

УДК 556.166

Кічук Н.С.

Одеський державний екологічний університет

РОЗРАХУНКОВІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ЗЛИВОВИХ ОПАДІВ НА ПІВДНІ УКРАЇНИ

Ключові слова: *нормативна база; максимальний стік; зливові опади*

Вступ. Зливові опади на Півдні України належать до тих природних явищ, із якими пов'язане формування катастрофічних паводків, особливо на невеликих за розмірами водозборах. Нормативними документами, зокрема чинним СНіП2.01.14-83 [1], передбачені визначення максимальних витрат води рідкісної ймовірності перевищення на водотоках із площею водозборів $F < 50 - 200 \text{ км}^2$ з використанням добових опадів зливого характеру. Щодо Півдня України, то внаслідок посушливого клімату систематичні гідрологічні спостереження за стоком річок майже відсутні, і тому виникає необхідність у залученні до розрахункових методів максимального стоку даних паводкоформувань опадів, вимірювання яких здійснюється за програмами метеорологічних станцій і постів.

Слід також зауважити, що зливові опади, як основний фактор формування дощових паводків на Півдні України, розподіляються у просторі дуже нерівномірно. На території, що розглядається, визначні зливові дощі зареєстровані в липні 1931р. та в червні 1941 р. (у районах Приазовської височини), в кінці серпня 1947 року (в нижній частині Південного Бугу) у червні 1955 р. – в межах Причорноморської низовини та Приазов'я, в липні 1956 р. – у Херсонській області, в серпні 1958 р. – в Одеській області та Молдові, у вересні 2013 р. – в Одеській області.

На сучасному етапі необхідно аналізувати можливий вплив на паводкоформувальні опади і, відповідно, стік річок, глобальних і регіональних змін клімату, які можуть порушити стаціонарність гідрометеорологічних процесів.

Методика та організація дослідження. Для перевірки гіпотез однорідності часових рядів при порівняно коротких вибірках зазвичай використовують параметричні критерії дисперсій Фішера і середніх Стьюдента [2]. Свого часу Вілкоксон [2] запропонував непараметричний метод перевірки гіпотез однорідності, що дозволяє здійснювати перевірку залежних вибірок у тих випадках, коли дані вимірювань попарно скорельовані. У подальшому цей критерій був удосконалений Манном і Уїтні і вважається таким, що увійшов у нормативні документи для оцінки однорідності стокових рядів. Для екстремальних значень у часових рядах, що різко відхиляються в емпіричних розподілах, оцінку статистичної однорідності можна виконувати за допомогою критеріїв Смирнова-Грабса і Діксона [3].

У межах досліджуваної території використані часові ряди добових максимумів опадів (теплого періоду), що формують високі дощові опади на 72 метеорологічних станціях із періодами спостережень більше 24 років (по 2010 р. включно). Найбільш тривалий ряд стосується метеостанції Миколаїв (120 років).

Однорідність рядів перевірялася за допомогою критеріїв Фішера і Стьюдента на 5% і 1% рівнях значущості. Хронологічний графік часової зміни добових максимумів опадів H_m можна простежити за даними м/с Миколаїв (рис.1).

За критерієм Фішера, при $P=5\%$ до неоднорідних відносять 3 ряди, а на рівні $P=1\%$ - усі дані не суперечать гіпотезі часової однорідності H_m . Щодо критерію Стьюдента, то вже на рівні значущості $P=1\%$ усі ряди виявилися однорідними.

