

ПРО ПРОГНОЗУВАННЯ МАКСИМАЛЬНИХ ВИТРАТ ВОДИ МАЛОЇ ЙМОВІРНОСТІ ПЕРЕВИЩЕННЯ ЗА ДАНИМИ ГІДРОЛОГІЧНИХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

В статті розглянуто проблему забезпечення належної якості гідрологічних прогнозів розрахункових значень максимальних витрат води малої ймовірності перевищення за даними гідрологічних спостережень. На реальних прикладах рядів даних спостережень за максимальним стоком вітчизняних річок, серед яких Дніпро, Дністер і Стрий, висвітлено деякі особливості варіантного прогнозування максимальних витрат води малої ймовірності перевищення, в тому числі з використанням популярних в світовій практиці законів Гумбеля типу I, Пірсона типу III та логарифмічного перетворення вхідних даних. Показано, що варіантне прогнозування максимального стоку сприятиме підвищенню якості гідрологічних розрахунків, забезпеченню належної надійності і безпеки напірних гідроспоруд при їх будівництві та експлуатації.

К л ю ч о в і с л о в а: гідротехнічні споруди, закон розподілу ймовірності, ймовірність перевищення, максимальна витрата води, прогнозування, ризик, ряд даних спостережень.

Вступ. Явище максимального стоку при паводках і водопіллях на ріках є однією з основних причин аварій на напірних гідроспорудах при їх будівництві та експлуатації. За статистикою [1–4], з максимальним стоком та помилками при прогнозуванні його розрахункових характеристик (максимальних витрат і рівнів води) пов'язують біля третини від всіх аварій на напірних гідроспорудах, більшість з яких були руйнівними.

Найбільш часто внаслідок великої води (до 80% випадків подібних аварій) руйнуються гідроспоруди, що будуються, тимчасові гідроспоруди та гідроспоруди, призначені для захисту від паводків. Вони розраховуються на пропуск максимальних витрат води паводків і водопіль середні періоди повторення яких не перевищують 100 років, з щорічною ймовірністю перевищення 1% або 10^{-2} подій на рік і більше [5], тобто на події, які, в контексті ризику, слід вважати досить ймовірними. Наприклад, для порівняння, прийнятний наразі в суспільстві індивідуальний ризик загинути в дорожньо-транспортній пригоді при використанні персональних автомобілів (так званий поріг добровільного ризику Ротцільда) складає 10^{-4} подій на рік [2], з середнім періодом повторення події 10000 років. За чинними вітчизняними нормами [6] та нормами більшості країн світу [7–9] на гідрологічні події з таким періодом повторення (тобто максимальні витрати чи рівні води щорічною ймовірністю перевищення 0,01%) розраховуються лише напірні гідроспоруди най-

вищого класу відповідальності за наслідками, що знаходяться в постійній експлуатації. Більш того, такі розрахунки здебільшого розглядаються як перевірені.

Звичайно, при регламентації техногенного ризику слід зважати не лише на повторюваність, а і на індивідуальну та загальну катастрофічність аварійних подій. Безперечно, що загальна кількість реципієнтів добровільного ризику, пов'язаного з використанням автотранспорту суттєво перевищує кількість реципієнтів ризику, пов'язаного з будівництвом і експлуатацією напірних гідроспоруд. Однак, в більшості випадків (окрім гідроспоруд протиповіневого захисту) ризик, пов'язаний з будівництвом і експлуатацією напірних гідроспоруд для великої кількості людей (окрім залучених в професійну діяльність) є переважно недобровільним. Будівництво й експлуатація нових напірних гідроспоруд, зі збільшенням загальної їх кількості (зокрема з метою подальшого розвитку гідроенергетичної галузі, наприклад, малої гідроенергетики), підвищуватимуть існуючі рівні недобровільного ризику. Це має враховуватися при прийнятті рішень, направлених на забезпечення надійності і безпеки таких об'єктів. Наскільки обґрунтованими ці рішення будуть в значній мірі залежить і від якості прогнозування розрахункових характеристик максимального стоку.

Деякі загальні зауваження та мета статті. Як відомо, натепер основною математичною моделлю при гідрологічних розрахунках за даними гід-



рологічних спостережень є закон розподілу ймовірності випадкової величини.

Використання цієї моделі в гідрологічних розрахунках дозволяє суттєво спростити задачу гідрологічного прогнозування. В цій моделі інтегровано враховується вплив на річковий стік комплексу самих різноманітних факторів (гідрометеорологічних, геофізичних, геологічних, величини річкового басейну та особливостей його рельєфу, поширення на водозборі лісів, озер, боліт тощо), що в цілому визначають річковий стік в різних його проявах, шляхом прямих замірів рівнів води та витрат з наступною обробкою гідрологічних часових рядів методами математичної статистики та теорії ймовірності. Наразі такий підхід до вирішення практичних задач інженерної гідрології, в тому числі і при прогнозуванні гідрологічних екстремумів, є загальноприйнятим в світі [10, 11].

