

П.А.ВЕЛИКЕВИЧ, Л.С.ИВАШЕЧКИНА
(ЦНИИКИВР)

О СОСТАВНЫХ КРИВЫХ ОБЕСПЕЧЕННОСТИ МАКСИМАЛЬНОГО СТОКА МАЛЫХ ЗАЛЕСЕННЫХ И ЗАБОЛОЧЕННЫХ ВОДОСБОРОВ

Ряды характеристик весеннего половодья, рассмотренные в статье (максимальные срочные и среднедекадные расходы), отражают широкий диапазон изменения условий формирования стока.

Построенные с использованием этой информации эмпирические кривые обеспеченности для весеннего половодья в основном аппроксимируются с известными теоретическими распределениями. Однако обнаруживаются случаи резкого их несоответствия. В связи с этим установлена необходимость дальнейшего улучшения аппроксимации для широкого диапазона обеспеченностей (1, 2, 3). Это достигается путем использования: 1) приемов описания неоднородных распределений (в этих случаях рассчитываются составные и усеченные распределения, предложенные в работах [1, 4, 3]); 2) усеченных кривых распределения, использованных Е.Г.Блохиновым для дождевых паводков и весеннего половодья в диапазоне обеспеченностей от 0 до 50% [1, 5]. Для минимальных расходов улучшение аппроксимации путем использования усеченных кривых в диапазоне 50–100% достигнуто Л.М.Ковалевым [2]. Для рек степной зоны, имеющих пониженные части водосборов. А.В.Рождественским [3] предложен метод построения суммированных кривых обеспеченности. Этот метод заключается в построении ряда кривых обеспеченностей по частным, относительно однородным выборкам и последующем суммировании обеспеченностей с учетом веса каждой группы точек в общей выборке. При усечении кривой распределения плотности вероятности нами рассматривался только определенный интервал колебания характеристик в пределах данных, освещенных частью исходных, генетически однородных совокупностей.

Табл. 1. Характеристики разрывов эмпирической функции распределения

Номер точки i	1	2	8	9	10	11	12
Расход Q_i $м^3/с$	58,5	38,9	27,9	26,6	25,3	22,0	20,8
Обеспеченность $P_i, \%$	2,10	5,09	32,0	35,0	41,0	44,0	47,0
Производная $\frac{Q_{i+1} - Q_i}{P_{i+1} - P_i}$	-6,55	-0,61	-0,43	-0,21	-1,11	-0,40	-0,13

Примечание. — точки, между которыми имеет место разрыв функции

Эмпирическая функция $x = f(p)$ может содержать как точки перелома, так и точки разрыва, где x — значение характеристики, p — вероятность.

В данной работе исследована возможность улучшения аппроксимации эмпирических кривых обеспеченности характеристик максимального стока, достигнутой на базе известных кривых распределения для заболоченных и залесенных малых водосборов Припятского Полесья и отдельных пунктов других бассейнов.

С этой целью для 20 пунктов построены графики относительных частот и эмпирические кривые обеспеченности для максимальных срочных и среднедекадных расходов воды. Кривые обеспеченности аппроксимированы по однородным совокупностям точек, которые выделялись на основе анализа ранжированного ряда. При анализе исключались точки, близкие по значению. По характерным точкам ряда численно была определена производная dx/dp и установлены ее значения, которые существенно (в 5 раз) превосходят по величине производные группы расположенных рядом точек. По экстремальным значениям производной dx/dp и точкам, между которыми имеют место экстремальные значения производной, устанавливались обеспеченности $p_k = (p_i + p_{i+1}) : 2$, делящие ранжированный ряд на генетически однородные совокупности.

