

А. А. ВОЛЧЕК, С. В. СИДАК

Беларусь, Брест, БрГТУ

УЧЕТ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ МАКСИМАЛЬНЫХ ЗНАЧЕНИЙ РЕЧНОГО СТОКА ПРИ РЕСТАВРАЦИИ ИСТОРИКО- КУЛЬТУРНЫХ ЦЕННОСТЕЙ

Введение. Сохранение зданий и сооружений, имеющих статус историко-культурной ценности, представляет собой важнейшую социальную, моральную и техническую задачу не только областного и республиканского, но и общемирового значения.

Причинами физического износа таких зданий и сооружений чаще всего выступают:

- временной фактор;
- неблагоприятные климатические и геологические условия;
- издержки эксплуатации и технического освоения территории (повышение уровня грунтовых вод, чрезвычайные ситуации техногенного характера, химическое загрязнение атмосферного воздуха, воды, осадков и др.);
- несоответствие решений, принятых на стадии планирования застройки, современным представлениям и требованиям сейсмической приспособленности.

Для культурного наследия страны как ресурса устойчивого развития одним из опасных явлений выступают наводнения. Так, в 2017 году начались серьезные работы на древних историко-культурных памятниках – Коложе и Старом замке в Гродно. Как известно, в середине XIX века почти половина церкви была разрушена сильным наводнением Немана, на склоне которого и находится древняя святыня.

В этой связи представляется важным дать обоснование расчетной обеспеченности максимальных расходов воды речного стока при реставрации историко-культурных ценностей и приемам оценки расчетных характеристик максимального стока.

Для реализации этой цели рассмотрены данные максимальных расходов воды по створу р. Неман – г. Гродно (однако предложенная в работе методика исследования может быть распространена и на другие реки Беларуси).

На рис. 1 представлен график максимальных расходов воды р. Неман в створе г. Гродно за весь период инструментальных наблюдений – с 1877 по 2017 гг. Наибольший расход воды за последние 150 лет наблюдался в 1958 г. и составил $3410 \text{ м}^3/\text{с}$.

Значения расходов воды представляют собой выборку $n=141$ (n – число максимальных расходов воды, зарегистрированных за весь период наблюдений) из генеральной совокупности максимальных расходов воды.

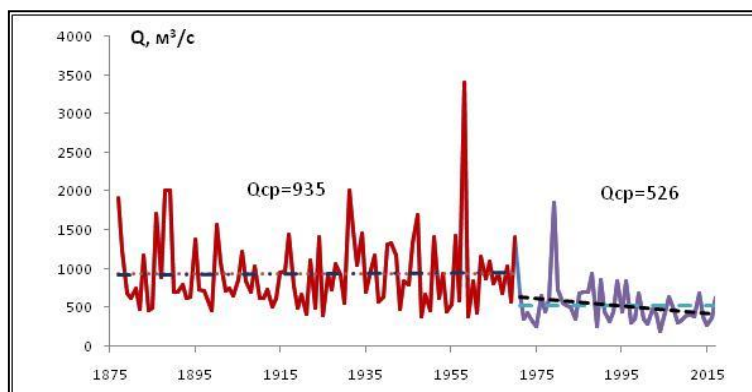


Рисунок 1 – Многолетние колебания максимальных расходов воды р. Неман в створе г. Гродно

Для построения эмпирической кривой распределения максимального стока наиболее широко используется формула (1) Крицкого-Менкеля, так как она создаёт некоторый запас надёжности при оценке значений переменной в области малых обеспеченностей:

$$P_m = \frac{100 \cdot m}{n+1}, \% \quad (1)$$

где m – порядковый номер членов ряда максимальных расходов весеннего половодья, расположенных в убывающем порядке; n – общее число членов ряда.

Согласно асимптотической теории максимальных значений любое распределение максимальных расходов воды должно принадлежать к одному из трех типов распределений, представленных в таблице 1 [1, с. 35].

Эти распределения входят в систему распределений Фишера-Типпета, которые рекомендованы МАГАТЭ при расчете экстремальных гидрометеорологических явлений.

Выясним, к какому типу распределений относится распределение вероятностей максимальных расходов воды рассматриваемой выборки.

Для этого по данным выборки вычислим выборочное среднее Q и выборочное среднее квадратичное отклонение σ по формулам (2) и (3) соответственно:

$$Q = \frac{\sum_{i=1}^n Q_i}{n} = 798.79, \quad (2)$$

$$\sigma = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (Q - Q_i)^2}}{n-1} = 460.83, \quad (3)$$

где Q_i – член выборки с порядковым номером i .