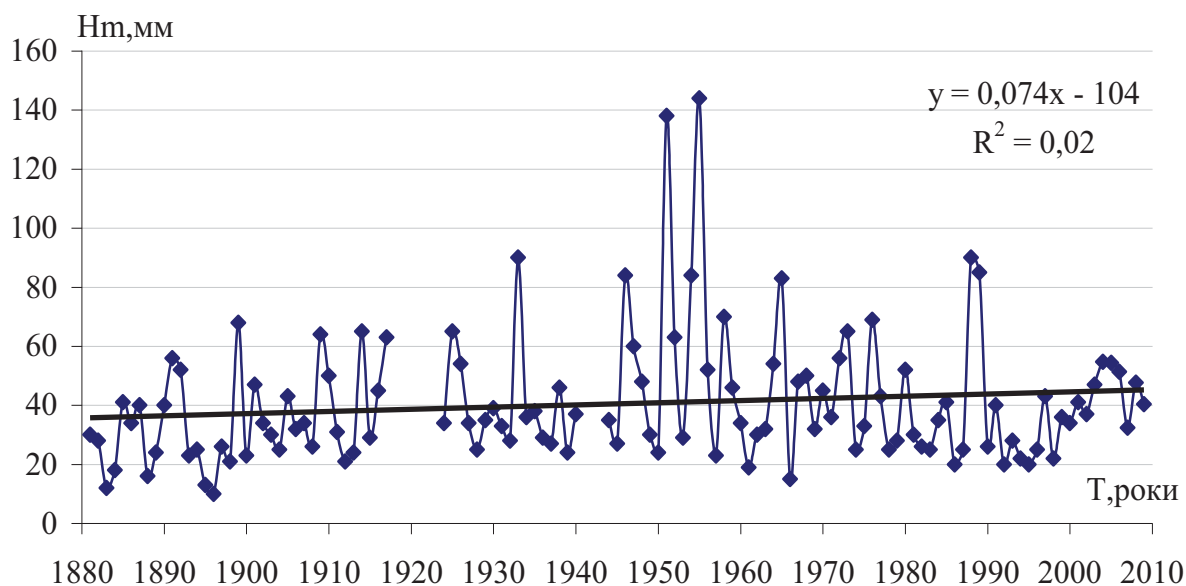


Рис.1. Хронологічний хід максимальних добових опадів у теплий період року (метеостанція м. Миколаїв)

З метою отримання характеристик добових максимумів дощових опадів різної ймовірності перевищення була здійснена статистична обробка. При цьому статистичні параметри H_m , коефіцієнти варіації C_v і асиметрії C_s (або співвідношення C_s/C_v) та коефіцієнта автокореляції $r(1)$ обчислювались за допомогою методів моментів (C_v і C_s) і найбільшої правдоподібності (C_v і C_s/C_v). Найбільші значення $\overline{H_m}$ зафіксовані на метеостанції Лебедівка (48,8 мм), а найменші – метеостанціях Станіслав, Попелак (31 мм). Коефіцієнти варіації $(C_v)_H$ варіюють у діапазоні від 0,29 (ст. Коротне, Чадир-Лунга) до 0,61-0,76 (Генічеськ), а співвідношення $(C_s/C_v)_H$ в середньому становить 4,0.

Використовуючи криві біноміального і трипараметричного гама-розподілу С.М. Крицького та М.Ф. Менкеля при $C_s/C_v=4,0$, були отримані індивідуальні значення добових опадів опорної забезпеченості $P=1\%$. Найбільші добові опади 1%-ної ймовірності перевищення зафіксовані на метеостанції Лебедівка (134 мм), а найменші зафіксовані на метеостанції Коротне (62 мм). Якщо порівнювати ці значення з картою розподілу $H_{1\%}$, наведеною в СНіП 2.01.14-83 [1], то слід зазначити, що на карті нормативного документа $H_{1\%}$ є завищеними, оскільки на ній повсюдно вони коливаються в межах 120-160 мм.

Здійснюючи статистичний аналіз за індивідуальними рядами спостережень, ми повинні брати до уваги те, що в нашому розпорядженні є дані, які охоплюють усього декілька десятиліть. Збільшити об'єм інформації в окремих випадках

можна за допомогою використання методів сумісного аналізу даних у групі об'єктів з більш-менш однорідними умовами їх генерування.

Розроблений С.М. Крицьким та М.Ф. Менкелем [4] метод сумісного аналізу полягає в тому, що повне розсіювання оцінок часових рядів можна об'єднати сумісною дією двох незалежних одна від одної причин. Перша з них – неповна просторова синхронність коливань метеорологічних факторів (зокрема, опадів), на об'єктах навіть однорідного регіону. Ця складова територіальної мінливості опадів вважається випадковою.

