DOI: <https://doi.org/10.17721/2306-5680.2021.3.2>

УДК 556.048

Москаленко С.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ОЦІНКА ПРОСТОРОВИХ ВЗАЄМОЗВ'ЯЗКІВ СЕРЕДЬНОГО РІЧНОГО СТОКУ ВОДИ РІЧОК В МЕЖАХ ПРАВОБЕРЕЖЖЯ ПРИП'ЯТІ

Оцінювання просторових взаємозв'язків будь-якого елементу стоку води річок чи метеорологічних показників певної території спирається на застосування просторової кореляційної функції. Метою представленої дослідження – побудувати таку функцію для середнього річного стоку води річок правобережної частини басейну Прип'яті та встановити територіальні закономірностей його взаємозв'язків. Вихідними даними слугували ряди спостереження за середніми річними витратами води на 11 річках, які виявилися репрезентативними та однорідними. За проведеними розрахунками отримано дві матриці - кореляційна матриця середнього річного стоку води річок та матриця відстаней між центрами тяжіння їх басейнів, на основі яких побудована просторова кореляційна функція середнього річного стоку води річок для території Прип'яті в межах України. Найбільша кількість спільних років спостережень при визначенні коефіцієнтів кореляції складала 70 років, найменша – 52. Отримане рівняння регресії просторової кореляційної функції оцінено на точність та однорідність. Встановлено, що коефіцієнти парної кореляції зі збільшенням відстані між центрами річкових басейнів зменшуються. Значний просторовий взаємозв'язок середнього річного стоку води річок для території Прип'яті в межах України з коефіцієнтами кореляції більше 0,75 спостерігається на відстані до 100 км між ними. Задовільна територіальна кореляція з коефіцієнтом в межах від 0.60 до 0.75 - на відстані між ними до 100-150 км.

Ключові слова: стік води, центри тяжіння річкових водозборів, кореляційна матриця, матриця відстаней, просторова кореляційна функція, річки басейну правобережжя Прип'яті.

Вступ. Кореляційні зв'язки та кореляційні функції для встановлення різного роду часових та просторових причинно-наслідкових залежностей між елементами метеорологічного та гідрологічного режиму широко застосовуються в інженерній гідрології. Кореляція представляє собою частинну форму вираження статистичних зв'язків. Оцінювання просторових взаємозв'язків будь-якого елементу стоку води річок чи певних метеорологічних показників досліджуваної території спирається на застосування просторової кореляційної функції. За її допомогою можна вирішити багато завдань гідрологічних розрахунків та прогнозів. Це й просторова інтерполяція гідрометеорологічних характеристик, оптимізація метеорологічної або гідрологічної мережі спостережень. Також такі функції бувають корисними при аналізі просторової специфіки водного режиму річок, виявлення синхронності і асинхронності мінливості стоку води річок певної території. З важливих завдань гідрологічних розрахунків та прогнозів, що вирішуються з застосуванням просторової кореляційної функції – приведення наявних коротких рядів річного стоку до тривалого багаторічного періоду, вибір річок-аналогів для встановлення зв'язків між значеннями статистичних параметрів на об'єкті, відносно якого виконується операція приводки тощо.

Мета даного дослідження – оцінювання просторових взаємозв'язків середнього річного стоку води річок басейну р. Прип'ять (в межах України) за допомогою просторової кореляційної функції.

Аналіз попередніх досліджень. У процесі розвитку математичної статистики і теорії ймовірностей як науки можна умовно виділити три етапи: перший, який пов'язаний з поняттям випадкової події, другий – з поняттям випадкової величини, а третій – випадкової функції. Початок першого етапу відноситься до середини XVII ст., другого – до середини XIX ст., а третього – до 20-30 рр. XX століття. Теорія випадкових процесів виникла та розвивається далі внаслідок практичної необхідності математичного моделювання реальних процесів різної природи. Спочатку просторові кореляційні функції, в основному,

ISSN:2306-5680 **Hydrology, Hydrochemistry and Hydroecology. 2021. № 3 (61)**

використовувалися для оцінки синхронності і асинхронності стоку води великих річок [2, 4-5, 10, 14]. На теперешний час тривалість спостережень на гідрологічних постах у світі зростає і такі дослідження продовжуються [11-13]. Використання просторових кореляційних функцій з оцінкою їх однорідності в цілях просторової інтерполяції показано в роботах [1, 8]. Просторові кореляційні функції також широко застосовуються для обґрунтування збереження та оптимізації базової мережі гідрометеорологічних спостережень України та інших країн.