Таблица 1 – Типы распределений максимальных значений ($\mu > 0$ – параметр сдвига, $\beta > 0$ – параметр масштаба, $k > 0$ – параметр формы)

Тип распределения	Функция распределения вероятностей
Тип I (распределение Гумбеля)	$F_1 x = e^{-e^{-\frac{x-\mu}{\beta}}}$
Тип II (распределение Фреше)	$F_2 x = e^{-\frac{x-\mu}{\beta}^{-k}}$
Тип III (распределение Вейбулла)	$F_3 x = 1 - e^{-\frac{x-\mu}{\beta}^k}$

Оценки параметров распределения μ и β закона Гумбеля связаны с Q и σ следующими зависимостями [2, с. 244]:

$$\beta = \frac{\sigma}{1.28255}, \quad (4)$$

$$\mu = Q - 0.577216 \cdot \beta. \quad (5)$$

Значения статистических оценок параметров распределения μ и β , полученных по формулам (4) и (5), следующие: $\beta = 359.31$, $\mu = 591.39$. На основании полученных значений запишем закон распределения вероятностей $F_1(x)$ (по закону Гумбеля) генеральной совокупности максимальных расходов воды в створе р. Нёман – г. Гродно:

$$F_1(x) = e^{-e^{-\frac{(x-591.39)}{359.31}}}. \quad (6)$$

Согласно рекомендациям по определению расчетных параметров распределения Фреше, представленным в работе [3, с. 7], получена функция распределения $F_2(x)$ (распределение Фреше):

$$F_2(x) = e^{-\frac{x-79.361}{496.589}^{-2.37}}. \quad (7)$$

В работе [4, с. 41] представлен алгоритм оценки параметров трехпараметрического распределения Вейбулла. Применяя предложенную схему расчета параметров распределения для максимальных расходов воды, получили функцию распределения $F_3(x)$ (распределение Вейбулла):

$$F_3(x) = 1 - e^{-\frac{x-192}{660.185}^{1.33}}. \quad (8)$$

Проверка того, что модель теоретического закона не противоречит наблюдаемым данным, а также использование её не приведет к существенным ошибкам при вероятностных расчетах, осуществляется с использованием различных критериев согласия. В данной работе для такой проверки выбран критерий согласия χ^2 К. Пирсона [5, с. 42].

Схема применения критерия χ^2 сводится к следующему:

- 1) определение наблюдаемого значения ;
- 2) определение числа степеней свободы ν ;
- 3) определение по специальным таблицам критического значения для данного уровня значимости α и числа степеней свободы ν .

Если , то при заданном уровне значимости α и числе степеней свободы ν гипотезу о случайности расхождений отклоняют. В противном случае с вероятностью $(1 - \alpha)$ можно утверждать, что расхождения между теоретическим и эмпирическим распределением незначимы.

Применяя описанную выше схему, получили, что генеральная совокупность максимальных расходов воды р. Неман у г. Гродно имеет закон распределения вероятностей $F_3(x)$, описываемый формулой (8). Для этого распределения, зная функцию распределения, по формуле $P(X \geq x) = 1 - F_3(x)$ можно определить вероятность того, что случайная величина X превысит некий текущий расход воды x , а по формуле $T(x) = \frac{1}{P(X \geq x)}$ – средний период повторяемости соответствующих расходов воды. Результаты полученных эмпирической и теоретической кривых представлены на рис. 2.

Ущерб от наводнений можно уменьшить путём адаптации строительных и реконструкционных работ к рискам наводнений. Современные достижения асимптотической теории вероятностей экстремальных событий могут быть очень эффективны и поэтому важны для исследования именно экстремальных или наибольших значений в выборке, т. е. для крупных чрезвычайных ситуаций природного и техногенного происхождения. Рассматриваемая в данной работе методика может быть применена для изучения наибольших снегопадов, экстремальных годовых температур, наибольшей силы ветра, максимальных длительностей пожаров, что зачастую является причинами разрушения историко-культурных ценностей.

