.е. при одновременном увеличении водности рек и интенсивности мелиоративных мероприятий и одновременно спаде этих двух процессов водность реки практически не изменилась, и ряд остался однородным.

Таблица 1. Рассчитанные и критические значения критериев Стьюдента и Фишера для оценки однородности восстановленных рядов

Река-створ	Период	Критический критерий Стьюдента $t_{кр}$	Критический критерий Фишера $F_{кр}$	Критерий Стьюдента t	Критерий Фишера F	Подтверждение гипотезы об однородности ряда	
						по t	по F
1	2	3	4	5	6	7	8
Бобрик – с. Парахонск	1945-1965	2,034	2,739	3,194	1,129	Нет	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Нет	Да
Горынь – пос. Горынь	1945-1965	2,034	2,739	0,315	1,533	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
Горынь – пгт. Речица	1945-1965	2,034	2,739	3,576	2,001	Нет	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Нет	Да
Гривда – г. Ивацевичи	1945-1965	2,034	2,739	0,326	2,040	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
Жабинка – с.М.Жабинка	1945-1965	2,034	2,739	1,442	1,440	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
Жегулянка – с.Нехачево	1945-1965	2,046	2,974	3,580	1,594	Нет	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Нет	Да
Каменка – пос. Мухавец	1945-1965	2,034	2,739	0,503	1,062	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
кан. Винец – с. Рыгали	1945-1965	2,034	2,739	3,164	1,363	Нет	Да
	1966-2005	1,998	2,078			Нет	Да
Копаявка – с.Черск	1945-1965	2,034	2,739	4,134	3,480	Нет	Нет
	1966-2005	1,998	2,078			Нет	Нет
Лесная – с.Замосты	1945-1965	2,034	2,739	1,370	1,164	Да	Да
	1966-2005	1,998	2,078			Да	Да
Лесная – с.Тюхиничи	1945-1965	2,040	2,857	1,291	1,138	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
Малорыта – г. Малорита	1945-1965	2,034	2,739	1,363	1,132	Да	Да
	1966-2005	1,998	2,078			Да	Да
Меречанка – с.Ставок	1945-1965	2,034	2,739	1,654	1,237	Да	Да
	1966-2005	2,011	2,289			Да	Да
Меречанка – с.Красеево	1945-1965	2,034	2,739	1,907	1,328	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
Мухавец – г. Брест	1945-1965	2,046	2,974	1,164	2,750	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Нет
Мухавец – г.Пружаны	1945-1965	2,034	2,739	4,004	1,394	Нет	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Нет	Да
Мышанка – с.Березки	1945-1965	2,034	2,739	5,404	3,532	Нет	Нет
	1966-2005	1,999	2,097			Нет	Нет
Неслуха – с.Рудск	1945-1965	2,034	2,739	0,515	3,056	Да	Нет
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Нет
Припять – с.Коробы	1945-1965	2,034	2,739	3,406	1,787	Нет	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Нет	Да
Припять – пгт.Туров	1945-1965	2,034	2,739	3,590	2,024	Нет	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Нет	Да
Припять – г.Пинск	1945-1965	2,034	2,739	3,490	1,400	Нет	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Нет	Да
Пульва – г.Высокое	1945-1965	2,040	2,857	1,376	1,003	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
Рудава – с.Рудня	1945-1965	2,034	2,739	1,784	1,010	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
Ружанка – г.Ружаны	1945-1965	2,034	2,739	0,310	2,296	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
Рыта – с. М. Радваничи	1945-1965	2,034	2,739	0,912	1,068	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
Цна – с.Дятловичи	1945-1965	2,034	2,739	4,378	2,505	Нет	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Нет	Нет
Щара – с.Доманово	1945-1965	2,034	2,739	2,340	1,333	Нет	Да
	1966-2005	1,998	2,078			Нет	Да
Щара – с.Залужье	1945-1965	2,046	2,974	0,355	1,995	Да	Да
	1966-2005	1,999	2,097			Да	Да
Ясельда – г.Береза	1945-1965	2,034	2,739	2,960	1,113	Нет	Да
	1966-2005	1,998	2,078			Нет	Да
Ясельда – с.Сенин	1945-1965	2,034	2,739	3,602	1,030	Нет	Да