Для реалізації моделі випадкової величини при гідрологічному прогнозуванні слід забезпечити виконання кількох важливих умов [12–16]. По-перше, має мати місце достатня тривалість неперервних спостережень за відповідною гідрологічною характеристикою (наприклад, за щорічними максимальними витратами води). По-друге, отримані при цьому часові ряди даних (послідовності, члени яких мають відповідні часові індекси згідно моментів спостережень і записані строго у порядку зростання цих часових індексів) мають характеризуватися відносною однорідністю в часі, тобто, – відсутністю суттєвих змін в характері випадкових коливань значень ряду і його середньої амплітуди (інакше – стаціонарністю випадкового процесу). Оскільки гідрологічні прогнози при розрахунках гідроспоруд на пропуск максимальних витрат води (за чинними вітчизняними нормами [6] та нормами більшості країн світу) складаються для середніх періодів їх повторення від 20 до 10000 років (див., наприклад, Табл. 1–3), то і тривалість таких гідрологічних спостережень теж має бути відповідною (зазвичай, не менше 30–40 років [12–16]).

Для більшості річок, де ведуться гідрологічні спостереження, і які не зазнали значних антропогенних навантажень, що могли суттєво вплинути на процеси формування стоку, при наявності даних безперервних спостережень на достатніх інтервалах часу (від 30 років і більше), побудова адекватної моделі у вигляді розподілу ймовірності випадкової величини в принципі не має бути серйозною проблемою. Втім, про-

Таблиця 1. Щорічні ймовірності P , %, перевищення розрахункових максимальних витрат води Q та (в дужках) середні періоди їх повторення T , років, згідно з чинними вітчизняними нормами [6]

Розрахункові випадки	Класи (підкласи) наслідків (відповідальності) споруд			
	СС3	СС2		СС1
		СС2-1	СС2-2	
Основний	0,1 (1000)	1,0 (100)	3,0 (33)	5,0 (20)
Перевірний	0,01* (10000)	0,1 (1000)	0,5 (200)	1,0 (100)

* З врахуванням гарантійної поправки ΔQ , %

Таблиця 2. Щорічні ймовірності P , %, перевищення розрахункових максимальних витрат води Q та (в дужках) середні періоди їх повторення T , років, за нормами Іспанії [8]

Категорія греблі	Випадки	
	Розрахунковий	Екстремальний
A	0,1 (1000)	0,02÷0,01 (5000÷10000)
B	0,2 (500)	0,1÷0,02 (1000÷5000)
C	1,0 (100)	1,0÷0,2 (100÷5000)

Таблиця 3. Щорічні ймовірності P , %, перевищення розрахункових максимальних витрат води Q та (в дужках) середні періоди їх повторення T , років, за нормами Фінляндії [9]

Категорія греблі	Нормативні значення
P	0,02÷0,01 (5000÷10000)
N	0,2÷0,1 (500÷1000)
O	1,0÷0,2 (100÷500)

блема, виявляється, все-таки існує. І як показує аналіз численних звітів з оцінки впливу на довкілля (ОВД), які виконуються згідно з Законом [17] для нових об'єктів малої гідроенергетики, вона пов'язана не лише з «гідрологічною» некомпетентністю авторів деяких з цих звітів, і, можливо, і авторів проектів гідроспоруд малих гідроелектростанцій (МГЕС).

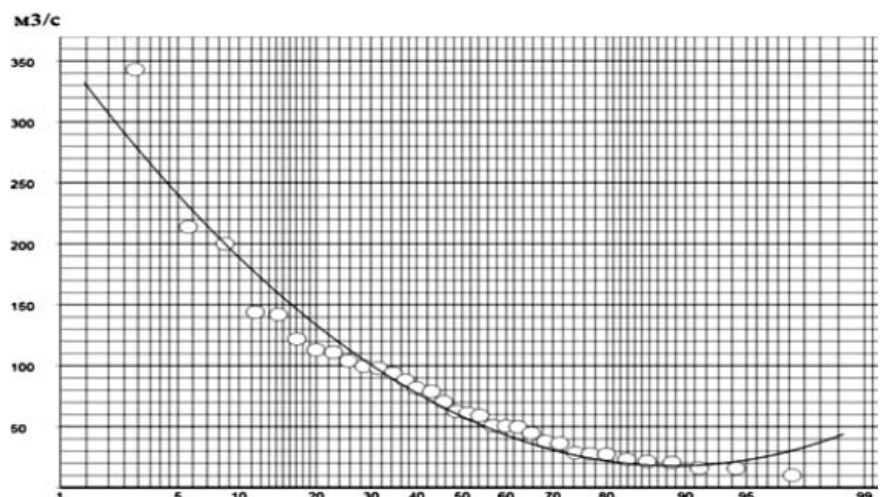


Рис. 1. «Крива ймовірностей перевищення» максимальних витрат води паводків за холодний період на р. Шопурка (сmt. Кобылицька Поляна) за версією ТОВ НІП «Експертний Центр» (директор Л.П. Крадожон)



Щоб не бути голосливими щодо якості гідрологічних прогнозів в деяких звітах з ОВД для МГЕС, що проектуються, для прикладу, на Рис. 1, наведено абсурдну за своїм виконанням модель, яка демонструє такий собі розподіл ймовірності максимальних витрат води за даними гідрологічних спостережень.

