

УДК 556.16

Н.С. Лобода, д. з. н.

Одеський державний екологічний університет

І.О. Шахман, асп.

Херсонський гідрометеорологічний технікум Одеського державного екологічного університету

МЕТОДИКА РОЗРАХУНКУ РІЧНОГО СТОКУ РІЧОК НИЖНЬОГО ПОДНІПРОВ'Я В УМОВАХ НЕДОСТАТНОСТІ ДАНИХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

Виконано географічне узагальнення статистичних параметрів річного стоку на основі методу сумісного аналізу просторової дисперсії. Побудована методика розрахунків норм річного стоку на основі моделі лінійної множинної регресії.

Ключові слова: *географічне узагальнення, статистичні параметри річного стоку, множинна регресія*

Вступ. Метод географо-гідрологічних узагальнень використовують при недостатній гідрологічній вивченості розрахункового водозбору або при відсутності даних спостережень [6]. Географо-гідрологічні дослідження спрямовані на характеристику осереднених (на різному просторово-часовому рівні) умов формування стоку. Для оцінки статистичних параметрів стоку невивчених, з точки зору вимірювань, водозборів розробляються розрахункові карти ізоліній, районів. Фактори стоку можна розділити на зональні, азональні і інтразональні [8]. Зональні фактори часто називають кліматичними, а азональні та інтразональні – місцевими. Пов'язані з кліматом зональні фактори обумовлюють плавне і безперервне змінювання характеристик стоку, просторове узагальнення яких надається в вигляді карт ізоліній. Інтразональні і азональні фактори зумовлюють дискретність просторового розподілу характеристик стоку, яка при узагальненні знаходить своє відображення в районуванні території, тобто виділенні районів, в межах яких зональні відмінності невеликі, що й дозволяє прийняти єдине значення розрахункового параметра або описати його єдиною розрахунковою залежністю. Азональні фактори пов'язані з розміром, формою і структурою конкретних водозборів і не залежать від географічного положення водозборів [5].

Матеріали та методи досліджень. В гідрологічних розрахунках зазвичай використовується математична модель стоку, яка описує його ймовірнісну або стохастичну природу. Так звані стохастичні моделі базуються на ряді гіпотез, які дозволяють звести розрахунки до статистичної оцінки декількох параметрів моделі (середнє арифметичне, коефіцієнти варіації, асиметрії і автокореляції).

Навіть при тривалих рядах спостережень оцінки окремих параметрів визначаються з великою похибкою, тобто є статистично незначущими. До числа таких параметрів відносяться перш за все коефіцієнти автокореляції $r(1)$ і асиметрії C_s , а також розрахункове співвідношення C_s/C_v .

Недостатня довжина спостережень, яка характерна для більшості річок України, призводить до статистичної нестійкості розрахункових параметрів, що може бути ефективно компенсоване за рахунок додаткової інформації про просторові закономірності розподілу річкового стоку. Для підвищення надійності оцінок таких статистичних параметрів рекомендується виконувати їх просторове узагальнення. За допомогою методу, запропонованого С.М. Крицьким та М.Ф. Менкелем [4], можна обґрунтувати спосіб узагальнення: картування або районування параметрів. Суть

метода зводиться до визначення складових просторової дисперсії σ_{II}^2 будь-якого статистичного параметра A – географічної σ_{Γ}^2 і випадкової σ_B^2 , причому

$$\sigma_{II}^2 = \sigma_{\Gamma}^2 + \sigma_B^2. \quad (1)$$

При цьому повна просторова дисперсія параметра оцінюється за формулою

$$\sigma_{II}^2 = \frac{\sum_{j=1}^k (A_j - A_{CEP})^2}{k-1}, \quad (2)$$

де k – число водозборів, об'єднаних в одну групу; j – порядковий номер водозбору, що розглядається; A_j – індивідуальна оцінка параметра; A_{CEP} – осереднена в межах виділеної групи оцінка параметра.