Друга причина – відмінності в ландшафті й кліматі сукупно досліджуваних об'єктів [4,5]. Таким чином, дисперсію того чи іншого статистичного параметра в межах досліджуваної території σ_n^2 , на якій розташовані метеорологічні станції, можна представити у вигляді суми випадкової $\sigma_{вип.}^2$ та географічної $\sigma_{геогр.}^2$ складових

$$\sigma_n^2 = \sigma_{вип.}^2 + \sigma_{геогр.}^2 \quad (1)$$

Повна дисперсія σ_n^2 певної статистичної характеристики оцінюється за формулою

$$\sigma_n^2 = \frac{\sum_{i=1}^k (A_i - A_{сер.})^2}{k-1}, \quad (2)$$

де i – індекс об'єкта; k – кількість об'єктів, що розглядаються сумісно; A_i – оцінка досліджуваного параметра по i -й метеостанції; $A_{сер.}$ – середнє з оцінок параметрів за всіма об'єктами

$$A_{сер.} = \frac{\sum_{i=1}^k A_i}{k}. \quad (3)$$

Під символом A розуміються будь-які статистичні параметри розподілу – середнє арифметичне \bar{x} , коефіцієнти варіації C_v , асиметрії C_s , квантилі X_p тощо. Розрахунки цих параметрів виконуються по кожному об'єкту, який входить до угруповання, з використанням відомих у математичній статистиці методів.

Випадкова складова розсіювання $\sigma_{вип.}^2$ параметра A розраховується як осереднена по k об'єктах дисперсія параметра

$$\sigma_{вип.}^2 = \frac{\sum_{i=1}^k \sigma_{A_i}^2}{k}, \quad (4)$$

де σ_{A_i} – середньоквадратичне відхилення визначення параметра A для i -ї метеостанції.

Величина географічної складової дисперсії розраховується як різниця між повною дисперсією та її випадковою складовою $\sigma_{вип.}^2$.

$$\sigma_{геогр.}^2 = \sigma_n^2 - \sigma_{вип.}^2 \quad (5)$$

Порівнюючи ряди, можна об'єднати їх в одну сукупність, якщо

$$\sigma_{вип.}^2 > \sigma_{геогр.}^2 \quad (6)$$

Установлені середні районні значення добових опадів \bar{H}_m , коефіцієнти варіації C_v й співвідношення C_s/C_v наводяться в табл.1.

Таблиця 1. Значення випадкової й географічної складових дисперсії та середніх величин добових опадів на території Півдня України

Характеристики паводків	Кількість метеостанцій	Дисперсія			Середнє районне значення
		σ_n^2	$\sigma_{\text{вип.}}^2$	$\sigma_{\text{геогр.}}^2$	
H_m , мм	72	19,74	10,77	8,97	39,7
C_v	72	0,008	0,008	-0,001	0,42
$C_s/C_v = 3,0$					

Як видно (див. табл. 1), для добових максимумів опадів у всіх випадках географічна складова дисперсії має менші значення, ніж випадкова.

Отже, всі дані за цими величинами можна об'єднати в один район. З урахуванням районування розрахункове значення $\bar{H}_{1\%} = 92$ мм, що близьке до величини, отриманої за результатами стандартної статистичної обробки ($\bar{H}_{1\%} = 96$ мм).

Проведений аналіз однорідності полів добових максимумів опадів у теплу пору року призводить до важливих висновків.

За характером розподілу добових максимумів дощових опадів за всіма статистичними параметрами: середнім (\bar{H}_m), коефіцієнтами варіації (C_v) та співвідношенням (C_s/C_v) досліджувана територія є статистично однорідною. З цього випливає важливе положення щодо науково-методичних підходів до просторового узагальнення \bar{H}_m . Вони підлягають у межах досліджуваної території об'єднанню в одну статистичну вибірку і, таким чином, не можуть відобразитися ізолініями, як це прийнято у чинному СНіП 2.01.14-83.

