

коэффициентов корреляции функции (4) представлены в таблице 5.

Годовой цикл эмпирических ПКФ месячных значений суммарного испарения представлен на рисунке 3. Чтобы избежать не упрощать картину принятием каких-либо гипотез о виде ПКФ, годовой ход представлен не по аппроксимирующим функциям, а изокоррелятами, полученными путем интерполяции эмпирических коэффициентов корреляции. Годовой ход ПКФ поля суммарного испарения определяется годовым ходом осадков. Для всех месяцев характерно большое рассеивание коэффициентов корреляции относительно линии регрессии и большая "срезка" коррелированности, при ($\rho=0$). Последнее свидетельствует о значительном суммарном вкладе локальной неоднородности и ошибок определения сопутствующих параметров. Наибольшая связь ПКФ поля суммарного испарения наблюдается в зимние и весенние месяцы, когда испарение определяется только тепловыми ресурсами климата, которые имеют большую пространственную связность. По мере уменьшения почвенной влаги связанность поля суммарного испарения уменьшается и достигает своего минимума в июне. Затем, по мере увеличения дождей и уменьшения количества тепла, а также транспирации растений, связность поля увеличивается. Проверка однородности ПКФ поля суммарного испарения показала, что при доверительных вероятностях 0,68 и 0,95 они однородны только для полей суммарного испарения Черноморского склона в периоды осреднения - февраль, июнь, июль, октябрь, ноябрь, а также в вегетационный и теплый периоды и для года, в целом.

Учет пространственно-временных колебаний суммарного испарения позволяет уточнить потребности в воде при мелиорации больших территорий. Что, в свою очередь, со-

кращает потребности в водных ресурсах в целом водохозяйственного комплекса страны.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Валуев В.Е., Волчек А.А., Лукша В.В., Мешик О.П., Цилиндь В.Ю. Статистическая структура полей атмосферных осадков на территории Беларуси// Статистический и прикладной анализ временных рядов: Труды международной научной конференции (SAATS-97). Под ред. В.М. Мадорского и Н.Н. Труша / Министерство образования Республики Беларусь. Белорусский гос. университет. - Брест, 1997. - с. 75-83.
2. Волчек А.А., Плужников В.Н. Пространственно-временные колебания элементов водного баланса (на примере Белоруссии)// Водные ресурсы, 1991. - №5. - с. 21-29.
3. Дрозд В.В. Подземное питание рек в бассейне Немана. - В кн.: Комплексное использование и охрана водных ресурсов. - Минск: Наука и техника, 1968. - с. 90-96.
4. Валуев В.Е., Волчек А.А. Способ оценки пространственно-временной изменчивости почвенных влагозапасов// Мелиорация и водное хозяйство.-1990.-№ 8. - с. 20-26.
5. Волчек А.А., Марчук В.Н. О методах определения суммарного испарения// Деп. рукопись в ЦБНТИ Минводхоза СССР, №459, 1987. - 30с.
6. Справочник по климату СССР. - Л.: Гидрометеиздат, 1968. - Вып. 7.- Ч.IV.-264 с.
7. Ресурсы поверхностных вод СССР. - Л.: Гидрометеиздат, 1968. - Т.5. - Ч.1. - 718 с.
8. Режимы влагообеспеченности и условия гидромелиораций степного края/ Под ред. В.С. Мезенцева. - М.: Колос, 1974. - 240 с.

УДК 556.166«321»(476)

Лукша В.В., Цилиндь В.Ю.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ МАКСИМАЛЬНОГО СТОКА ВЕСЕННЕГО ПОЛОВОДЬЯ МАЛЫХ РЕК БЕЛАРУСИ ПРИ ОТСУТСТВИИ ДАННЫХ ГИДРОМЕТРИЧЕСКИХ НАБЛЮДЕНИЙ

Малая река, как объект природы, согласно ГОСТ 19179-73 [1] - это река, бассейн которой располагается в одной географической зоне, и гидрологический режим ее под влиянием местных факторов может быть не свойствен для рек этой зоны. При исследовании стока малых рек мы используем следующее определение: малая река для территории Беларуси - это река, имеющая размер водосборной площади менее 2000 км² и протяженность не более 200 км.