Из данных табл. 1 следует, что эмпирическая кривая максимальных среднедекадных расходов воды р. Ясельды (в/п. Береза) содержит две точки, характеризующие резкое изменение функции x в диапазоне рассмотренных Δp : 41,0–44,0 и 70,9–73,9%. Определено поведение функции $x = f(p)$ в местах резкого изменения dx/dp . При значениях обеспеченностей, разделяющих ранжированный ряд на генетически однородные совокупности, определены

$$A_1^k = Q_{n-1} + \frac{Q_n^k - Q_{n-1}^k}{p_n^k - p_{n-1}^k} (p_k - p_{n-1}^k);$$

$$A_2^k = Q_2^{k+1} - \frac{Q_2^{k+1} - Q_1^{k+1}}{p_2^{k+1} - p_1^{k+1}} (p_2^{k+1} - p_k) \text{ или } A_1^k = Q_{99,9}^k, A_2^k = Q_{0,1}^{k+1}, \text{ где } k -$$

среднедекадных максимальных расходов воды для р. Ясельды

13	14	15	16	17	18	19	20	21
19,6	18,8	17,7	16,6	13,6	10,6	9,73	8,8	7,52
56,0	59,0	65,0	70,9	73,9	80,0	85,9	92,0	95,0
-0,26	-0,18	-0,18	-1,00	0,49	-0,14	-0,15	-0,42	

$x = f(p)$

номер генетически однородной совокупности точек; Q – обеспеченное значение расхода; n – номер точки в генетически однородной совокупности. Если $A_1^K > A_2^K$, при данном значении k имеет место разрыв функции $x = f(p)$, а при $A_1^K \leq A_2^K$ – перелом. Для залесенных и заболоченных малых водосборов установлено наличие двух разрывов: $\Delta_1 = A_1^{(1)} - A_2^{(1)}$ и $\Delta_2 = A_1^{(2)} - A_2^{(2)}$ функции x . Результаты расчетов приведены в табл. 2. На рис. 1,2 выделяются два или три участка кривой обеспеченности. Первый разрыв таких кривых при наличии трех участков имеет место при обеспеченностях 20–50 %, второй – при 50–80 %; в случае двух участков – при 40–60 %.

Рассмотрены возможные причины образования разрывов на эмпирической кривой обеспеченности.

В работе [6] дан анализ влияния леса на сток. Показано, что коэффициенты стока за период половодий и паводков с водосборов, занятых лесом, меньше коэффициентов стока с безлесных территорий (до 60 %). Однако коэффициенты стока в этом случае существенно зависят от характера почв и подпочв. Для тяжелых почв коэффициенты стока немного отличаются от этого показателя для безлесных территорий, а для хорошо проницаемых почв – значительно. Установлено существенное колебание коэффициентов стока с лесных массивов для лет различной водности. Хорошо замерзшая почва, резкое нарастание температур в период половодий приводят к относительно высоким коэффициентам стока, и, наоборот, незначительно промерзшие почвы, плавное нарастание температуры способствуют "провальной" фильтрации и резкому снижению коэффициентов стока в период половодий. Последним условиям и соответствует разрыв эмпирической кривой обеспеченности, характеризующийся величиной Δ_2 . Влиянию болот на сток посвящена обширная литература. В работах [8, 9] показано, что болота значительно снижают коэффициенты стока. По данным воднобалансовых исследований годового стока для 24 речных водосборов Белоруссии, полученным А.Г.Булавоко [8], при средней по группе заболоченности 4 % коэффициент стока составляет 0,32, а при 41,0 % – 0,18, т.е. снижается с 0,32 до 0,18. По К.Е.Иванову, коэффициенты стока со слабо заболоченных водосборов составляют 0,32–0,40, а с заболоченных 0,19–0,28. т.е. изменяются в таких же пределах, как и в [8]. Для периода весеннего половодья коэффициент стока с болот при высокой водности приближается или превосходит коэффициент стока незаболоченных территорий. При низкой водности он весьма мал.

При одинаковой лесистости изменение процента болот ведет к изменению величины Δ_1 . В связи с отмеченным можно предположить, что действующая площадь водосбора постоянна в пределах каждой группы точек. Для всего ряда условие однородности – постоянства действующей (стокообразующей) площади водосбора – не выполняется.

