

Киндюк Б.В.

ИССЛЕДОВАНИЕ ХАРАКТЕРИСТИК РЯДОВ ЛИВНЕВОГО СТОКА МАЛЫХ РЕК БАССЕЙНА ВРЕХНЕГО ДНЕСТРА

Цель работы – исследование характеристики рядов максимальных расходов воды и слоев стока дождевых паводков на однородность с помощью критериев Смирнова-Грabbса и Диксона. Это связано, в первую очередь, с тем громадным ущербом, который наносят эти природные феномены народному хозяйству Карпатского региона; так, ущерб от одного только ноябрьского паводка на Закарпатье оценивается в 800 млн.гривен [4].

Объектом исследования являются малые реки района верхнего Днестра. Этот выбор далеко не случаен, так как народное хозяйство этой горной части Украинских Карпат несет большие убытки от их прохождения. Динамика потерь, только за последние годы, такова. В июне 1998г. сильный ливень охватывает бассейны верхнего Днестра, подтопленному подверглись на Львовщине 39 населенных пунктов, а официальная сумма убытков только по этой области составила 41,6 млн. грн [4]. Июль 1998 – подтоплено 53 населенных пункта во Львовской области, здесь же 20 – 22 июня 2001 г. – подтоплено 14 пунктов, 28 – 29 июля 20001 г. затоплению подверглись 33 населенных пункта, а официальные убытки – только по этому паводку 20 млн.грн. Вполне понятно, что предсказать ливневый паводок является очень сложной задачей, но рассчитать с помощью статистических методов вероятностный «сценарий» этого природного феномена – дело вполне реальное [5, 6, 7].

Данное исследование является частью более общей работы, которая посвящена изучению циклических колебаний рядов характеристик ливневого стока. Предлагаемая статья является подготовительным разделом в решении задачи о выявлении тенденций изменений климата в рядах значений максимальных значений расходов (слоев) дождевых паводков.

Фактический материал представляют собой данные о ежегодных наивысших срочных максимальных расходах воды ливневых паводков на 19 водосборах верхней части р.Днестр (табл.1). Площади водосборов рек исследуемого района колеблются от 76 км² р. Стыновка – с. Нижняя Стыновка, до 2950 км² – р. Стрый – г. Шидачев. Из 19 речных бассейнов 11 имеют площадь до 500 км², от 500 до 1000 км² - 4 водосбора и только два располагают размером более 2000 км². Продолжительность наблюдений варьирует от 7 до 62 лет у р. Стрый – Верхнее Синевидное (Межиборы). С целью приведения всех исходных данных к единому временному интервалу по методике, предложенной автором настоящей статьи, выполнено восстановление рядов максимальных расходов и слоев ливневого стока. Более подробно этот способ, построенный на методе аналогии, его алгоритм и последовательность вычислений изложены в работах [2, 3]. Результатом этой части исследования явилось получение удлиненных рядов гидрологических характеристик, которые послужили в качестве исходных данных и подверглись дальнейшей обработке.

В качестве метода исследования принят статистический подход, который включает в себя оценку однородности эмпирических распределений и стационарности основных параметров временных рядов. Она выполняется с целью выявления исходных величин, резко отклоняющихся от общей совокупности максимальных значений. Оценка однородности рядов гидрологических наблюдений осуществляется на основе генетического и статистического анализа исходных данных наблюдений. Генетический анализ заключается в выявлении физических причин, обуславливающих неоднородность исходного материала. Например, на р.Тысменица у г.Дрогобыч 27 июня 1997 г. зафиксирован небывалый подъем воды с максимальным средним расходом 335м³/с. До этого подобные значения максимальных срочных расходов воды зафиксированы 02.09.1941г. при $Q_m = 318\text{м}^3/\text{с}$. Анализ метеорологических данных показал полную реальность паводка 1997г., так как в эти дни через Карпаты шел активный атмосферный фронт, принесший сильные ливни. Результатом этого природного процесса стало резкое повышение, почти за одни сутки, уровня воды в р. Тысменица у г.Дрогобыч на 5 м, что и обусловило величины расходов Q_m .