Моделі, подібні тій, що наведена на Рис. 1, було представлено в звітах з ОВД (див. Реєстр [18]) для ТОВ «Гідроресурс-Шопурка» будівництва і експлуатації на р. Шопурка в смт. Кобилецька Поляна Рахівського району Закарпатської обл. двох МГЕС встановленою потужністю до 999 кВт кожна: в урочищі Підпорей (справа в Реєстрі №201853708) та в урочищі Квасний (№201853709). Подібна модель наводиться і в звіті з ОВД для ТОВ «Балфорд Україна» щодо будівництва МГЕС потужністю до 2,0 МВт на р. Стрий біля с. Довге, Дрогобицького району, Львівської обл., реєстраційний номер 20181252331. Звіт було підготовлено інженером-проектувальником Ю.М. Сидляром. Найприкріше в цій ситуації є те, що ці звіти не лише були розглянуті у уповноважених державних органах (Міністерстві екології та природних ресурсів України та Департаменті екології та природних ресурсів Львівської облдержадміністрації, відповідно) без зауважень щодо таких «моделей». За результатами цього розгляду були надані дозволи на проведення планованої діяльності.

Втім, незалежно від проблеми «гідрологічної неграмотності» існує й інша проблема в гідрологічному прогнозуванні за даними спостережень з використанням в якості моделей законів розподілу ймовірності. Вона полягає в тому, що теоретично строгих обґрунтувань щодо вибору того чи іншого цілком адекватного (а не такого, як на Рис. 1) аналітичного закону розподілу ймовірності випадко-

вої величини при прогнозуванні розрахункових значень гідрологічних характеристик немає і не може бути в принципі [12]. Будь-який з відомих законів розподілу ймовірності, який відповідає критеріям згоди з емпіричними частотами, або з інших міркувань щодо адекватності моделювання, може розглядатися в якості робочої гіпотези [10–16]. При цьому, різні аналітичні закони розподілу ймовірності, що використовуються при моделюванні максимальних гідрологічних явищ за даними регулярних гідрологічних спостережень, можуть давати досить близькі результати в межах великих значень емпіричних частот, тоді як їх пролонгація в область малих ймовірностей перевищення веде до наростання розбіжностей між результатами прогнозування (Рис. 2).

На Рис. 2 зауважимо, що в залежності від закону розподілу одній і тій же щорічній ймовірності перевищення, наприклад, ймовірності 0,1% (ймовірності перевищення максимальної витрати води р. Дніпра розрахункової повені для Київського гідровузла), відповідають різні значення максимальної витрати води, наприклад, 17580 м³/с, – різні ймовірності перевищення [19]. Маємо своєрідний «хрест невизначеності» екстраполяційного прогнозування. Зазначимо, що наведені аналітичні закони розподілу ймовірності при перевірці статистичних гіпотез за критерієм Пірсона для рівня значущості 0,1% виявилися статистично значимими, тобто такими, що можуть розглядатися як гіпотези, що в цілому погоджуються з емпіричними частотами.

Характерно, що і емпіричні частоти також можуть визначатися різними методами (Табл. 4), які дають різні результати. Все це означає, що завжди існує ризик помилки, в тому числі і грубої, при побудові гідрологічного прогнозу ще на стадії вибору аналітичної моделі, навіть якщо вона не тільки буде істинною по суті (тобто не такою, як на рис. 1), а й рекомендованою для використання чинними нормами.

Так, згідно з чинними вітчизняними нормами при інженерних гідрологічних розрахунках за даними гідрологічних спостережень рекомендується використовувати трьох параметричний гаммарозподіл С.Н. Крицького і М.Ф. Менкеля [13]. Поряд з тим існує ряд аналітичних законів розподілу ймовірності (див. Рис. 2), які в тій чи іншій мірі також відповідають умовам моделювання макси-

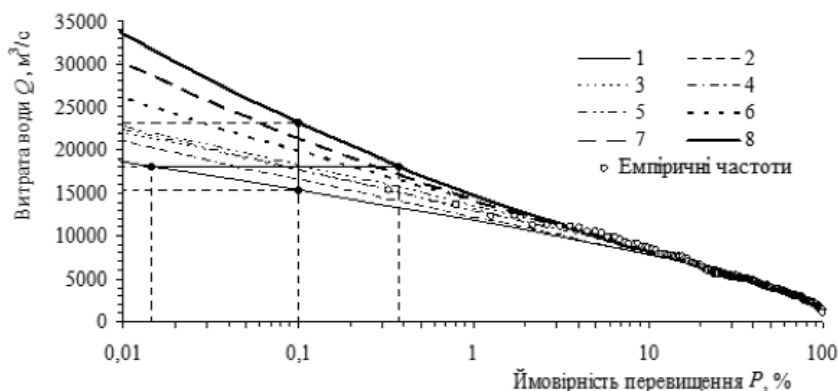


Рис. 2. Приклад прогнозування максимальних витрат води р. Дніпро (Вишгород, створ Київського гідровузла) за допомогою різних аналітичних законів розподілу ймовірності [19]

Розподіли ймовірності: 1 – трьох параметричний гама-розподіл Крицького-Менкеля ($C_V = 0,5; C_S = 2C_V$); 2 – те ж при $C_V = 0,5; C_S = 2,5C_V$; 3 – Пірсона III типу (арифметичний); 4 – Гумбеля I типу; 5 – трьох параметричний гама-розподіл Крицького-Менкеля ($C_V = 0,6; C_S = 2C_V$); 6 – те ж при $C_V = 0,6; C_S = 2C_V$; 7 – логарифмічно нормальний; 8 – Пірсона III типу (для десяткових логарифмів); C_V – коефіцієнт варіації, C_S – коефіцієнт асиметрії