Аппроксимация эмпирических кривых обеспеченности в этих случаях теоретически правомочна только для генетически однородных точек. В связи с этим в диапазоне $0 \leq p \leq 100$ % целесообразно строить составную кривую обеспеченности на основе усеченных кривых распределения плотности вероятности. Общая выборка в случае заболоченных и залесенных водосборов разделяется на три частные, относительно однородные совокупности в пределах обеспеченностей $0 - p_1$, $p_1 - p_2$ и $p_2 - 100$ %, т.е. $\Delta p_1, \Delta p_2, \Delta p_3$.

Табл. 2. Характеристики водосборов и эмпирических кривых обеспеченности максимальных среднедекадных расходов воды

Река	Водност	Площадь водосбора, км ²	Заболоченность, %	Лесистость, %	Озерность, %	Расход в верхней точке I разрыва Q ₁ , м ³ /с	Величина разрыва функции х (р) максимальных среднедекадных расходов воды, м ³ /с		Расход в верхней точке II разрыва Q ₂ , м ³ /с
							Δ ₁	Δ ₂	
Иртыш [10]	Усть-Каменогорск	146100	—	—	—	2300,0	150,0	250,0	2250,0
Дон	Лиски	69130	—	—	—	1450,0	160,0	240,0	700,0
Припять	Коробы	35700	23	26	1	830,0	130,0	95,0	270,0
Горынь	Речица	27000	—	—	—	624,0	40,0	65,0	385,0
Уборть	Краснобережье	5260	18	45	1	262,0	60,0	33,0	153,0
Птичь	Лучицы	8770	21	34	1	235,0	12,5	47,5	177,5
Ясельда	Сенин	5110	43	21	1	143,0	32,0	11,0	65,0
Случь	Ленин	4620	33	9	1	141,0	36,0	21,0	86,0
Оресса	Андреевка	3580	24	36	1	95,5	10,3	10,1	61,5
Оресса	Любань	1290	38	35	1	43,0	10,2	3,5	16,3
Ясельда	Береза	916	41	30	1	26,6	3,3	3,0	16,6
Выжевка	Ст. Выжевка	722	12	17	1	24,5	6,0	—	—
Вирка	Сварыни	234	49	42	0	14,6	4,1	1,4	6,0
Бережанка	Рудня	187	10	18	0	10,0	2,2	1,7	4,2

В связи с непостоянством точек деления кривой обеспеченности на составные части, вносящие элементы специфики в ход каждой кривой, требуется разработка специальных таблиц для расчета усеченных кривых. Однако такие таблицы отсутствуют. Представляет интерес рассмотрение упрощенного способа построения усеченных кривых обеспеченности. Рассмотрим способ, основанный на расчленении кривой плотности вероятности на три самостоятельные кривые с большой асимметрией. Аппроксимируем каждую из них известной кривой распределения плотности вероятности. Частные выборки ранжируем независимо, затем находим параметры кривых обеспеченности и строим их в диапазоне $p = 0-100\%$ в соответствии с методикой [7]. Каждая из кривых обеспеченности для однородных совокупностей соответствует диапазону, установленному по эмпирической кривой, и является частью составной кривой. Они могут быть линейно преобразованы одна в другую путем умножения абсцисс соответственно на соотношения $\Delta p_1/100$, $\Delta p_2/100$, $\Delta p_3/100$ с учетом диапазона их на составной кривой. Результаты расчетов приведены на рис. 1 и