Таблица 2. Реки-створы, отбракованные в результате проверки на однородность

Вид стока	Река – створ
Годовой	Доколька – Бояново, Ружанка – Ружаны, Оболь – Ломоносово, Дисна – Козяны, Березина – Березино, Волма – Заберезьянка, Вихра – Куровичи, Бася – Хильковичи, Беседь – Белынковичи, Рудава – Рудня
Максимальный	Неслуха – Рудск, Уборть – Краснобережье, Птичь – Холопеничи, Шать – Шацк, Доколька – Бояново, Неман – Столбцы, Щара – Залузье, Гривда – Ивацевичи, Скиделька – Скидель, Виляя – Вилейка, Нарочь – Нарочь, Узлянка – Узла, Ушача – Толкачи, Нача – Горовцы, Дисна – Козяны, Дисна – Пазики, Друть – Чигиринская ГЭС, Добысна – Рудня Малевичская, Березина – Светлогорск, Сха – Житьково, Вяча – Паперня, Волма – Корзуны, Несета – Красный Берег, Ведрич – Демехи, Сож – Кричев, Уса – Богушевичи, Сож – Гомель, Вихра – Мстиславль, Покоть – Красный Дубок, Уза – Прибор, Мухавец – Пружаны, Жабинка – М. Жабинка, Лесная – Замосты, Пульва – Высокое, Нарев – Немержа, Рудава – Рудня, Словечна – Кузьмичи, Улла – Промыслы, Эса – Гадивля
Минимальный	Улла – Лепель, Добысна – Рудня Малевичская, Волма – Заберезьянка, Несета – Красный берег, Вихра – Мстиславль, Бася – Хильковичи, Осиповка – Петровичи, Лесная – Тухиничи

Таблица 3. Статистические параметры рядов модулей речного стока

Вид стока	Параметры												
	n	M_{CP}	$\sigma_{CP.кв.}$	C_V	C_S	C_S/C_V	δM_{CP}	δC_V	$M_{5\%}$	$M_{25\%}$	$M_{50\%}$	$M_{75\%}$	$M_{95\%}$
До анализа однородности (неоднородной генеральной совокупности)													
Годовой	6574	5,49	947,0	0,38	0,73	1,9	0,47	0,85	9,23	6,68	5,34	4,03	2,47
Максимальный	6593	50,8	6431	0,99	2,68	2,7	1,22	0,76	152	63,2	34,7	18,9	8,48
Минимальный	6523	1,74	2683	0,64	0,95	1,5	0,79	0,82	3,75	2,42	1,58	0,87	0,25
Однородной генеральной совокупности													
Годовой	6406	5,49	931,6	0,38	0,73	1,9	0,48	0,86	9,24	6,68	5,34	4,01	2,46
Максимальный	5270	51,7	5507	1,02	2,7	2,6	1,41	0,84	160	63,7	34,2	18,7	8,43
Минимальный	6413	1,74	2648	0,64	0,95	1,5	0,80	0,83	3,76	2,43	1,58	0,87	0,25

Из всех проанализированных рек-створов минимальным нарушением однородности выделяются реки Каменка – пос. Мухавец, Пульва – г. Высокое и Рыта – с. Малые Радваничи. Значения критериев Стьюдента и Фишера для этих рек значительно меньше критических.

При использовании метода годопунктов для рядов модулей годового и минимального стока проверка однородности осуществлялась в два этапа, для максимального – в три. В результате были исключены из дальнейших исследований: для годового стока – 10 рядов, максимального – 39, минимального – 8 (табл. 2).