мальних гідрологічних характеристик за даними спостережень в рамках статистично-ймовірнісного підходу і можуть успішно застосовуватися для вирішення практичних задач прогнозування максимальних витрат води малої ймовірності перевищення поряд з розподілом С.Н. Крицького і М.Ф. Менкеля. Серед них, в першу чергу, слід відзначити закон Гумбеля типу I та закон Пірсона типу III, які успішно використовуються за кордоном [10–12]. Перспективним може виявитися і використання в якості альтернативних моделей дуже зручного в практичних розрахунках логарифмічного перетворення [12, 20]. Метою роботи, що пропонується, є демонстрація на кількох реальних прикладах переваг варіантного прогнозування максимальних витрат води за допомогою різних законів розподілу ймовірності, що може сприяти підвищенню якості гідрологічних розрахунків, забезпеченню належної надійності та безпеки напірних гідроспоруд при їх будівництві та експлуатації.

Приклади використання альтернативних законів розподілу ймовірності при прогнозування максимальних витрат води малої ймовірності перевищення. Максимальні гідрологічні характеристики, зазвичай, мають додатну асиметрію і не можуть набувати від’ємних значень, що насамперед слід враховувати при виборі модельного закону розподілу. Серед законів розподілу ймовірності, що відповідають цим критеріям та іншим умовам моделювання максимальних витрат води, однією з найпростіших і найзручніших аналітичних моделей є розподіл Гумбеля типу I [10–12, 21–23].

Закон Гумбеля типу I (його ще називають розподілом екстремумів) відноситься до двох параметричних розподілів (визначається за двома статистичними параметрами – середнім та середнім квадратичним відхиленням) і має щільність розподілу ймовірності, що описується функцією [24]:

$$f(x) = \alpha \exp\{-\alpha(x-u) - e^{-\alpha(x-u)}\}, \quad -\infty \leq x \leq \infty, \quad (1)$$

звідки, щорічна ймовірність перевищення, %, гідрологічної величини буде [12, 23]:

$$P(X \geq x) = 100 [1 - \exp\{-\exp[-\alpha(x-u)]\}], \quad (2)$$

де параметри розподілу α і u визначаються із залежностей:

$$\bar{x} = u + \frac{0,5772}{\alpha}, \quad \sigma_x^2 = \frac{\pi^2}{6\alpha^2}, \quad (3)$$

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i / n, \quad \sigma_x = \sqrt{D_x}, \quad D_x = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / (n-1), \quad (4)$$

де n – число членів статистичної вибірки (ряду спостережень); x_i – вибіркове значення ряду; D_x – вибіркова дисперсія.

Таблиця 4. Формули емпіричної ймовірності [12]

Статистична	m/n
Вейбула (С.Н. Крицького і Н.Ф. Менкеля)	$m(n+1)^{-1}$
Чегодасва Н.Н.	$(m-0,3)(n+0,4)^{-1}$
Таккея	$(3m-1)(3n+1)^{-1}$
Блома	$(m-3/8)(n+1/4)^{-1}$
Хазена	$(2m-1)(2n)^{-1}$
n – кількість членів ряду, m – порядковий номер члена ранжированого ряду	

На Рис. 3 наведено результати прогнозування максимальних витрат води р. Дніпро в створі Київського гідровузла за допомогою розподілів С.Н. Крицького і М.Ф. Менкеля (два варіанти) та Гумбеля типу I. Розглядався ряд спостережень з 1787 р. до 1999 р. при таких статистичних параметрах: $\bar{x} = 4692 \text{ м}^3/\text{с}$; $\sigma_x = 2632 \text{ м}^3/\text{с}$; коефіцієнт варіації ряду $C_V = \sigma_x / \bar{x} = 0,56$; коефіцієнт асиметрії ряду $C_S = n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3 / ((n-1)(n-2)\sigma_x^3) = 1,26$.

$$C_S = n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3 / ((n-1)(n-2)\sigma_x^3) = 1,26$$

Перевіркою статистичних гіпотез за критерієм χ^2 Пірсона було встановлено, що статистична достовірність розподілу Гумбеля типу I $v(\chi^2) = 0,0425$ є меншою, ніж достовірності альтернативних варіантів трьох параметричного гамма-розподілу Крицького-Менкеля. Для розподілу при $C_V = 0,5$, $C_S = 2,5$ вона склала $v(\chi^2) = 0,0865$; для розподілу при $C_V = 0,6$, $C_S = 2$ відповідно, $v(\chi^2) = 0,1256$. Однак, розподіл Гумбеля типу I дає краще наближення до точок, які відповідають спостереженим витратам води малої ймовірності перевищення (менше 3%). Його крива практично проходить через чотири з них, в тому числі через три точки, які відповідають витратам з найменшими емпіричними ймовірностями перевищення. При цьому, щоб використати розподіл Гумбеля типу I, не потрібно використовувати спеціальні таблиці для інтегрування щільності розподілу, як для гамма-розподілу С.Н. Крицького і М.Ф. Менкеля [13, 14].