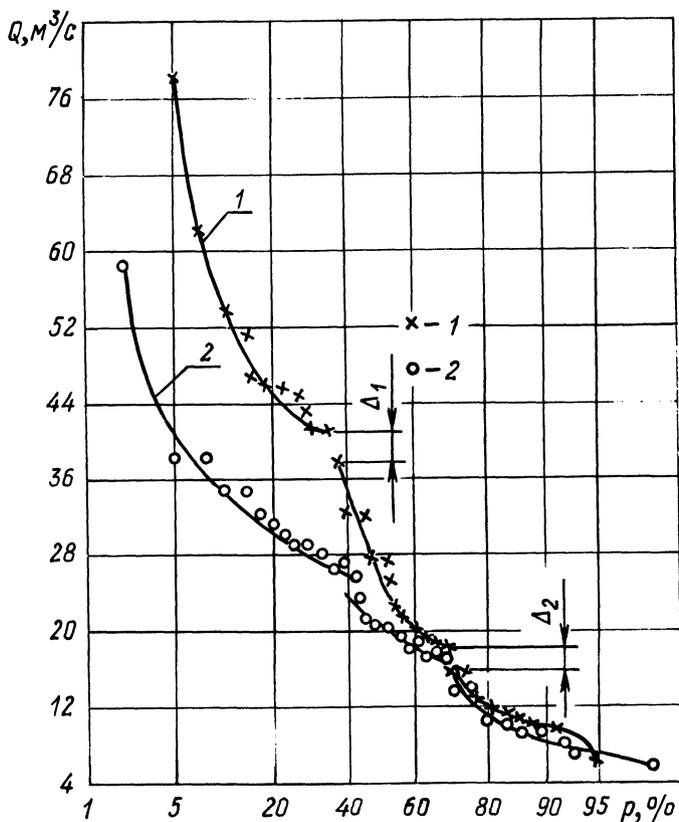


Рис. 1. Кривые обеспеченности максимальных расходов воды (р. Ясельда, г. Береза, 1945–1978 гг.). Эмпирическая кривая обеспеченности: срочных максимальных расходов (1); максимальных среднедекадных расходов половодья (2).

2. Аналогичное построение выполнено и для примера, приведенного Е.Г.Блохиновым в работе [1] применительно к весеннему половодью на р. Белой у г. Уфы (рис. 3). Ряд, заключенный в диапазоне обеспеченностей $p = 0-50\%$, ранжирован. Определены параметры кривой обеспеченности и построена кривая в диапазоне $0-100\%$ по методике [7]. При $C_S = 6C_V$ теоретическая кривая наилучшим образом соответствует эмпирическим точкам. Ее абсциссы линейно преобразованы к интервалу Δp_1 , т.е. новое значение $p_i = \Delta p_1 \cdot p_i / 100$, где P_i — обеспеченности из интервала $0-100\%$. Максимальное расхождение не превосходит 2% . Аналогично рассмотренному строятся и теоретические кривые обеспеченности для второго $p_i^{II} = \Delta p_2 p_i / 100 + \Delta p_1$ и третьего $p_i^{III} = \Delta p_3 p_i / 100 + \Delta p_1 + \Delta p_2$ интервалов

Вычислена максимальная ошибка аппроксимации по полной и генетическим выборкам. Для данных, приведенных на рис. 1 и 2, она соответственно составляет для полной выборки $6,8\%$, составной кривой — $2,1\%$. При построении составных кривых обеспеченности на основе усеченных кривых распределения плотности вероятности достигается лучшее соответствие теоретической кривой эмпирическим точкам.

В случае осушения болот или сводки лесов и необходимости построения кривой обеспеченности, характеризующей новые условия в бассейне, преобра-