Для оценки статистической значимости однородности применяются показатели резко отклоняющихся экстремальных значений в эмпирическом распределении: критерии Смирнова-Грabbса и Диксона [4]. С точки зрения физики этого природного явления, существуют три причины такой неоднородности. Первая из них – это случаи, когда резко отклоняющиеся расходы воды имеют особые условия формирования. Примером такого явления служат смешанные паводки, которые часто формируются в зимнее время года в Карпатах. Это происходит тогда, когда дождь накладывается на снеговой паводок. К сожалению, такое реальное, а не теоретическое событие, имело место 3 – 5 марта 2001 г. на Закарпатье. О колоссальной опасности такого сценария развития событий говорят следующие цифры нанесенного ущерба: затоплен 251 населенный пункт, стихией уничтожено 1625 домов, отселено около 15 тыс. человек, погибло 9 наших сограждан. На р.Тиса недалеко от венгерского города Тарпа, прорвана водозащитная дамба, что привело к затоплению 10 тыс.га окружающей местности. Общая сумма убытков по территории только Украины составила 318 млн.грн, а если прибавить к этому ущерб, нанесенный венгерской стороне, то этот урон возрастет, как минимум, вдвое [6].

Второй причиной неоднородности может быть то, что экстремальное событие имеет более редкую вероятность превышения, чем та, которая определяется по эмпирической формуле при включении его в общую последовательность наблюдений. Примером такого явления служат данные по ноябрьскому 1998 г. дождевому паводку в Закарпатье. Во время его прохождения формировались такие высокие расходы воды,

что пришлось пересматривать все статистические параметры имеющихся рядов [2].

Третий вариант возможной неоднородности может состоять в том, что резко отклоняющаяся величина обусловлена погрешностью измерений. К сожалению, такие случаи бывали не раз и здесь возрастает роль человеческого фактора, так как именно специалист должен выявить в результате критического просмотра исходных данных подобные случаи.

Исходя из этих трех причин, последовательность оценки однородности состоит в том, что вначале сомнительные, резко отклоняющиеся от эмпирического распределения, максимумы проверяются по статистическим критериям. После этого, если гипотеза однородности отклоняется, то есть имеются выпадающие из общего ряда величины, устанавливается ее причина на основе генетического анализа.

Особенность критериев оценки однородности Смирнова-Грabbса и Диксона состоит в том, что они разработаны для условий нормального симметричного закона распределения генеральной совокупности и отсутствия автокорреляции. Однако выполнить эти условия не совсем просто, так как эмпирические распределения характеристик дождевого стока имеют большую асимметрию. Кроме этого, во временных рядах может иметь место статистически значимая автокорреляция [4]. Для учета таких особенностей гидрологической информации внесены предложения по расширению статистических критериев, наиболее часто применяемых в этом разделе географической науки. Это критерии Диксона, Смирнова-Грabbса, Стьюдента, Фишера, математическое обоснование которых и полученные результаты их использования представлены в работах [3, 4].

Значения критериев Диксона рассчитываются на основании имеющихся рядов исходных данных или, как их принято называть эмпирическими, по следующим формулам:

Для максимального члена ранжированного в возрастающем порядке ряда (Y_n):

$$D1_n = (Y_n - Y_{n-1}) / (Y_n - Y_1), \quad (1)$$

$$D2_n = (Y_n - Y_{n-1}) / (Y_n - Y_2), \quad (2)$$

$$D3_n = (Y_n - Y_{n-2}) / (Y_n - Y_2), \quad (3)$$

$$D4_n = (Y_n - Y_{n-2}) / (Y_n - Y_3), \quad (4)$$

$$D5_n = (Y_n - Y_{n-2}) / (Y_n - Y_1), \quad (5)$$

Для минимального члена ряда ранжированного в возрастающем порядке (Y_1):

$$D1_n = (Y_1 - Y_2) / (Y_1 - Y_n), \quad (6)$$

$$D2_n = (Y_1 - Y_2) / (Y_1 - Y_{n-1}), \quad (7)$$

$$D3_n = (Y_1 - Y_3) / (Y_1 - Y_{n-1}), \quad (8)$$

$$D4_1 = (Y_1 - Y_3) / (Y_1 - Y_{n-2}), \quad (9)$$

$$D5_1 = (Y_1 - Y_3) / (Y_1 - Y_n) \quad (10)$$

где $Y_1 < Y_2 < \dots < Y_n$ и n – объем выборки.