В зарубіжній практиці серед гамма-розподілів більшою популярністю в інженерній гідрології користується розподіл Пірсона типу III [10–12]. Одним з недоліків розподілу Пірсона III типу в порівнянні з розподілом Крицького-Менкеля вважають те, що він може застосовуватися при коефіцієнтах асиметрії C_S , що не перевищують трьох коефіцієнтів варіації C_V ; $C_S = \pm 3C_V$. Втім, закон Пірсона типу III є чинним як при додатній, так і від’ємній асиметрії, що важливо, наприклад, при моделюванні мінімальних витрат. Останнє, як буде показано далі, може бути важливим і при використанні логарифмічного перетворення.

Для розподілу Пірсона типу III, як і у випадку розподілу Крицького-Менкеля, також викона-



но інтегрування, де отримано результати у вигляді відповідних табличних коефіцієнтів, що дозволяють обчислювати долю стандарту σ_x , яку слід додати до середнього \bar{x} , щоб отримати значення випадкової змінної заданої ймовірності перевищення [12].

Для вищенаведеного прикладу прогнозування максимальних витрат води р. Дніпро (гідрометричний пост Вишгород) результати, отримані з використанням розподілу Пірсона типу III, практично співпали з результатами, які дає розподіл Гумбеля типу I (Рис. 4).

При цьому статистична достовірність розподілу Пірсона типу III $\nu(\chi^2) = 0,1491$ виявилася найвищою серед розподілів, що порівнювалися.

Результати прогнозування максимальних витрат води для р. Дніпро в створі Київського гідровузла за допомогою різних розподілів ймовірності (Рис. 2–4) показали, що закони розподілу Гумбеля типу I та Пірсона типу III можуть бути не тільки цілком прийнятними моделями, які добре узгоджуються з емпіричними частотами, а в деяких випадках і більш адекватними моделями серед альтернативних розподілів для прогнозування максимальних витрат води малої ймовірності перевищення.

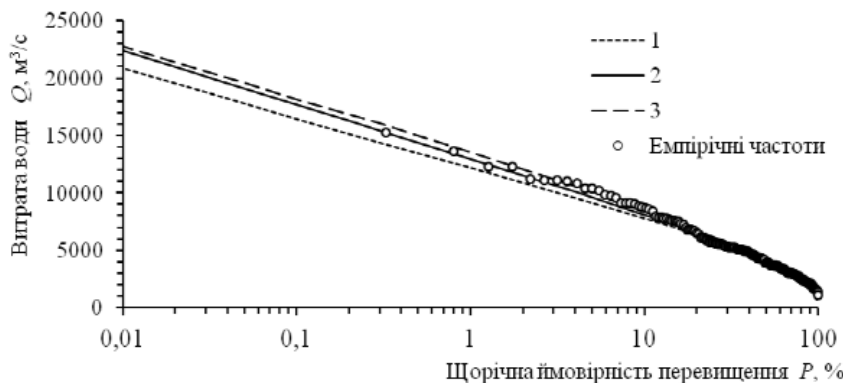


Рис. 3. Прогнозування максимальних витрат води р. Дніпро (Вишгород, створ Київського гідровузла) з використанням закону Гумбеля типу I
Розподіли: 1 – Крицького-Менкеля при $C_V = 0,5, C_S = 2,5 C_V$; 2 – Гумбеля типу I; 3 – Крицького-Менкеля при $C_V = 0,6, C_S = 2C_V$

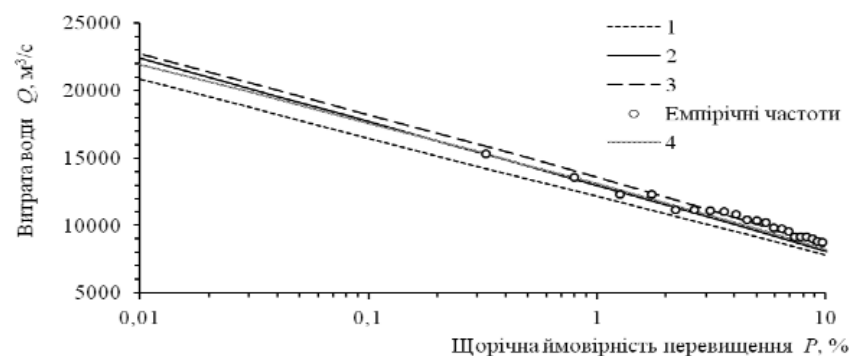


Рис. 4. Прогнозування максимальних витрат води р. Дніпро (Вишгород, створ Київського гідровузла) з використанням закону Пірсона типу III
Розподіли: 1 – Крицького-Менкеля при $C_V = 0,5, C_S = 2,5 C_V$; 2 – Гумбеля типу I; 3 – Крицького-Менкеля при $C_V = 0,6, C_S = 2C_V$ 4 – Пірсона типу III

Розширити сферу практичного застосування розподілів Гумбеля типу I та Пірсона типу III при прогнозуванні максимальних витрат води дозволяє логарифмічне перетворення. Це досить простий і достатньо ефективний прийом для подолання надмірної асиметрії (скошеності) рядів даних спостережень [20], що не завжди можна здійснити за допомогою трьох параметричного гамма-розподілу Крицького-Менкеля, що буде показано нижче.