Основной задачей исследования явилось построение физико-математических моделей зависимостей максимального годового стока малых рек Беларуси от определяющих его факторов. Необходимость разработки данных моделей назрела из-за отсутствия приемлемых региональных зависимостей определения максимального расхода воды рек весеннего половодья и недостаточной точности результатов расчетов по стандартным методикам СНиП 2.01.14-83 "Определение расчетных гидрологических характеристик" [2]. Данная задача реализовывалась с привлечением изученных основных стокоформирующих параметров 110 бассейнов малых рек Беларуси. Площади водосборов (А) исследованных рек колеблются от 6,0 км² (р. Без названия - с. Кальсберг) до 1480 км² (р. Нарочь - с. Нарочь), при $A_{cp}=482,5$ км² и $Cv=0,82$ (коэффици-

циент вариации (Cv) определялся для ряда основных стокоформирующих параметров 110 бассейнов исследуемых водосборов по стандартной методике). Их суммарная водосборная площадь равна 53,071 тыс. км², что составляет приблизительно 25% от 207,6 тыс. км² - территории Беларуси. Средняя высота водосборов (H_{cp}) - 185,5 м, при их колебании от 132 м (р. Вить - с. Борисовщина) до 305 м (р. Свислочь - с. Заречье). Средний уклон исследуемых малых рек (I_p) - 1,48‰, при $Cv=1,48$ и диапазоне колебаний от 0,05‰ (р. Скема - с. Микольцы) до 20,6‰ (р. Гайна - с. Гайна). Кроме перечисленных выше характеристик малых рек, нами использованы дополнительные сведения: средний уклон площади водосбора; густота речной сети; заозеренность, заболоченность, залеенность и распаханность земель. Вышеназванные стокоформирующие параметры водосборов малых рек Беларуси приняты согласно "Ресурсам поверхностных вод СССР" [3] и "Основным гидрологическим характеристикам" [4,5].

Республика Беларусь находится в зоне переменного естественного увлажнения, где наиболее распространены реки с наибольшими расходами воды в весенний период. Следует отличать такие фазы водного режима как половодье и паводок. Весеннее половодье рек Беларуси характеризуется еже-

Цилиндь Валерий Юзефович. Начальник информационно-вычислительного центра.

Лукша Владимир Валентинович. Ассистент каф. сельскохозяйственных гидротехнических мелиораций.

Брестский политехнический институт (БПИ). Беларусь, г. Брест, ул. Московская, 267.

годно повторяющимся продолжительным и высоким подъемом уровня и расхода воды, обусловленных поступлением воды от главного источника питания реки, в основном, снегового происхождения. Начало половодья обычно определяют по дате устойчивого увеличения расхода воды, обнаруживаемого на гидрографе. За окончание снегового половодья принимается момент времени, когда через замыкающий створ пройдет остаток талой воды с наиболее удаленной части бассейна. Это делается с помощью данных о сходе снега, а также с привлечением материалов наблюдений за исчезновением ручьев в балках и оврагах. Паводки, в отличие от половодья, характеризуются непродолжительным и быстрым подъемом воды (мгновенные расходы и уровни), вызванным оттепелями зимой и ливневыми дождями в теплый период.

СНиП 2.01.14-83 рекомендует рассчитывать максимальные расходы весеннего половодья при отсутствии данных гидрометрических наблюдений по формуле (33) [3, стр. 9]. Структура предлагаемой СНиП зависимости содержит параметр (K_0), характеризующий дружность весеннего половодья, определяемый по данным рек-аналого обратным путем по формуле (33) [3], т.е. при расчете по данной методике необходимо корректно подобрать реку-аналог, что при отсутствии данных гидрометрических наблюдений является трудоемкой и сложной задачей. Проведенные расчеты показали, что при определении максимальных расходов воды весеннего половодья по методике СНиП без учета коэффициента (K_0) возникают большие ошибки в рассчитанных величинах (до 200%).