Численное значение критерия Смирнова-Грabbса для максимального члена ранжированной последовательности (Y_n) рассчитывается по формуле:

$$C_n = (Y_n - Y_{cp}) / \sigma, \quad (11)$$

и для минимального (Y_1)

$$C_1 = (Y_{cp} - Y_1) / \sigma, \quad (12)$$

где Y_{cp} , σ , - среднее значение и среднее квадратическое отклонение анализируемой выборки.

Проверка на однородность состоит в сравнении величин критерия полученного по эмпирическим данным (фактическим рядам) с его критическим значением, имеющимся в соответствующих таблицах или справочниках [4, 5]. При этом величина критического значения зависит от заданного уровня значимости, объема выборки, коэффициентов автокорреляции и асимметрии. Обычно уровень значимости задается равным 5%, что, по соответствующим теориям математической статистики, соответствует принятию нулевой гипотезы об однородности с вероятностью 95% [1]. Надежное определение коэффициентов автокорреляции и асимметрии является не простой задачей, так как они могут иметь большие случайные выборочные погрешности. Для избежания этого явления в работах [4, 7] рекомендуется использовать данные совокупности постов-аналогов на реках однородного района. Выбранный нами регион верхнего Днестра отвечает этим требованиям, так как физико-географические характеристики рассматриваемых бассейнов достаточно близки между собой. Оценка полученного материала производится таким образом, если расчетные значения статистических критериев меньше критического, по принимается гипотеза об однородности, если нет – то она отвергается.

Еще одним препятствием на пути проверки однородности рядов характеристик является их внутрирядная связность. Обобщенные для асимметричного распределения Пирсона III типа, критерии Диксона и Смирнова-Грabbса, с учетом этого явления имеют следующие особенности. При проверке максимального значения ряда из-за значительной асимметрии, увеличивается число критических величин этих параметров, определяемых для исходного нормального распределения. Соответственно, при проверке минимального члена ряда все происходит наоборот, то есть уменьшается число критических значений двух параметров. Влияние автокорреляции на численные значения двух критериев не столь существенно, как асимметрии. Природа распорядилась таким образом, что чем больше асимметрия, тем в большей степени сказывается влияние автокорреляции. Отсюда возникает еще одна сложность, замеченная рядом авторов, что если использовать критерии Диксона и Смирнова-Грabbса, основанные на нормальном распределении, можно допустить существенную ошибку [1, 7]. Имеется вероятность того, что можно принять минимально отклоняющееся значение принадлежащим к одной совокупности, тогда как в действительности оно явля-

ется неоднородным и принадлежит к другому распределению. В противоположность этому может быть и обратная ситуация, когда несколько максимальных значений считаются аномальными, тогда как на самом деле они принадлежат обычному асимметричному распределению.

Для исключения таких случаев при оценке стационарности средних значений и дисперсий, для последовательных частей ряда, применяются критерии Стьюдента и Фишера, обобщенные исходя из особенностей гидрологической информации [2, 4]. Анализ по этим критериям осуществляется после того, как произведена оценка на отсутствие резко отклоняющихся экстремумов, существенно влияющих на величины средних значений и особенно дисперсий. С помощью критериев Фишера и Стьюдента выполняется оценка стационарности средних значений и дисперсий, путем разбития временного ряда на две или несколько подвыборок одинаковой или различной длины. Границы такого разделения рекомендуется связывать с датами предполагаемого нарушения стационарности. По каждой из выборок вычисляются значения средних величин (Y_{cpj}) и дисперсии (σ_j^2) которые используются для получения расчетных значений критерия Фишера:

$$F = \sigma_j^2 / \sigma_{j+1}^2,$$

где σ_j^2 и σ_{j+1}^2 – дисперсии двух следующих друг за другом подвыборок (J и J+1) объемом Π_1 и Π_2 .