Логарифмічне перетворення вводиться шляхом заміни змінної x на змінну $x = \ln x$ або $y = \lg x$, причому: $-\infty \leq y \leq \infty; 0 \leq x \leq \infty$.

На практиці логарифмічне перетворення найчастіше використовується у двох параметричному логарифмічно-нормальному розподілі, де шляхом функціонального перетворення розподіл величини $y = \ln x$ (або $y = \lg x$) приводять до нормального закону. Для побудови логарифмічно-нормального розподілу висхідний ряд даних спостережень замінюється рядом даних $x = \ln x$ (або $y = \lg x$, далі визначається середнє і середнє квадратичне відхилення для y , після чого будується нормальний закон розподілу для y . Тоді відповідним значенням x будуть відповідати значення ймовірності перевищення для y :

$$P(y) = 1 - \Phi\left(\frac{y - \bar{y}}{\sigma(y)}\right), \quad (5)$$

де $\Phi(*)$ – функція Лапласа; \bar{y} , – середнє, $\sigma(y)$ – стандарт випадкової величини y .

Приклади використання двох параметричного логарифмічно нормального розподілу наведено на Рис. 2 (крива 7) – для р. Дніпро, та на Рис. 5 – при прогнозуванні максимальних витрат води р. Дністер за даними спостережень на гідрометричному посту «Галич».

В якості прикладу ріки, для якої здійснювалося прогнозування на базі короткого ряду спостережень, було вибрано р. Стрий, одну з найбільших приток р. Дністра, та дані гідрометричного поста Верхне Синьовидне. Розглядався ряд спостережень з 1951 р. до 1998 р. при наступних статистичних параметрах ряду даних: середньому значенні максимальної витрати $755,4 \text{ м}^3/\text{с}$; середньому квадратичному відхиленні $466,5 \text{ м}^3/\text{с}$; коефіцієнті варіації $C_V = 0,6$; коефіцієнті асиметрії $C_S = 1,8$ (співвідношення $C_S = 3C_V$).



Для вибраного ряду спостережень характерною особливістю є «викиди» емпіричних точок, які відповідають витратам води малої ймовірності перевищення (менше 12%), що ускладнили вибір адекватної моделі серед можливих варіантів трьох параметричного гамма-розподілу Крицького-Менкеля (Рис. 6).

В цьому випадку показово, що жоден з розглянутих варіантів трьох параметричного гамма-розподілу Крицького-Менкеля (при $C_S = 3C_V$, $C_S = 4C_V$, $C_S = 5C_V$) не дав прийняттого наближення до п'яти з шести екстремальних значень максимальних витрат води, які спостерігалися на гідрологічному посту. Більш того, криві розподілу Крицького-Менкеля при $C_S = 4C_V$, $C_S = 5C_V$ практично співпали. Зауважимо також, що розподіл Пірсона типу III при $C_S = 3C_V$ в цьому випадку виявився не гіршою, якщо не кращою, моделлю серед розглянутих варіантів гамма-розподілів.

В якості альтернативного підходу до прогнозування максимальних витрат води р. Стрий (Верхнє Синьовидне) було застосовано логарифмічне перетворення даних. Таке перетворення було використано не лише при побудові вже звичних двох параметричного логарифмічно нормального розподілу та трьох параметричного розподілу Пірсона типу III (для десяткових логарифмів) (див. також приклади на Рис. 2 – крива 8 та Рис. 5 – крива 4), що практикується в світі [10–12], а і при побудові розподілу Гумбеля типу I (для натуральних логарифмів). Результати його застосування на прикладі прогнозування максимальних витрат води р. Стрий, гідрометричний пост Верхнє Синьовидне, наведено на Рис. 7.

Як видно з Рис. 7, за допомогою логарифмічного перетворення даних та розподілу Гумбеля типу I було отримано найкраще наближення моделі в області екстремальних значень спостережених максимальних витрат, що неможливо було досягнути за допомогою інших розподілів, в тому числі і різних варіантів розподілу Крицького-Менкеля.

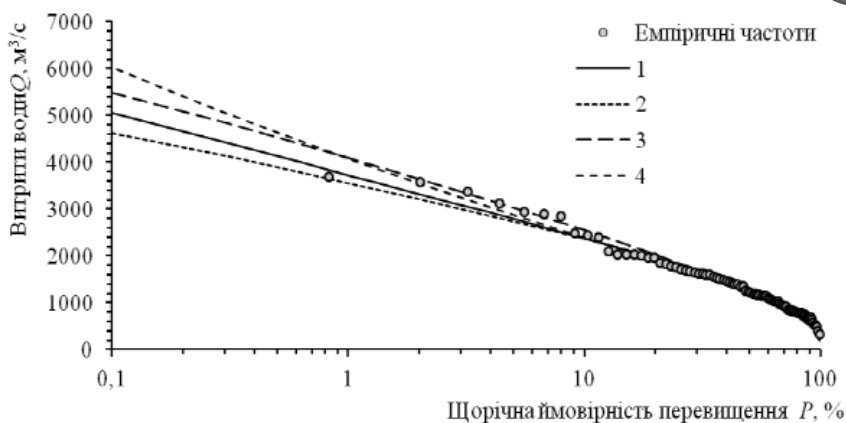


Рис. 5. Прогнозування максимальних витрат води р. Дністер (Галич) з використанням різних законів розподілу