За цих умов більші можливості дає застосування *методу статистичних випробувань* – дослідження повторюваності екстремумів, що призводить до побудови кривої забезпеченості забезпеченостей максимальних (мінімальних) членів рядів [6]. Теоретичний розподіл забезпеченостей для максимальних членів вибірки можна записати таким чином:

$$P_p(x) = 1 - (1 - P_x)^n, \quad (7)$$

де $P(x)$ – забезпеченість у часовому ряді, n – кількість вибірок, із яких вибираються екстремуми.

Забезпеченість забезпеченостей розраховують за формулою

$$P_p(x) = \frac{m}{N+1}, \quad (8)$$

де m – порядковий номер спадного ряду, N – кількість об'єктів.

На практиці зручніше будувати криві забезпеченості, розташовуючи їх у ряд зростання. Для цього випадку формулу (7) можна записати у вигляді [6]:

$$P(x) = 1 - [1 - Pp(x)]^{1/n} \quad (9)$$

Відхилення емпіричної кривої $P(x)$ від теоретичної є ознакою того, що прийнятий закон розподілу в області екстремальних значень відхиляється від дійсного розподілу [6].

Як показали розрахунки, часові ряди спостережених максимальних витрат води, шарів стоку та добових опадів, на основі яких були визначені величини C_v і C_s для більшості створів, характеризуються, насамперед, великою мінливістю й мають значну додатну асиметрію. При цьому для деяких річок окремі найбільші дощові витрати води й шари стоку паводків, зареєстровані за період спостережень, різко відрізняються за своїми величинами. Тому для уточнення одержаних статистичних характеристик стоку дощових паводків і добових опадів було застосовано метод повторюваності екстремумів або забезпеченості забезпеченостей.

З рядів вихідних даних по кожному посту були визначені максимальні за період спостережень добові опади. Далі для значень H_m , розташованих у спадному порядку, за формулами (8) і (9) були розраховані забезпеченості максимальних членів просторових вибірок і побудована відповідна крива забезпеченості, що наводиться нижче (рис. 2), на основі якої було отримано $H_{1\%} = 95$ мм.

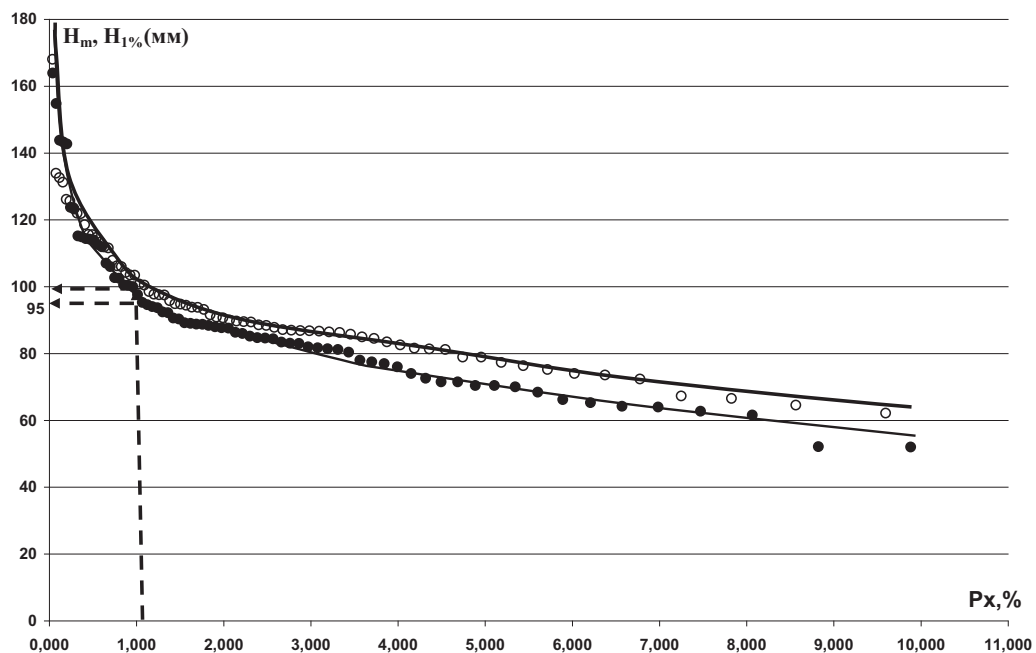


Рис. 2. Крива забезпеченості просторового розподілу максимальних добових опадів та 1%-х квантилів на території Півдня України