Методика расчета максимальных расходов воды рек весеннего половодья, изложенная в СНиП, опирается на параметр ($h_{P\%}$) – расчетный слой суммарного весеннего стока (без срезки грунтового питания) обеспеченности (P); переход к расчетному максимальному расходу расчетной обеспеченности осуществляется с использованием различных параметров водосбора и эмпирических коэффициентов. Одним из них является параметр (μ) – коэффициент, учитывающий неравенство статистических параметров слоя стока и максимальных расходов воды, определяемый в зависимости от природной зоны и требуемой вероятности превышения ($P\%$), т.е. при переходе от обеспеченной величины суммарного слоя стока ($h_{P\%}$) к обеспеченной величине ($Q_{P\%}$) вводится поправочный коэффициент (μ), физический смысл которого отражен в СНиП неполностью. В тоже время, пределы изменения коэффициента (μ) для территории Беларуси (лесная природная зона) составляют (0,82...1,02), что может существенно влиять на конечный результат при расчетах максимального стока. Поэтому, имеет смысл вести расчет обеспеченных величин расходов максимального стока непосредственно с использованием его нормы (\bar{Q}), коэффициента вариации (C_V) и коэффициента асимметрии (C_S).

В результате комплексного исследования стокоформирующих факторов, с использованием методов математической статистики, нами получена полуматематическая физико-математическая модель максимального стока малых рек Беларуси

$$\bar{Q}_{max} = \frac{\bar{q}_{max} \cdot \mu \cdot \delta \cdot \delta_1 \cdot \delta_2}{(A + I)^{0,02}} \cdot A, \quad (1)$$

где \bar{q}_{max} – единичный максимальный расход весеннего половодья для элементарного водосбора, м³/с; μ – коэффициент, учитывающий влияние среднего уклона реки на максимальный сток; δ – коэффициент, учитывающий влияние водохранилищ, прудов и проточных озер на максимальный сток; δ_1 – коэффициент, учитывающий снижение максималь-

ного расхода воды в залесенных бассейнах; δ_2 – коэффициент, учитывающий снижение максимального расхода воды в заболоченных бассейнах; A – площадь водосбора, км².

Коэффициенты уравнения (1) определяются по следующим формулам:

$$\bar{q}_{max} = \frac{H_{cp.}^{2,13} \cdot \lambda^{2,88}}{\varphi^{5,81}}; \quad (2)$$

$$\mu = (1 + I_{cp.p.})^{n_1}; \quad (3)$$

$$\delta = \frac{1}{(f_{03} + I)^{n_2}}; \quad (4)$$

$$\delta_1 = \frac{1}{(f_{c.l.} + f_{3.l.} + I)^{n_3}}; \quad (5)$$

$$\delta_2 = \frac{1}{(f_b + I)^{n_4}}, \quad (6)$$

где $H_{cp.}$ – средняя высота водосбора в Балтийской системе координат, м; λ , φ – соответственно, географическая долгота и широта центра тяжести водосбора, град.; $I_{cp.p.}$ – средний уклон реки, ‰; f_{03} – озерность водосбора, ‰; $f_{c.l.}$ – площадь водосбора, занятая сухим лесом, ‰; $f_{3.l.}$ – площадь водосбора, занятая лесом на заболоченных землях, ‰; f_b – площадь водосбора, занятая болотами, ‰; n_1 , n_2 , n_3 , n_4 – коэффициенты, отражающие степень влияния среднего уклона реки, озерности, залесенности, заболоченности водосбора на максимальный сток весеннего половодья, соответственно, изменяющиеся для исследуемых малых рек в пределах: n_1 – 0,25...0,54 ($n_{1cp.}=0,395$); n_2 – 0,02...0,06 ($n_{2cp.}=0,04$); n_3 – 0,07...0,11 ($n_{3cp.}=0,09$); n_4 – 0,02...0,06 ($n_{4cp.}=0,04$).