Випадкова складова просторової дисперсії параметра визначається як середня для групи об'єктів дисперсія вибіркового параметра

$$\sigma_B^2 = \frac{\sum_{j=1}^k \sigma_{Aj}^2}{k}, \quad (3)$$

де σ_{Aj} – середнє квадратичне відхилення індивідуальної оцінки параметра A .

Географічна складова визначається за допомогою зворотного розрахунку з (1)

$$\sigma_{\Gamma}^2 = \sigma_{II}^2 - \sigma_B^2. \quad (4)$$

Якщо виконується умова

$$\frac{\sigma_B^2}{\sigma_{II}^2} > \frac{\sigma_{\Gamma}^2}{\sigma_{II}^2}, \quad (5)$$

то можна зробити висновок, що просторовий розподіл параметра, який досліджується, в більшій мірі визначається випадковими властивостями вибірок, що об'єднуються, і в меншій – зміною фізико-географічних умов за територією. Отже, вибіркові оцінки параметрів можуть бути осереднені в межах території, яка вивчається. Необхідно підкреслити, що якість об'єднання тим вище, чим менше внесок географічної складової в просторову дисперсію параметра. Географічна складова є по суті оцінкою статистичної неоднорідності вихідних матеріалів.

Середнє квадратичне відхилення осередненої у межах виділеної групи оцінки статистичного параметра розраховується за співвідношенням

$$\sigma_{CEP} = \sqrt{\frac{\sigma_B^2}{k} + \sigma_{\Gamma}^2}. \quad (6)$$

Величина $\sigma_{СЕР}$ поряд з умовою (5) також є критерієм якості об'єднання. Осереднена оцінка параметра вважається статистично достовірною, якщо виконується умова [4]

$$A_{СЕР} > 2\sigma_{СЕР}. \quad (7)$$

В ході послідовного об'єднання параметрів можна виявити ряди, статистичні властивості яких відрізняються від властивостей генеральної сукупності: при збільшенні числа об'єднаних об'єктів k (при незначному зростанні географічної складової σ_G^2), дисперсія параметра $\sigma_{СЕР}^2$, осередненого по сукупності, яка об'єднується, відповідно до виразу (6), повинна зменшуватися. "Сплески" в спадній функції $\sigma_{СЕР}^2 = \varphi(k)$ свідчать про те, що параметр k -того ряду стоку в значно більшій мірі, ніж параметри інших рядів, відрізняється від осередненої оцінки. Для таких рядів в наступних розрахунках рекомендується використовувати не осереднену, а уточнену (сумісну) оцінку параметра, за винятком випадків, коли ряд є статистично неоднорідним внаслідок трансформації стоку водогосподарськими перетвореннями.

В гідрологічних розрахунках також використовуються допустимі відносні середні квадратичні похибки $\varepsilon_{ДОП.}$ визначення деякого параметра A . Якщо $\varepsilon_A \leq \varepsilon_{ДОП.}$, то вибіркове значення параметра приймається до розрахунку. Величина ε_A визначається за формулою [6]

$$\varepsilon_A = \frac{\sigma_A}{A} \cdot 100\%, \quad (8)$$

де σ_A – середнє квадратичне відхилення оцінки параметра A .

Наприклад, при визначенні коефіцієнта варіації річного стоку як допустима приймається $\varepsilon_{CV} = 15\%$.

Таким чином, метод С.М. Крицького і М.Ф. Менкеля [4] дозволяє вирішувати задачі географічного узагальнення. Наприклад, задача вибору способу географічного узагальнення може бути вирішена при розгляді умови (5). Якщо ця умова виконується таким чином, що внесок випадкової складової у повну дисперсію параметра перевищує 70%, то як спосіб географічного узагальнення вибирається районування, а якщо не виконується – картування характеристики у вигляді ізоліній, яка досліджується. Визначення ступеня і границь географічного узагальнення може спиратися на виконання умови (7) і аналіз залежності $\sigma_{СЕР}^2 = \varphi(k)$. Збільшення географічної складової повної дисперсії параметра буде тим більш інтенсивним, чим ширше границі узагальнення. З іншого боку, для географічно близьких водозборів схожість умов формування стоку приводить до того, що коливання стоку виявляються синхронними, тобто скорельованими. Як відомо, просторова скорельованість скорочує обсяг тієї додаткової інформації, яка отримується за рахунок географічних узагальнень [7].