Розподіли: 1 – Гумбеля типу I; 2 – Крицького-Менкеля при $C_V = 0,5$, $C_S = 2 C_V$; 3 – Крицького-Менкеля при $C_V = 0,6$, $C_S = 2C_V$; 4 – логарифмічно нормальний

Висновок. В результаті проведених досліджень показано, що варіантне прогнозування максимальних витрат води з використанням даних гідрологічних спостережень за допомогою різних аналітичних законів розподілу ймовірності може сприяти підвищенню якості гідрологічних розрахунків і, відповідно, забезпеченню належних

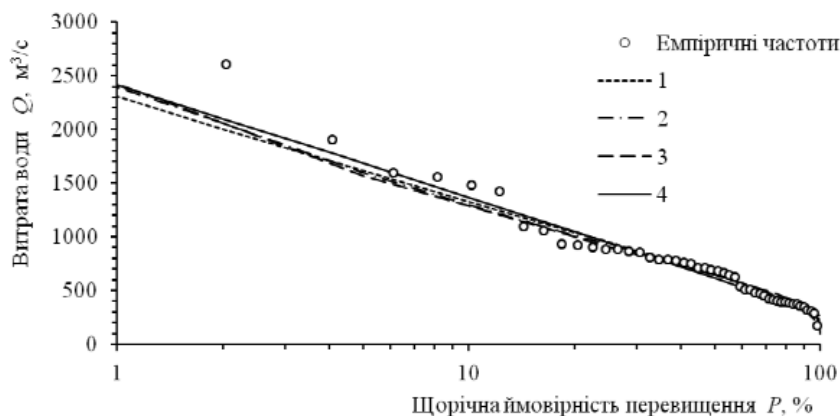


Рис. 6. Прогнозування максимальних витрат води р. Стрий, гідрометричний пост Верхнє Синьовидне, з використанням трьох параметричного гамма-розподілу Крицького-Менкеля та розподілу Пірсона типу III

Розподіли: 1 – Крицького-Менкеля при $C_V = 0,6$, $C_S = 3C_V$; 2 – те ж при $C_V = 0,6$, $C_S = 4C_V$; 3 – те ж при $C_V = 0,6$, $C_S = 5C_V$; 4 – Пірсона типу III при $C_S = 3C_V$

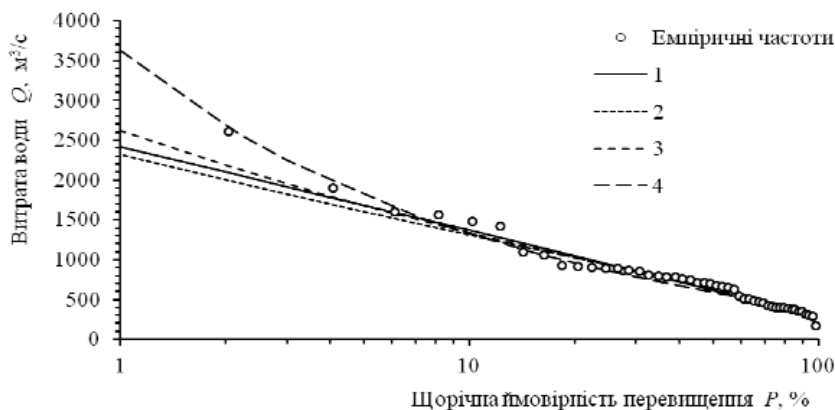


Рис. 7. Прогнозування максимальних витрат води р. Стрий, гідрометричний пост Верхнє Синьовидне, за допомогою різних розподілів з використанням логарифмічного перетворення

Розподіли: 1 – Пірсона типу III; 2 – логарифмічно нормальний; 3 – Пірсона типу III (для десяткових логарифмів); 4 – Гумбеля типу I (для натуральних логарифмів)



рівнів надійності і безпеки гідроспоруд при їх проектуванні і експлуатації. Слід зазначити, що дані прямих гідрологічних спостережень є надзвичайно цінними даними, які слід використовувати коректно, в тому числі і неформально, на що власне і орієнтується варіантне прогнозування. При цьому логарифмічно нормальний розподіл, а також розподіли Гумбеля типу I та Пірсона типу III, як в арифметичній, так і в логарифмічній формах, можуть успішно застосовуватися при прогнозуванні максимальних витрат води малої ймовірності перевищення. Ці розподіли не тільки можуть розглядатися в якості альтернативних моделей для побудови гідрологічних прогнозів з врахуванням ризику можливих помилок в прогнозуванні максимальних витрат води малої ймовірності перевищення за даними спостережень. В деяких випадках вони можуть виявитися більш адекватними прогнозними моделями, які дозволять враховувати як індивідуальні особливості наявних рядів даних спостережень, гідрометеорологічні, географічні та ін. умови формування максимального стоку в басейні ріки, так і індивідуальні вимоги до надійності і безпеки гідроспоруд.