Теснота связи наблюдаемых и рассчитанных по уравнению (1) максимальных значений стока весеннего половодья достаточно высокая, коэффициент корреляции связи – $R=0,835 \pm 0,022$. Проверка модели осуществлялась по независимым материалам и показала, что в 15% случаев ошибка, с которой рассчитываются годовые нормы расходов рек, не превышает $\pm 5\%$, в 45% случаев – $\pm 15\%$, в 25% случаев – $\pm 40\%$, и ошибки более $\pm 40\%$ – составляют 15% случаев.

Зависимость максимальных расходов воды от таких параметров, как широта, долгота и средняя высота центра водосбора очевидна из-за географической зональности распределения основных климатических характеристик, поэтому, в формуле (1) единичный максимальный расход весеннего половодья с элементарного бассейна (\bar{q}_{max}) является комплексным параметром, интегрирующим в себе эти характеристики (осадки, испарение, почвенный покров, температуру воздуха и т.д.).

Максимальный сток половодья малых рек Беларуси заданной вероятности превышения ($Q_{P\%}$) находится по трем статистическим параметрам: среднемноголетнему максимальному стоку весеннего половодья (\bar{Q}), коэффициенту вариации (C_V) и коэффициенту асимметрии (C_S). Норму (\bar{Q}) возможно рассчитать по предлагаемой нами зависимости (1).

Нахождение (C_V), (C_S) и их соотношения (C_S / C_V) по имеющимся рядам наблюдений сопровождается большими ошибками, вследствие их малой длины – максимальная длина ряда из 110 исследуемых малых рек (створов) – 45 лет, средняя – 22 года. Поэтому, для оценки статистических параметров максимального стока весеннего половодья нами использовался метод годопунктов, как наиболее полно учитываю-

Краткая характеристика исходных выборок максимальных расходов воды весеннего половодья малых рек Беларуси

Бассейн реки	Число расчетных створов (рек)	Число годовпунктов	Среднее количество лет наблюдений по одной реке (створу)
Западная Двина	22	470	21,4
Неман	24	484	20,2
Западный Буг	4	99	24,8
Днепр	60	1356	22,6
Вся территория Беларуси	110	2409	21,9

щий пространственно-временные изменения исследуемого ряда. Суть метода годовпунктов состоит в построении эмпирической кривой обеспеченности по совокупности, полученной при объединении статистически однородных независимых временных рядов случайной величины (X) (в нашем случае максимальных расходов весеннего половодья) в m пунктах наблюдений (створах) Xn_1, Xn_2, \dots, Xn_m в один пространственно-временной ранжированный ряд

$$x_1, x_2, x_3, \dots, x_N (N=n_1+n_2+\dots+n_m), \quad (7)$$

где $n_1+n_2+\dots+n_m$ – продолжительность периода наблюдений на соответствующих станциях (створах). По объединенному ряду строится эмпирическая кривая обеспеченности и определяются оценки параметров.

Совместное рассмотрение материалов наблюдений значительно увеличило объем информации, на которую опираются суждения о закономерностях колебаний максимального стока весеннего половодья: при таком рассмотрении, вместо одного ряда данных, характеризующего гидрологический режим одной отдельно взятой малой реки, анализу подвергались наблюдения за 2409 годовпунктов по 110 малым рекам Беларуси. Исследование проводилось с учетом районирования малых рек по принадлежности к бассейнам основных крупных рек Беларуси и в целом для территории Республики Беларусь (таблица 1).

Для проверки однородности объединенных рядов применялся критерий Колмогорова с использованием предложенного Г.А. Алексеевым [6] приема сравнения частных кривых обеспеченности с объединенной кривой. В данном случае, в качестве заданного (теоретического) закона распределения выступает кривая обеспеченности объединенного ряда, построенная полностью без участия параметров, определенных по сравниваемой с ней выборке.