Как показал анализ, наиболее однородным является минимальный сток рек, который формируется, в основном, за счет грунтовых вод и менее подвержен различного рода воздействиям как естественного, так и антропогенного характера в отличие от максимального стока, который формируется под воздействием большого числа неоднородных во времени и пространстве факторов.

В табл. 3 приведены статистические параметры рядов модулей стока рек Беларуси, объединенных в один ряд до выбраковки неоднородных выборок и однородной генеральной совокупности. В таблице приведены: число анализируемых модулей стока (n), их средние значения (M_{CP}), сумма квадратов отклонений от среднего ($\sigma_{CP.кв.}$), коэффициенты вариации (C_V) и асимметрии (C_S), их отношение (C_S/C_V), средние квадратические ошибки модуля стока (δM_{CP}) и коэффициента вариации (δC_V), а также модули стока различной ежегодной вероятности превышения ($M_{5\%}$ – $M_{95\%}$).

ВЫВОДЫ

Влияние мелиорации на однородность рядов стока в каждом конкретном случае следует рассматривать индивидуально, имея данные об объемах мелиоративных воздействий на водосборе, гидротехнического строительства в русле реки и естественных колебаниях водности. Анализ данных табл. 1 позволяет сказать, что реки бассейна Припяти имеют в основном неоднородные ряды, в то время как реки бассейна Западного Буга – однородные, что является следствием более существенных мелиоративных воздействий на водосборы рек бассейна Припяти. Это значит, что начиная с 1966 года, естественный режим средних и малых рек Белорусского Поле-

сь трансформировался под влиянием антропогенной нагрузки, в частности мелиоративных воздействий.

Незначительные изменения параметров неоднородной и однородной генеральных совокупностей (см. табл. 3) вызваны малой долей неоднородных выборок. Для максимального стока, где было выбраковано 39 выборок, параметры смещаются особенно для малых (5%) и больших обеспеченностей (95%), что можно объяснить экстремальностью этих расходов.

Таким образом, полученные статистические характеристики гидрологических рядов могут быть использованы для расчета расходов различной вероятности превышения, которые, в свою очередь, могут быть использованы для решения ряда водохозяйственных и экологических задач. Кроме того, результаты исследования дают возможность выявлять реки-створы с нарушенным водным режимом и выявлять природу этих нарушений – естественный (природный) или антропогенный.

Полученные однородные ряды речного стока позволят количественно оценить запасы поверхностных водных ресурсов Беларуси, произвести исследование их колебаний и выполнить прогноз их изменения под воздействием антропогенных и природных факторов.

СПИСОК ЦИТИРОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Ресурсы поверхностных вод СССР – Т.5. – Белоруссия и Верхнее Поднепровье. – Ч.2. Основные гидрологические характеристики. – Л.: Гидрометеиздат, 1966. – 720 с.
2. Ресурсы поверхностных вод СССР. – Т.5. – Белоруссия и Верхнее Поднепровье. – Ч.2. Основные гидрологические характеристики. – Л.: Гидрометеиздат, 1975. – 700 с.
3. Пособие П1-98 к СНиП 2.01.14-83 «Определение расчетных гидрологических характеристик». – Минск: Министерство архитектуры и строительства Республики Беларусь, 2000. – 174 с.
4. Конторщикова В.И. Статистическая структура поля влажности почвы Украины / Труды Украинского научно-исследовательского гидрометеорологического института. – Вып. 171. – М.: Московское отделение Гидрометеиздата, 1979. – 120 с.
5. Исследование и расчеты речного стока / Под ред. В.Д. Быкова. – М.: Изд-во МГУ, 1981. – 228 с.

Материал поступил в редакцию 27.12.07

LUKSHA V.V. Estimation of homogeneity of the river flow's rows of Belarus

The estimation of homogeneity of the annual, maximal high water and minimum summer-autumnal river flow's rows of Belarus with usage of a method of year-points and criteria's of Fisher, Student and Colmogorov is executed. The obtained statistical characteristics of hydrological rows can be applied for water management and for solution of some ecological tasks.