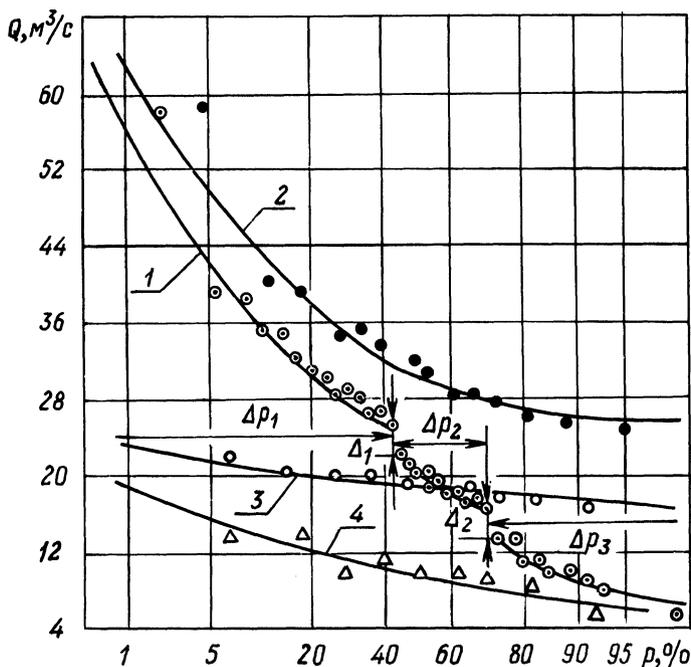


Рис. 2. Составная кривая обеспеченности максимальных среднедекадных расходов воды (р. Ясельда, г. Береза, 1945–1978 гг.): 1 — теоретическая; 2 — теоретическая кривая для выборки Δp_1 ; 3 — теоретическая кривая для Δp_2 ; 4 — теоретическая кривая для Δp_3 .

зованию подлежат только точки в диапазоне Δp_2 , при трансформации лесных угодий — в Δp_3 . В связи с этим корректируется только часть данных на основе усеченной кривой обеспеченности для первой выборки. При изменении данных в диапазоне Δp_2 и исключении разрыва Δ_1 усеченная кривая строится в диапазоне $\Delta p_1 \div \Delta p_2$.

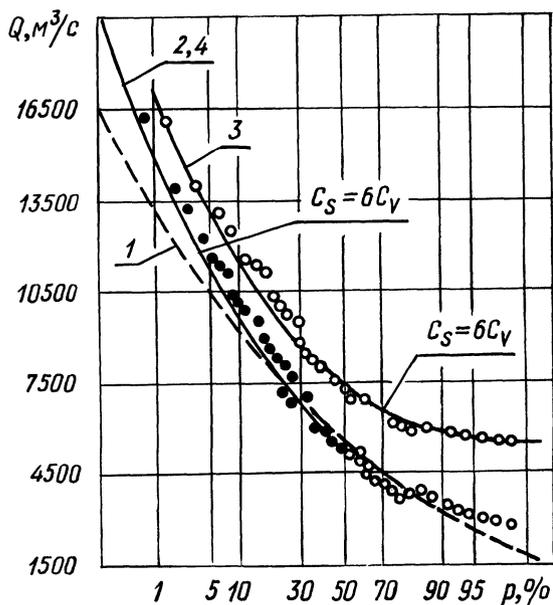


Рис. 3. Составная кривая обеспеченности максимальных расходов весеннего половодья (р. Белая, г. Уфа, 1978–1961 гг. [1]): 1 — полная кривая; 2 — усеченная по методу [1] для $p = 0-50\%$ (сливается с кривой 2); 3 — кривая для выборки $p = 0-50\%$, построенная по методике [7] при использовании кривых распределений плотности вероятности с большой асимметрией; 4 — кривая 3 с $C = 6C_V$, линейно преобразованная к интервалу $p = 0-50\%$.

Следовательно, при генетической неоднородности рядов максимальных характеристик стока для заболоченных и залесенных малых водосборов следует разделить информацию на генетически однородные группы точек по эмпирической кривой обеспеченности и определить зоны обеспеченностей, к которым они принадлежат, затем выполнить расчет параметров кривой обеспеченности по методике [7] и определить обеспеченности членов ряда генетически однородных совокупностей, преобразовав их к соответствующему диапазону обеспеченностей составной кривой. На основе такого подхода можно строить составные кривые обеспеченности при любом количестве генетически однородных совокупностей в общей выборке по методике [7].