Вихідні дані та методи дослідження. Річка Прип'ять належить до числа великих річок України, найбільша за площею басейну, довжиною і водністю права притока Дніпра. Прип'ять є транскордонною річкою. На українську частину басейну припадає більша частина (57%) від загальної площі басейну Прип'яті – 65150 км² й це в основному території водозборів правобережних приток (найбільші з них Вижівка, Турія, Стохід, Стир, Горинь зі Случчю, Уборть та ін.). Білоруська частина басейну Прип'яті (43% від загальної площі) – це лівобережні притоки (найбільші – річки Ясельда, Случ (північна), Птич, Бобрик, Ореса та ін.) [6]. Територія правобережжя має загальний похил на північ у бік самої Прип'яті. Характерними фазами водного режиму Правобережжя Прип'яті є весняне водопілля, літньо-осіння та зимова межень. Тут також сприятливі умови для формування дощових паводків у межах Волинської та Подільської височин і на Поліській низовині (Львівська, Волинська, Рівненська й Житомирська області). Тому небезпечні ситуації виникають на цій території як при проходженні весняного водопілля, так і під час паводків [7].

Вихідними даними для побудови просторової кореляційної функції стоку води в межах української частини басейну р. Прип'яті слугували величини середніх річних витрат води річок, що розташовані всередині досліджуваної території і які вимірювалися в замикальних гідрометричних створах (табл. 1).

Таблиця 1. Вихідні дані для побудови просторової кореляційної функції середнього річного стоку води для басейну р. Прип'яті в межах України

Річка – гідрологічний пост	Площа басейну, км ²	Період спостереження за стоком	Тривалість спостереження	Коефіцієнт варіації, C_v	Відносне значення середньої квадратичної похибки, σ_n %
Припять - Річиця	2210	1962-2015	54	0,65	8,9
Вижівка – Ст. Вижівка	722	1946-2015	70	0,43	5,2
Турія - Ковель	1480	1946-2015	70	0,51	6,1
Стохід - Любешів	2970	1961-2015	55	0,37	5,0
Стир - Луцьк	7200	1946-2015	70	0,27	3,2
Горинь - Деражне	9160	1958-2015	58	0,26	3,4
Случ - Сарни	13300	1946-2015	70	0,45	5,4
Тня - Броники	982	1946-2015	70	0,55	6,6
Уборть - Перга	2880	1954-2015	62	0,46	5,9
Уж - Коростень	1450	1946-2015	70	0,55	6,6
Норинь - Славенщина	804	1964-2015	52	0,58	8,0

Ряди спостереження на досліджуваних річках є репрезентативними, відносні значення середньої квадратичної похибки (σ_n , %) не перевищує 10 % [7]. (табл.1).

Для перевірки однорідності рядів спостережень за середньорічним стоком води на досліджуваних річках басейну Прип'яті застосовували параметричні критерії: критерій t-Стюдента, який визначає статистичну значимість різниць середніх значень двох вибірок та критерій F-Фішера – рівності двох дисперсій [9]. Гіпотези про однорідність рядів спостережень перевірено за рівнями значущості 5 % та 1 % (табл.2). Якщо брати за основу аналізу однорідності рівень значимості 1 % (що є прийнятним в гідрології) з розширеною довірою областю у порівнянні з результатами за 5% рівнем значимості, то розходження у середніх значеннях середніх річних витрат води двох вибірок для всіх досліджуваних річок є статистично незначущими, тобто ряди однорідні. Щодо рівності двох дисперсій, то ряди

даних за 1% рівнем значимості на 91% є однорідними. Неоднорідними за критерієм Фішера виявилися лише середні річні витрати води на р. Прип'ять – Річиця (табл. 2).

Таблиця 2. Перевірка статистичних гіпотез на однорідність за параметричними критеріями даних спостережень за середнім річним стоком на річках правобережжя Прип'яті за 5% рівнем значимості