С учетом сказанного, оценка однородности проводилась в последовательности:

– имеется $N=110$ – временных рядов наблюдений за максимальным стоком весеннего половодья $[(Qn_1), (Qn_2), \dots, (Qn_i), \dots, (Qn_N)]$, где n_i – длина i -того ряда;

– в объединенных рядах (объединение проводится по каждому бассейну реки и в целом для территории Беларуси) анализу подвергаются модульные коэффициенты

$$K_{ij} = \frac{Q_{ij}}{Q_j} \quad (i=1, 2, \dots, N; j=1, 2, \dots, n_i),$$

рассчитанные отдельно по каждой из 110 исходных выборок значений максимального стока весеннего половодья;

– полученные пространственно-временные ряды модульных коэффициентов ($K_1, K_2, \dots, K_s, \dots, K_m$), где $m = \sum_{i=1}^N n_i$, ранжируются по убыванию его элементов и определяется

обеспеченность (s)-го элемента истинной кривой по формуле

$$\left(P_s = \frac{s}{m+1} \right);$$

– с использованием критерия Колмогорова, производится проверка соответствия эмпирических кривых всех (N) временных рядов истинной кривой обеспеченности по следующей схеме [7]:

а) располагается индивидуальная выборка в убывающем порядке и для каждого ее элемента (K_j) вычисляется эмпирическая (P_s) и теоретическая (P_T) обеспеченности

$$P_s = \frac{j}{n_j + 1}; P_T = \frac{s}{m + 1}, \quad (8)$$

где j – порядковый номер элемента эмпирической кривой, s – порядковый номер элемента истинной кривой равного K_j ;

б) определяется мера расхождения между эмпирической и истинной обеспеченностями ($d = |P_s - P_T|$);

в) путем перебора всех элементов выборки находится максимальное расхождение между эмпирической и теоретической кривой в форме ($d = \max |P_s - P_T|$);

г) вычисляется параметр ($z = d \cdot \sqrt{n_i}$), по которому по формуле распределения Колмогорова или по таблицам находится значение ($L(z)$). Затем, устанавливается уровень значимости ($\alpha = 1 - L(z)$) и сравнивается с критическим значением ($\alpha_{кр.} = 5\%$).

Полученные уровни значимости для максимальных отклонений между эмпирической и теоретической кривой для исследуемых выборок приведены в таблице 2.

Таблица 2

Уровни значимости для исследуемых выборок максимальных расходов воды весеннего половодья

Бассейн реки	Уровень значимости α , %
Западная Двина	12,6
Неман	8,6
Западный Буг	76,8
Днепр	28,1
Вся территория Беларуси	8,8

Анализ данных таблицы 2 показывает, что все объединенные ряды имеют уровни значимости ($\alpha > \alpha_{кр.} = 5\%$), что свидетельствует об однородности выборок и возможности методом моментов оценить коэффициенты вариации (C_V) и асимметрии (C_S).

Значения (C_V) и (C_S) рассчитываются методом моментов по следующим зависимостям (таблица 3).

Коэффициенты вариации (C_V) и асимметрии (C_S) для исследуемых объединенных выборок максимальных расходов воды весеннего половодья

Бассейн реки	Количество членов ряда	C_V	C_S	C_S / C_V
1	2	3	4	5
Западная Двина	470	0,58	1,36	2,5(2,35)
Неман	484	0,72	1,47	2,0(2,03)
Западный Буг	99	0,63	0,79	1,0(1,25)
Днепр	1356	0,68	1,23	2,0(1,80)
Вся территория Беларуси	2409	0,67	1,30	2,0(1,94)

$$C_V = \sqrt{\sum_{i=1}^n (K_i - 1)^2 / (n-1)}; \quad (9)$$

$$C_S = n \sum_{i=1}^n (K_i - 1)^3 / [(n-1)(n-2)C_V^3]; \quad (10)$$

Анализ материалов таблицы 3 показывает, что в целом для территории Беларуси коэффициент вариации изменяется в пределах от 0,58 до 0,72, коэффициент асимметрии – от 0,79 до 1,47, а их соотношение – от 1,0 до 2,5. Это свидетельствует о существенном различии условий формирования максимальных расходов воды весеннего половодья малых рек и о необходимости вести расчеты побассейново, а не в целом для территории Беларуси.