ЛИТЕРАТУРА

1. Б л о х и н о в Е.Г. Распределение вероятностей величин речного стока. — М., 1974, с. 124–134.
2. К о в а л е в Л.М. Частный случай построения кривой обеспеченности низкого стока в зоне маловодных лет. — Труды ГГИ, 1972, вып. 200, с. 69–87.
3. Р о ж д е с т в е н с к и й А.В. О несоответствии эмпирических и аналитических кривых распределения некоторых стоковых рядов. — Труды ЛГМИ, 1960, вып. 26, с. 126–132.
4. К в а с о в Д.Д., Л е в и н И.Я. Применение в гидрологических расчетах составных кривых распределения. — Труды ГГИ, 1960, вып. 73, с. 141–145.
5. Б л о х и н о в Е.Г. Исследование повторяемости дождевых паводков. — Труды Гидропроекта, 1960, вып. 4, с. 78–113.
6. И д з о н П.Ф. Лес и водные ресурсы. — М., 1980. — 152 с.
7. Указания по определению расчетных гидрологических характеристик СН 435-72. — Л., 1972, с. 7–

16. Булаво А.Г. Гидрологические функции торфяных месторождений. — В сб.: Гидрологическая роль торфяных месторождений и их использование в сельском хозяйстве. Минск, 1981, с. 38–41. 9. Иванов К.Е., Новиков С.М. Гидрологическая роль торфяников. — В сб.: Гидрологическая роль торфяных месторождений и их использование в сельском хозяйстве. Минск, 1981, с. 20–23. 10. Лебедев В.В. Гидрология и гидрометрия в задачах. — Л., 1955, с. 321–350.

УДК 556.167

В.В. ДРОЗД, канд. геогр. наук
(ЦНИИКИВР)

МЕТОДИКА РАСЧЕТА МИНИМАЛЬНОГО СТОКА НА ОСНОВАНИИ СЕЗОННЫХ НАБЛЮДЕНИЙ

Расчеты характеристик меженного стока при отсутствии наблюдений по рекам, имеющим зональные закономерности формирования стока, ведутся по принятым в практике методам [1–3]. К таким объектам обычно относятся средние и большие реки.

Сток малых рек, и особенно межени, чаще всего не подчиняется общим закономерностям и поэтому производятся замеры расходов воды [4, 5].

Для надежного гидрологического обоснования водохозяйственных проектов в условиях неустойчивой летней межени организуют сезонные наблюдения за водным режимом в проектных створах. В целях мелиоративного проектирования на малых реках БССР часто изучается водный режим в летний период.

В данной работе предлагается методика обработки сезонных наблюдений за стоком и даются рекомендации по максимальному использованию информации, получаемой в результате таких кратковременных наблюдений.

В этом направлении уже имеются некоторые предложения. Так, рекомендуется, например, использовать не только одно значение минимума за сезон, но и минимальные расходы воды каждого месяца летнего сезона [2, 6]. Однако и такой подход не всегда обеспечивает в условиях неустойчивой межени необходимый для анализа объем выборки (7–8 ед.)

Наши данные свидетельствуют о возможности получения ряда минимумов из стока не только за месячный период, но и за декадные отрезки времени. В таких случаях создаются условия образования (даже при наличии наблюдений лишь за теплый, летний период одного или нескольких лет) выборки, достаточной для дальнейшего гидрологического анализа и расчета стока заданной обеспеченности. С физической стороны это не противоречит природе формирования стока, так как минимумы одного порядка на малых реках, связанные с характером истощения, могут наблюдаться как в месячные, так и в декадные отрезки времени.

Технология формирования выборки минимумов на основе использования стока за декаду заключается в следующем. Прежде всего оценивается репрезентативность выборки по аналогии, для чего осуществляется обработка необходимой информации по ряду соседних рек. Устанавливается, относятся ли они к естественному или к нарушенному режиму. Анализ начинает производиться с построения гидрографов рассматриваемых водотоков, дополнитель-