Гипотеза о стационарности дисперсий принимается при заданном уровне значимости α (%), если расчетное значение критерия Фишера меньше расчетного ($F_{расч} < F_{кр}$) при заданных степенях свободы, соответствующих объемам выборок (Π_1 и Π_2).

При численных размерах выборок Π_1 и Π_2 больших или равных 25 членам ряда, можно применить классическое F-распределение. Его рекомендуется использовать для нормально распределенных независимых случайных величин с новыми степенями свободы, зависящими от коэффициентов автокорреляции и асимметрии, которые рассчитываются по формулам

$$\Pi_{1,F} = \frac{\Pi_1 g}{1 + \frac{2r^2}{1-r^2} \left(1 - \frac{1-r^{2n_1}}{n_1(1-r^2)} \right)}, \quad (14)$$

$$\Pi_{2,F} = \frac{\Pi_2 g}{1 + \frac{2r^2}{1-r^2} \left(1 - \frac{1-r^{2n_2}}{n_2(1-r^2)} \right)}, \quad (15)$$

где g – специальный коэффициент, учитывающий влияние асимметрии исходной совокупности значений величин, подробно описанный и определяемый по данным работы [4], r – коэффициент автокорреляции между смежными членами ряда.

Расчетное значение критерия Стьюдента для оценки стационарности двух средних значений последовательных подвыборок определяется по формуле:

$$t = \frac{Y_{cpI} - Y_{cpII}}{\sqrt{\Pi_1 \sigma_I^2 + \Pi_2 \sigma_{II}^2}} \cdot \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 2)}{n_1 + n_2}}, \quad (16)$$

где Y_{cpI} , Y_{cpII} , σ_I^2 , σ_{II}^2 – средние значения и дисперсии двух последовательных выборок, Π_1 и Π_2 – число членов ряда.

Критическое значение параметра Стьюдента определяется по Рекомендациям [5] или по любой другой литературе, посвященной вопросам математической статистики с помощью уравнения:

$$t'_\alpha = C_t * t_\alpha \quad (17)$$

где t'_α – критическое значение параметра Стьюдента при наличии автокорреляции при числе степеней свободы $K = n_1 + n_2 - 2$, C_t – переходной коэффициент, определяемый в зависимости от коэффициента корреляции.

Оценка стационарности по критерию Стьюдента осуществляется аналогично тому, как и по Фишеру, путем сравнения расчетных и критических (табличных) значений характеристик. Если расчетное значение меньше табличного при заданном уровне значимости, тогда гипотеза об однородности (стационарности) не отклоняется.

Эта теоретическая часть исследования использовалась как инструмент для обработки рядов максимальных расходов воды и слоев ливневого стока по 19 водосборам находящимся в верхней части бассейна р.Днестр. Оценка однородности фактических рядов этих двух характеристик дождевых паводков осуществлялась путем расчета критерия Диксона по формулам (1) – (5), Смирнова – Грабса (11) для проверки принадлежности максимумов к остальной части фактического ряда. При этом для сравнимости результатов нами предложены некоторые методические приемы.

Первый из них – это использование классических критериев без учета влияния асимметрии и автокорреляции, то есть C_s и $R(1)$ принимались равными нулю.

Второй вариант – это применение обобщенных критериев с оценкой асимметрии и автокорреляции по индивидуальным рядам, приведенным к многолетнему периоду.