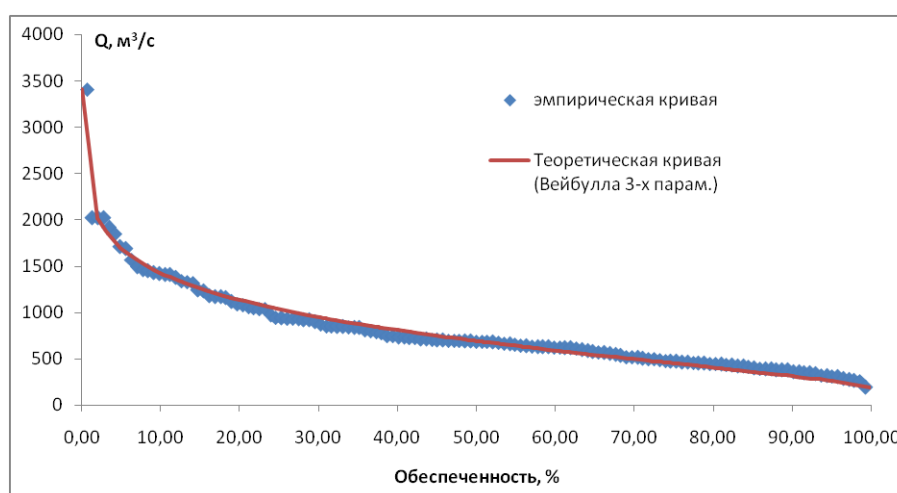


Рисунок 2 – Эмпирическая и теоретическая кривые обеспеченностей максимальных расходов воды по гидропосту р. Неман–г. Гродно

Работа выполнена при поддержке БРФФИ (грант № X20M064).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Акимов, В. А. Введение в статистику экстремальных значений и ее приложения / В. А. Акимов, А. А. Быков, Е. Ю. Щетинин. – М.: ФГУ ВНИИ ГОЧС(ФЦ), 2009.
2. Махинов, А. Н. Приложение асимптотической теории вероятностей экстремальных значений к прогнозированию риска возникновения больших паводков на Нижнем Амуре // А. Н. Махинов. –Вод. ресурсы. – 2020. – №3. – С. 243–250.

3. Ramos, P. L. The Fréchet distribution: estimation and application-an overview / P. L. Ramos, F. Louzada, E. Ramos, S. Dey, Journal of Statistics and Management Systems, 1-30. – 2019.

4. Сикан, А. В. Практические приемы оценки параметров распределения Вейбулла при выполнении гидрологических расчетов // Ученые записки Российского государственного гидрометеорологического университета. – 2011. – №19. – С. 37–46.

5. Теория статистики с элементами эконометрики : в 2 ч. / под ред. В. В. Ковалева. – М. : Издательство Юрайт, 2016. Ч. 2 : учебник для академического бакалавриата – 348 с. – Серия : Бакалавр. Академический курс.

УДК 930.2 (476.7)

А. А. ГЛАДЫЩУК

Беларусь, Брест, БрГТУ

ТЕРЕБУНЬСКАЯ ЦЕРКОВЬ КНЯЗЕЙ ШУЙСКИХ

Впервые предлагается научная верификация появления каменной православной церкви в 1609 году в окрестностях Бреста в месте впадения реки Лесной в Западный Буг.

История древнего русского княжеского рода Шуйских весьма многогранна и достаточно хорошо освещена в разных источниках [1]. Также хорошо известно, что этот род играл одну из ключевых политических ролей в истории России в XVI веке. В результате сложных и трагических событий род прекратил своё существование, но обращает на себя внимание одно исключение. У Ю. Вольфа [2] находим: «*Князь Иван Дмитриевич Шуйский, прозванный Губкой, сбежал в Литву. Он должен был вместе с князем Семёном Бельским и Иваном Лядским, которые прибыли в Литву в другой половине 1534 года помогать переправлять других беглецов из Москвы*».

Но версия бегства в Литву Губки по политическим или другим мотивам ничем не подтверждается, как и не называется её истинная причина, на что следует обратить внимание, в отличие от двух других упомянутых здесь беглецов – Семёна Бельского и Ивана Лядского, которых Москва в 1534 году потребовала немедленно вернуть обратно [3]. Но зато известно [2], что князь Иван Дмитриевич Шуйский по прибытии в Литву женится на Марине Богдановне Боговитиновне, которая в качестве приданного внесла ему деревню Короцин, находящуюся на противоположном берегу Буга. Также известно [2], что король и великий князь Сигизмунд Старый по своей воле даёт князю Ивану Дмитриевичу Шуйскому в апреле 1536 года привилей на владение Теребунью в Брестском повете, которой перед этим владел небожчик Остафий Дашкович, у него, по видимому, не оказалось наследников.