Примечание: В графе 5 приведены округленные к ближайшим стандартным значениям соотношения (C_S / C_V), в скобках – их реальные значения.

Для более точного определения значений коэффициентов вариации (C_V) возможно использование зависимости (11), которая получена в результате статистической обработки стокоформирующих параметров 110 водосборов малых рек Беларуси при отсутствии данных гидрометрических наблюдений

$$C_V = \frac{\alpha}{\bar{Q}^{0,003} \cdot (A + 100)^{0,03} \cdot (f_{оз.} + 1)^{0,11}}; \quad (11)$$

где C_V – коэффициент вариации максимальных расходов воды весеннего половодья малых рек Беларуси, определяемый при отсутствии данных гидрометрических наблюдений; α – параметр, определяемый обратным путем по данным реки-аналога; \bar{Q} – норма максимального стока весеннего половодья, определяемая по предлагаемой нами зависимости, м³/с; A – площадь водосбора, км²; $f_{оз.}$ – озерность водосбора, %.

УДК 551.579.001.24

Валуев В.Е., Волчек А.А., Мешик О.П.

ВЗАИМОСВЯЗЬ И АНАЛИТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ПОЧВЕННО - ГИДРОЛОГИЧЕСКИХ КОНСТАНТ

Для обеспечения экологической безопасности территорий, включенных в хозяйственный оборот, стабильных и высоких урожаев сельскохозяйственных культур, необходим оперативный инструментальный контроль основных количествен-

ных параметров плодородия, в частности, состояния и динамики почвенных влагозапасов. Мы считаем, что оперативно и достаточно полно представить влажностную картину сельскохозяйственных полей, входящих в тот или иной севообо-

$$Q_P = K_P \cdot \bar{Q}, \quad (12)$$

где K_P – ордината кривой трехпараметрического гамма-распределения, определяемая по стандартным таблицам.

Анализ результатов расчетов показывает, что использование предложенной методики позволяет с достаточной точностью (ошибки до 20%) оценить максимальный сток весеннего половодья расчетной вероятности превышения при отсутствии данных гидрометрических наблюдений.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Гидрология суши. Термины и определения. ГОСТ 19179-73. – М., 1973. – 34 с.
2. СНиП 2.01.14-83. Определение расчетных гидрологических характеристик/ Госстрой СССР. – М.: Стройиздат, 1985. –36 с.
3. Ресурсы поверхностных вод СССР/ т.5. Белоруссия и Верхнее Поднепровье. ч.2. Основные гидрологические характеристики. – Л.: Гидрометеиздат, 1966. – 720 с.
4. Основные гидрологические характеристики (за 1963-1970 гг. и весь период наблюдений). т.5. Белоруссия и Верхнее Поднепровье. – Л.: Гидрометеиздат, 1974. – 432 с.
5. Основные гидрологические характеристики (за 1971-1975 гг. и весь период наблюдений). т.5. Белоруссия и Верхнее Поднепровье. – Л.: Гидрометеиздат, 1978. – 504 с.
6. Алексеев Г.А. Объективные статистические методы расчета обобщения параметров максимального дождевого стока. Материалы международного симпозиума по паводкам.– Л.: Гидрометеиздат, 1967.
7. Исследование и расчеты речного стока./Под ред. В.Д. Быкова. – М.: Изд-во МГУ, 1981. – 228с.

Валуев Владимир Егорович. Профессор каф. сельскохозяйственных гидротехнических мелиораций.

Волчек Александр Александрович. Доцент каф. сельскохозяйственных гидротехнических мелиораций.

Мешик Олег Павлович. Старший преподаватель каф. сельскохозяйственных гидротехнических мелиораций.

Брестский политехнический институт (БПИ). Беларусь, г. Брест, ул. Московская, 267.