ЛІТЕРАТУРА

1. *ICOLD Bulletin 99. Dam Failures: –Statistical Analysis.* ICOLD. Bulletin No. 99. Paris, 1995.
2. *Векслер А.Б., Ивашинов Д.А., Стефанишин Д.В.* Надежность, социальная и экологическая безопасность гидротехнических объектов: оценка риска и принятие решений. Санкт-Петербург : ВНИИГ им. Б.Е. Веденеева. 2002. 591 с.
3. *Стефанишин Д.В.* Прогнозирование аварийности проектируемых и строящихся плотин на основе результатов статистического анализа произошедших аварий. /Известия ВНИИГ им. Б.Е. Веденеева. 2008. – Т. 251. – С.3-9.
4. *Стефанишин Д.В.* Статистичні оцінки живучості гребель. Екологічна безпека та природокористування. Зб. наук. праць. Вип. 11. Київ: КНУБА, ІТГП НАНУ, 2012. С. 53-61.
5. *Векслер А.Б., Стефанишин Д.В.* К вопросу о назначении вероятностей превышения расчетных расходов воды в зависимости от длительности временной эксплуатации гидротехнических сооружений и их класса. Гидротехническое строительство. 2004. – № 11. – С. 8-12.
6. *ДБН В.2.4-3:2010.* Гідротехнічні, енергетичні та меліоративні системи і споруди, підземні гірничі виробки. Гідротехнічні споруди. Основні положення. Київ : Міністерство регіонального розвитку та будівництва України, 2010. – 37 с.
7. *Risk Assessment in Dam Safety Management. A reconnaissance of benefits, methods and current applications.* ICOLD Bulletin 130. Paris, 2005. – 276 p.
8. *Andres, M.* Design flood definition and reservoir characteristics. Seasonal flood storage influence. The use of risk analysis to support dam safety decisions and management. Trans. of the 20-th Int. Congress on Large Dams. Vol. 1. Q. 76. R.26. Beijing-China, 2000. P.P. 387-403.
9. *Loukola E.* Dam safety legislation in Finland. Int. European-Asian Workshop. Ecosystem and flood 2000. Hanoi, Vietnam, June 27-29, 2000.
10. *Extreme Hydrological Events: New Concepts for Security (Nato Science Series: IV: Earth and Environmental Sciences).* Paperback: Editors: O. F. Vasiliev, P. H. A. J. M. van Gelder, E. J. Plate, M. V. Bolgov. Springer; 1 edition. 2007. 480p. URL: <https://link.springer.com/book/10.1007%2F978-1-4020-5741-0>.
11. *Koutsoyiannis D.* Probability and statistics for geophysical processes. National Tech. University of Athens. 2008. URL: <https://www.itia.ntua.gr/en/docinfo/1322/>.
12. *Introduction to hydrology.* First ed. by W. Viessman, Jr., T. E. Harbaugh, and J. W. Knapp. Intext educational publishers. New York. London. 1975. 704 p.
13. *Крицкий С.Н., Менкель М.Ф.* Гидрологические основы управления речным стоком. Москва : Наука, 1981. – 255 с.
14. *Гидрология, гидрометрия и регулирование стока.* Под ред. Г.В. Железнякова. Москва: Колос. 1984. – 205 с.
15. *Карпеллишвили Н.А.* Теория вероятностных процессов в гидрологии и регулирование речного стока. Ленинград: Гидрометеиздат, 1985. 191 с.
16. *Рождественский А.В., Ежов А.В., Сахарюк А.В.* Оценка точности гидрологических расчетов. Ленинград: Гидрометеиздат, 1990. 276 с.
17. *Про оцінку впливу на довкілля: Закон України № 2059-VIII від 23.05.2017.* Офіційний вісник України. 2017. №50. С. 5. Відомості Верховної Ради (ВВР), 2017, №29, ст. 315. URL: <http://zakon.rada.gov.ua/laws/show/-2059-19>.
18. *Оцінка впливу на довкілля.* Єдиний реєстр. URL: <http://eia.menr.gov.ua/search>.
19. *Стефанишина-Гаврилюк Ю. Д., Стефанишин Д. В.* Використання нечіткої міри для подолання невизначеності довгострокових прогнозів на основі екстраполяцій. Системні дослідження та інформаційні технології. 2013. – № 4. – С. 99-110.
20. *Kuhn M., Johnson K.* Applied Predictive Modeling. Springer Science+Business Media. New York, 2013. – 600 p.
21. *Rust H. W., Kallache M., Schellnhuber H.-Jo., Kropp J. P.* Confidence intervals for flood return level estimates assuming longrange dependence. Assuming Long-Range Dependence. In: Kropp J., Schellnhuber H. J. (eds). In Extremis. Springer, Berlin, Heidelberg. 2011. P.P. 213-241.
22. *Okonofua S., Ogbefun P.* Flood Frequency Analysis of Osse River Using Gumbel's Distribution. Civil and Environmental Research. Vol. 3, No. 10. 2013. – P.P. 55-59.
23. *Stefanyshyn D.V.* On the use of the type I Gumbel distribution to assess risks given floods. Математичне моделювання в економіці. 2018. – №1. – С. 74-83.
24. *Gumbel E.J.* Les valeurs extrêmes des distributions statistiques. Annales de l'institut Henri Poincaré. 1935. Vol. 5. No. 2. – P. 115-158.