В цій роботі також розглядається проблема кількісної оцінки внеску різних факторів у формування структури річного стоку на основі застосування моделі множинної лінійної регресії, за допомогою якої можуть бути враховані різноманітні умови формування річного стоку річок Нижнього Подніпров'я. Для випадку лінійної регресії використовується рівняння вигляду [9]

$$\hat{y}_i = b_1 \hat{x}_1 + b_2 \hat{x}_2 + b_3 \hat{x}_3 \dots + b_k \hat{x}_k, \quad (9)$$

де $\hat{y}_i = y_i - \bar{y}$ – центровані значення предиктанта; $\hat{x}_i = x_i - \bar{x}$ – центровані значення предикторів; $b_1, b_2, b_3, \dots, b_k$ – коефіцієнти множинної регресії; k – число предикторів.

Ідентифікація структури і параметрів рівняння множинної лінійної кореляції проводиться, виходячи з принципу найменших квадратів, тобто

$$S = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \tilde{y}_i)^2 = \min, \quad (10)$$

де \tilde{y}_i – розраховані центровані значення предиктанта.

Коефіцієнти регресії рівняння лінійної регресії розраховуються наступним чином [9]

$$b_j = \frac{\sigma D_{0j}}{\sigma_j D_{00}}, \quad (11)$$

де σ – середнє квадратичне відхилення характеристики y , яка досліджується; σ_j – середнє квадратичне відхилення j -того предиктора; D_{0j} – мінор вихідного визначника розширеної матриці коефіцієнтів кореляції, в якій викреслені перший рядок і стовпець відповідної змінної j , що вказана в мінорі; D_{00} – мінор вихідного визначника розширеної матриці коефіцієнтів кореляції, в якій викреслені перший рядок і перший стовпець.

Елементами вихідного визначника є коефіцієнти парної кореляції між предикторами і коефіцієнти парної кореляції між предиктантом і предикторами.

Середнє квадратичне відхилення $\sigma_{\tilde{y}}$ спостережених даних від розрахованих за рівнянням множинної лінійної регресії може бути визначено за допомогою залежності

$$\sigma_{\tilde{y}} = \sigma \sqrt{1 - R^2}, \quad (12)$$

де R – коефіцієнт множинної лінійної кореляції, який розраховується за рівнянням

$$R = \sqrt{1 - \frac{D}{D_{00}}}, \quad (13)$$

причому D – вихідний визначник розширеної матриці коефіцієнтів кореляції.

Якщо парні коефіцієнти кореляції, які характеризують лінійний зв'язок між двома предикторами, змінюються від -1 до 1 , то повний коефіцієнт кореляції рівняння множинної регресії змінюється від 0 до 1 .

Лінійна залежність відсутня при $r=0$ і $R=0$. У випадку функціональної залежності – $r=\pm 1,0$, $R=1,0$. Чим більше коефіцієнт множинної кореляції, тим більшою мірою адекватності характеризується модель множинної регресії.

Певну проблему при побудові моделі множинної регресії складає вибір оптимальних предикторів, які відображають вплив основних стокоформуєчих

факторів. Збільшення числа предикторів далеко не завжди приводить до кращих результатів, оскільки збільшується порядок матриці кореляції. Більш того, серед потенційних предикторів є певна кількість пов'язаних між собою високими кореляційними зв'язками, через що матриця кореляції може стати погано обумовленою. Оскільки її елементами є статистичні оцінки кореляцій, котрі мають похибки, то така властивість матриці кореляцій може привести до значних похибок при оцінках коефіцієнтів регресії і, як наслідок, до погіршення якості прогностичних моделей. Щоб уникнути перелічених проблем, із множини потенційних предикторів добирають ті, які виявляються статистично значущими. Видбір числа оптимальних предикторів називають операцією “просіювання”. В даній роботі використано метод “просіювання” за допомогою часткових коефіцієнтів кореляції [9].