1	Днестр – Стрелки	384	35	620	—	2,4	+	+	
2	Днестр – г.Самбор	850	74	570	+	1,6	+	+	
3	Днестр – с.Корнало-вичи	895	99	560	—	1,8	+	+	
4	Быстрица – с.Озимино	206	38	520	+	2,3	+	+	
5	Тысменица – Дрого-быч	250	25	390	+	1,8	+	+	
6	Стрый – с.Матков	106	28	860	+	1,7	+	+	
7	Стрый – г.Турка	897	76	780	(+) 4,3 4,8 3,6	2,3	+	+	
8	Стрый – с.Н.Кро-пивник	1140	118	700	—	3,3	+	(—)	1,3 1,6 1,7 4,1 4,1 4,0
9	Стрый – с.Завадовка	740	70	800	+	1,2	+	+	
10	Стрый - с.Верхнее Синевидное (Межиборы)	2400	154	760	—	2,1	+	+	
11	Стрый – г.Жидачев	2950	213	740	—				
12	Яблонька – г.Турка	136	22	690	—	1,5	+	+	
13	Рыбник – с.Рыбник	159	20	900	(+) 3,4 4,0 2,8	1,9	+	+	
14	Опор – с.Сколе	733	44	820	+	1,9	+	+	
15	Славское – с.Славское	76,3	13,3	860	— 3,3 4,0 4,7 4,0	1,8	+	+	
16	Рожанка – с.Ружанка	88,2	22	880	—	1,7	+	+	
17	Головчанка – с.Тухля	130	23,6	810	—	2,0	+	+	
18	Орава – х.Святослав	204	24,8	860	—	3,3	+	(—)	1,3 4,3 4,4 1,6 1,6 1,4
19	Стыновка – с.Нижняя Сты- новка	76	24,6	760	—	3,4	(+)	—	

Таблица 2 Результаты проверки на однородность рядов максимальных слоев стока ливневых паводков

№	Река-пункт	Cs=0		Cs по ряду		Cs среднее по району	
		Вывод	α_p (%)	Cs	Вывод	Вывод	α_p (%)
1	Днестр – Стрелки	+		1,2	+	+	
2	Днестр – г.Самбор	—	<1, <1, 1,2	1,0	+	+	
3	Днестр – с.Корналовичи	—	<1, <1,7, <1	1,4	+	(+)	
4	Быстрица – с.Озимино	+	<1, <1,2 <1	1,6	+	+	
5	Тысменица – Дрогобыч	(—)	<1, <1, <1, <1, <1	1,8	+	+	
6	Стрый – с.Матков	(—)	<1, <1, <1, <1	2,3	+	+	
7	Стрый – г.Турка	(—)	<1,0, 3,5, 4,3	1,6	+	+	
8	Стрый – с.Н.Кропивник	(—)	<1, 2,0, 2,7 1,0	1,0	+	+	
9	Стрый – с.Завадовка	—		1,7	+	+	
10	Стрый - с.Верхнее Синевидное (Межиборы)	—	2,4 2,8 3,6 1,0	2,0	+	(+)	
11	Стрый – г.Жидачев	—	—	2,2	+	+	
12	Яблонька – г.Турка	(—)	<1, <1, <1, <1	2,1	+	+	
13	Рыбник – с.Рыбник	+		1,2	+	+	
14	Опор – с.Сколе	(—)	3,8 3,9 4,5 3,1	1,2	+	+	
15	Славское – с.Славское	(—)	<1, 1,6, 2,4, 4,8, 3,9	1,1	+	+	
16	Рожанка – с.Ружанка	(+)	<1	1,6	+	+	
17	Головчанка – с.Тухля	—		2,8	+	(+)	2,2, 4,5 4,6, 4,8 (1988)
18	Орава – х.Святослав	(+)	<1	1,7	+	+	
19	Стыновка – с.Нижняя Стыновка	—	3,6 4,1 3,8 2,6	2,8	+	(—)	2,6 4,2 4,3

Кіндюк Б.В. У статті розглянуто питання перевірки рядів максимальних витрат води та стоку дощових паводків на однорідність та наявність різко відхиляючихся екстремальних значень за допомогою критеріїв Смирнова-Грabbса та Діксона. Показано практичні розрахунки оцінки рядів зливового стоку по 19 водозборам верхнього Дністра.

Kindyuk B.V. *The article is devoted to the problem of checking the maximal flow discharge and rain discharge series influencing the uniformity and detection of abruptly raised extreme values with auxiliary of Smirnov-Grabbs and Dixon criteria. The practical results of rain discharge series evaluation for upper Dnestr 19 subwatersheds are presented.*