Можливий ще один варіант для уточнення розрахункових шарів максимальних добових опадів. За рекомендацією [6], просторовому узагальненню можуть підлягати не лише екстремуми часових рядів, а й їх квантильні значення. З цією метою здійснене просторове узагальнення $H_{1\%}$, які попередньо були

встановлені за індивідуальними часовими рядами. Відповідна крива забезпеченості забезпеченостей наводиться на рис. 2. За допомогою цієї кривої встановлено остаточне розрахункове значення $H_{1\%}$, для досліджуваної території, що дорівнює 100мм [7].

Висновки:

1. Характерними особливостями гідрологічного режиму річок досліджуваної території є дощові паводки, які в окремі роки набувають катастрофічних розмірів (особливо на невеликих за площами водозборах).

2. Статистична обробка часових рядів опадів виконувалась із застосуванням методів моментів і найбільшої правдоподібності, а величини різної ймовірності перевищення визначались із використанням біноміального розподілу Пірсона III і трипараметричного гама-розподілу С.М. Крицького і М.Ф. Менкеля.

3. Ураховуючи порівняно короткі ряди спостережень за опадами, здійснене їх уточнення з використанням методу сумісного аналізу, а також кривої забезпеченості забезпеченостей.

4. За добовими максимумами опадів уся територія Півдня України віднесена до одного району що дало змогу для випадку одновідсоткових квантилів добових опадів із застосуванням кривої забезпеченості забезпеченостей обґрунтувати $H_{1\%}$ на рівні 100 мм

Список літератури

1. Пособие по определению расчётных гидрологических характеристик. СНИП 2.01.14-83 – (діючий від 1983 01.01) – Л.: Гидрометеиздат, 1984. – 448 с. 2. *Рождественский А.В.* Статистические методы в гидрологии / А.В. Рождественский, А.И. Чеботарев. – Л.: Гидрометеиздат, 1974. - 423с. 3. Методические рекомендации по оценке однородности гидрологических характеристик и определению их расчетных значений по неоднородным данным. – Санкт-Петербург, 2010. – 162 с. 4. *Крицкий С.Н.* Гидрологические основы управления речным стоком / С.Н. Крицкий, М.Ф. Менкель. – М., 1981. – 254 с. 5. *Лобода Н.С.* Обоснование районирования статистических параметров стока, определяемых по наблюдаемым данным с малой степенью достоверности / Н.С. Лобода, Е.Д. Гопченко // Гідрологія, гідрохімія і гідроекологія. - Т.5. - 2003. - С. 35 -41. 6. *Калинин Г.П.* Проблемы глобальной гидрологии. / Г.П. Калинин – Л.: Гидрометеиздат, 1968. – 376с 7. *Гопченко Є.Д.* Зливові опади на території Півдня України / Є.Д. Гопченко, В.А. Овчарук, Н.С. Кічук // Наук. праці УкрНДГМІ. – 2012. – Вип. 262. – С. 94 – 99 .

Розрахункові характеристики дощових опадів на Півдні України

Кічук Н.С.

Запропоновані нові підходи щодо нормування добових опадів у структурі формул максимального стоку дощових паводків на прикладі річок Півдня України.

Ключові слова: нормативна база, максимальний стік, зливові опади.

Расчетные характеристики дождевых осадков на Юге Украины

Кичук Н.С.

Предложены новые подходы к нормированию суточных осадков в структуре максимального стока дождевых осадков на примере рек Юга Украины.

Ключевые слова: нормативная база, максимальный сток, ливневые осадки.

Expected characteristics of rainfall in the South of Ukraine

Kichuk N.S.

New approaches to normalization of daily rainfall in structure of the maximum runoff of rainfall on the example of the rivers of the South of Ukraine are offered.

Keywords: regulatory base, maximum runoff, storm rainfall.

Надійшла до редколегії 31.10.2014