Метою статті є обґрунтування способу географічних узагальнень для параметрів побутового стоку та визначення основних факторів формування структури полів річного стоку річок Нижнього Подніпров'я в умовах недостатності даних спостережень.

Результати досліджень та їх аналіз. До сумісного аналізу залучалися статистичні параметри, розраховані як за методом моментів, так і за методом найбільшої правдоподібності. На першому етапі просторового узагальнення була прийнята гіпотеза відносно спільності не тільки кривої розподілу, а й окремих параметрів розподілу. Установлено, що просторовий розподіл таких параметрів як коефіцієнти варіації C_v , асиметрії C_s і відношення C_s / C_v у більшій мірі визначається випадковими властивостями вибірок, що об'єднуються, і в меншій – зміною фізико-географічних умов за територією, що досліджується (табл. 1). Вибіркові оцінки параметрів можуть бути осереднені в межах Нижнього Подніпров'я. Виключення становить середньобогаторічна величина річного стоку, для якої внесок географічної складової у просторову дисперсію цієї характеристики наближається до 100%.

Для визначення коефіцієнта варіації невивчених річок Нижнього Подніпров'я може бути рекомендоване значення $C_{v_{сеп}} = 0,60$. Внесок випадкової складової у повну дисперсію цього параметра перевищує 60%, а відносне середньоквадратичне відхилення осередненого параметра $\varepsilon_{C_{v_{сеп}}}$ нижче 7%. Необхідно відмітити, що при узагальненні коефіцієнтів варіації, які були визначені методом моментів, прийшлося відмовитися від приєднання до угруповання водозбору р. Інгулець – с. Олександростепанівка внаслідок отримання неприйнятних результатів. Відмінність значення C_v для цього водозбору ($C_v = 0,93$) пояснюється значним впливом господарської діяльності [2]. Коефіцієнт асиметрії може бути заданим для усіх водозборів рівним 1,3, а відношення C_s / C_v рекомендується приймати рівним 2 при 100 % внеску випадкової складової у його просторову дисперсію (табл. 1). Підкреслимо, що внесок географічної складової в просторову дисперсію мінімальний для усіх розглянутих статистичних параметрів (від 0 до 17,3 %), що свідчить про якість об'єднання параметрів C_v , C_s , C_s / C_v .

Ефективність такого просторового узагальнення контролювалася за допомогою аналізу відносних середніх квадратичних похибок (8) визначених параметрів і виконання умови (7) (табл. 1). Тому можна дійти висновку, що осереднені оцінки усіх параметрів можуть бути визнані статистично достовірними. Таким чином, в результаті узагальнення був отриманий один статистично однорідний район, в межах якого можливо використовувати одночасно осереднені коефіцієнти варіації, асиметрії і відношення C_s / C_v .

Що стосується аналізу коефіцієнтів автокореляції, то найбільш відомим є групове їх об'єднання за різними районами СРСР,

Таблиця 1 – Результати об'єднання статистичних параметрів річного стоку Нижнього Подніпров'я

№ п/п	Статистичний параметр		Оцінка параметрів, які розраховані за методом	
			моментів	найбільшої правдоподібності
1	\bar{Y} , мм	$\bar{Y}_{сер}$, мм	об'єднання неможливе	об'єднання неможливе
2	C_v	$C_{vсер}$	0,60	0,62
		$\varepsilon_{C_vсер}$, %	3,96	6,29
		σ_B^2	100	82,7
		$2\sigma_{C_vсер}$	0,04	0,08
3	C_s	$C_{sсер}$	1,24	1,42
		$\varepsilon_{C_sсер}$, %	19,1	15,8
		σ_B^2	100	100
		$2\sigma_{C_sсер}$	0,48	0,44
4	C_s / C_v	$(C_s / C_v)_{сер}$	1,94	2,29
		$\varepsilon_{(C_s / C_v)сер}$, %	19,8	23,4
		σ_B^2	100	100
		$2\sigma_{(C_s / C_v)сер}$	0,76	1,08
5	$r(1)$	$r(1)_{сер}$	0,10	0,10
		$\varepsilon_{r(1)сер}$, %	127	127
		σ_B^2	55,1	55,1
		$2\sigma_{r(1)сер}$	0,24	0,24
6	р. Інгул р. Кодима р. Чорний Ташлик	$r(1)_{сер}$	0,16	0,16
		$\varepsilon_{r(1)сер}$, %	34,5	34,5
		σ_B^2	100	100
		$2\sigma_{r(1)сер}$	0,11	0,11
7	$r(1)$ р. Інгулець	$r(1)_{сер}$	об'єднання неможливе	об'єднання неможливе

яке було виконано А.В. Рождественським і включено до СНіП 2.01.14-83. Згідно цього районування, для території України і Молдови рекомендовано загальний коефіцієнт автокореляції $r(1)=0,22$. Установлена обернена залежність коефіцієнта $r(1)$ від норми річного стоку, однак при цьому відмічається, що значний вплив на корельованість рядів річного стоку можуть чинити такі місцеві фактори як заболоченість, озерність, карст.

Наступні етапи просторового узагальнення коефіцієнтів автокореляції були виконані для території України М.В. Болговим, Н.С. Лободою, Н.Н. Ніколаєвичем [1]. Безпосередньо для Нижнього Подніпров'я таке районування не виконувалось.

Установлено, що для цього району осереднене значення коефіцієнта автокореляції $r(1)$ дорівнює 0,1. При виділенні підрайону для річок Інгул, Кодима, Чорний Ташлик отримане середнє значення коефіцієнта автокореляції становить 0,16. Що стосується річки Інгулець, то об'єднання коефіцієнтів автокореляції у межах її басейну неможливе (табл. 1). Це можна пояснити потужним впливом таких факторів як господарська діяльність та розповсюдження карсту, через що коефіцієнти автокореляції водозборів басейну річки Інгулець значно відрізняються один від одного. Отримані результати дозволяють зробити висновок про належність розглядуваної території з погляду особливостей просторового розподілу статистичних параметрів до Причорномор'я [5].

Оскільки осереднення такого статистичного параметру як норма річного стоку у межах Нижнього Подніпров'я неможливе, необхідно розробити методику, яка б дозволяла визначати норму річного стоку \bar{Y} при відсутності чи недостатності даних спостережень. В роботі був проведений аналіз норм побутового, тобто розрахованого за даними спостережень, стоку та виконаний добір оптимальних предикторів на основі моделі множинної лінійної регресії із застосуванням методу "просіювання" предикторів за допомогою частинного коефіцієнта кореляції [9]. Для водозборів Нижнього Подніпров'я із множини потенційних предикторів (умовні координати водозбору – довгота x та широта φ , площа водозбору F ; середня висота водозбору $H_{\text{сеп}}$, лісистість $f_{\text{л}}$, заболоченість $f_{\text{б}}$, озерність $f_{\text{оз}}$) добиралися ті, які виявлені як статистично значущі при застосуванні методу покрокової регресії. В результаті проведених досліджень були отримані наступні емпіричні залежності:

$$\bar{Y} = 1,19(\varphi - 32) + 41,8; \quad r = 0,600, \quad (14)$$

$$\bar{Y} = 1,67(\varphi - 32) + 6,92 \lg(F + 1) + 19,3; \quad R = 0,669, \quad (15)$$

де r – коефіцієнт парної кореляції; R – коефіцієнт множинної лінійної регресії.

Отримані залежності дозволяють зробити висновки, що на просторовий розподіл норми річного стоку впливає широтне положення водозборів та їх площа. Чим більша площа водозбору, тим більша кількість водоносних горизонтів дронується, і відповідно зростає сумарна величина стоку. Зростання норм стоку із широтою пов'язане зі збільшенням загальної зволоженості території. Порівняно низькі значення коефіцієнтів кореляції свідчать про те, що просторовий розподіл побутового стоку обумовлений не тільки географічними факторами, але й антропогенним впливом.

Висновки і перспективи подальших досліджень. Виконано географічне узагальнення статистичних параметрів річного стоку Нижнього Подніпров'я, розрахованих за даними спостережень. Обґрунтовано спосіб узагальнення: для норм річного стоку рекомендовано використання карти ізолій або розрахункової залежності норм річного стоку від широти місцевості, для інших статистичних параметрів запропоновані осереднені у межах розглядуваної території значення. Зроблено висновок про суттєвий вплив водогосподарської діяльності на значення статистичних параметрів річного стоку. У подальших дослідженнях необхідно проводити розмежування між природним та побутовим стоком. Для визначення норм природного річного стоку більш доцільним можна визнати застосування норм так званого кліматичного стоку, розрахованого за рівнянням водно-теплового балансу по

метеорологічних даних [3]. Для визначення характеристик побутового стоку передбачається математичне моделювання рядів побутового стоку при різних рівнях водогосподарських перетворень на водозборах.

Список літератури

1. Болгов М.В., Лобода Н.С., Николаевич Н.Н. Пространственное обобщение параметров внутрирядной связности рядов годового стока // Метеорология и гидрология. – 1993. – №7. – С. 83-91.
2. Гопченко Е.Д., Лобода Н.С. Водные ресурсы северо-западного Причерноморья (в естественных и нарушенных хозяйственной деятельностью условиях). –Київ: КНТ. – 2005. – 188 с.
3. Гопченко Е.Д., Лобода Н.С., Шахман І.О. Оцінювання природних водних ресурсів Нижнього Подніпров'я за метеорологічними даними // Метеорологія, кліматологія, гідрологія. – 2005. – № 49. – С. 485-496.
4. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. Гидрологические основы управления речным стоком. – М. Наука, 1981. – 235 с.
5. Лобода Н.С. Расчёты и обобщения характеристик годового стока рек Украины в условиях антропогенного влияния. – Одесса: Экология, 2005. – 208 с.
6. Пособие по определению расчетных гидрологических характеристик. – Л.: Гидрометеиздат, – 1984. – 447 с.
7. Рождественский А.В., Ежов А.В., Сахарюк А.В. Оценка точности гидрологических расчетов. – Л.: Гидрометеиздат, 1990. – 276 с.
8. Соколов А.А. О зональных и интразональных факторах стока: Сб. работ по гидрологии. – Л.: Гидрометеиздат, 1961. – № 2. – С. 38-43.
9. Школьный С.П., Лоева І.Д., Гончарова Л.Д. Обробка та аналіз гідрометеорологічної інформації: навчальний підручник. – К.: Міністерства України, 1999. – 600 с.

Методика расчёта годового стока рек Нижнего Приднепровья в условиях недостаточности данных наблюдений. Лобода Н. С., Шахман И. А.

Выполнено географическое обобщение статистических параметров годового стока на основе метода совместного анализа пространственной дисперсии. Разработана методика расчётов норм годового стока на основе модели линейной множественной регрессии.

Ключевые слова: географическое обобщение, статистические параметры годового стока, множественная регрессия

Methods of calculation of stream flow of Low Pridneproviya for lack of data of stream gauging. Loboda N.S., Shakhman I.O.

Geographic generalization of statistical parameters of annual runoff was selected on the base of joint analysis of spatial dispersion. Method of calculation was work out of normal annual runoff on the base multiplicand linear regression model.

Key words: geographic generalization, statistical parameters of annual runoff