	Річка – гідрологічний пост	Прип'ять - Річиця	Вижівка – Ст. Вижівка	Турія - Ковель	Стохід - Любешів	Стир - Луцьк	Горинь - Деражне	Случ - Сарни	Тяч - Броники	Уборть - Перга	Уж - Коростень	Норинь - Славенщина
критерій Ст'юдента	За рівнем значущості 5%											
	розрахована статистика t	1,35	1,56	0,33	1,35	0,89	1,66	0,86	0,02	0,69	1,23	2,63
	аналітичне значення статистики ta	2,01	2,00	2,00	2,01	2,00	2,01	2,00	2,00	2,00	2,00	2,01
	Результат перевірки (+/-)*	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-
	За рівнем значущості 1%											
	аналітичне значення статистики ta	2,68	2,66	2,66	2,68	2,66	2,68	2,66	2,66	2,67	2,66	2,68
	Результат перевірки (+/-)*	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Критерій Фішера	За рівнем значущості 5%											
	розрахована статистика F	6,03	1,66	1,08	1,71	1,11	2,42	1,17	1,60	1,67	2,46	2,69
	аналітичне значення статистики Fa	2,23	2,08	2,08	2,21	2,08	2,19	2,08	2,08	2,16	2,08	2,25
	Результат перевірки (+/-)	-	+	+	+	+	-	+	+	+	-	-
	За рівнем значущості 1%											
	аналітичне значення статистики Fa	2,68	2,64	2,64	2,87	2,64	2,89	2,64	2,64	2,77	2,64	2,94
	Результат перевірки (+/-)	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+

Примітка: * +- однорідні, -- неоднорідні.

Для розрахунку просторових кореляційних функцій будь-якого елемента гідрологічного режиму необхідно визначити наступні статистичні параметри та величини [8-9, 11]:

–середнє арифметичне значення (норми) досліджуваного елемента гідрологічного режиму для всіх рядів спостережень

$$\bar{x}_j = \sum_{i=1}^{n_j} x_j / n_j, \quad (1)$$

де n_j - об'єм інформації, що відповідає j -тому гідрологічному посту спостережень x_j ;

–середні квадратичні відхилення елементу гідрологічного режиму для всіх рядів спостережень

$$\sigma_j = \sqrt{\sum_{i=1}^{n_j} (x_j - \bar{x}_j)^2 / n_j}, \quad (2)$$

–коефіцієнти парної кореляції за сумісні періоди спостережень для всіх досліджуваних рядів

$$r_{jk} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{kj}} (x_{ik} - \bar{x}_k) \cdot (x_{ij} - \bar{x}_j)}{\sigma_k \cdot \sigma_j \cdot n_{kj}}, \quad (3)$$

де n_{kj} - кількість сумісних років спостережень між j та k -тим постом спостережень;

–відстані між центрами тяжіння річкових басейнів.

Результати дослідження. На основі проведених розрахунків було отримано дві матриці - кореляційна матриця середнього річного стоку води річок басейну Прип'яті в межах України та матриця відстаней між центрами їх басейнів.

Кореляційна матриця – це квадратна за розміром таблиця коефіцієнтів парної кореляції між змінними, де на перетині i -го рядка та j -го стовпчика матриці знаходиться коефіцієнт кореляції між заданими характеристиками. Матриця є симетричною щодо головної діагоналі. На діагоналі матриці між одними і тими ж характеристиками стоять значення кореляції, що дорівнюють 1. Всі інші елементи кореляційної матриці за абсолютним значенням повинні не перевищують 1.

Кореляційна матриця середнього річного стоку води річок правобережжя Прип'яті показує та узагальнює зв'язки цього стоку між всіма пунктами гідрологічних спостережень на річках в межах досліджуваного басейну (табл.3).

Таблиця 3. Просторова кореляційна матриця (r) середнього річного стоку води річок басейну Прип'яті в межах України

Річка – гідрологічний пост	Прип'ять - Річиця	Вижівка – Ст.Вижівка	Турія - Ковель	Стохід - Любешів	Стир - Луцьк	Горинь - Деражне	Случ - Сарни	Тня - Броніки	Уборть - Перга	Уж - Коростень	Норинь - ..Славенщина
Прип'ять - Річиця	1,00	0,87	0,76	0,74	0,68	0,60	0,48	0,35	0,33	0,30	0,17
Вижівка – Ст. Вижівка	0,87	1,00	0,88	0,76	0,73	0,56	0,60	0,32	0,49	0,44	0,24
Турія - Ковель	0,76	0,89	1,00	0,80	0,81	0,53	0,64	0,36	0,44	0,42	0,31
Стохід - Любешів	0,74	0,76	0,76	1,00	0,69	0,56	0,60	0,40	0,47	0,27	0,31
Стир - Луцьк	0,68	0,76	0,79	0,68	1,00	0,75	0,70	0,44	0,40	0,49	0,35
Горинь - Деражне	0,6	0,55	0,50	0,55	0,73	1,00	0,80	0,68	0,59	0,65	0,45
Случ - Сарни	0,47	0,57	0,57	0,59	0,63	0,81	1,00	0,72	0,82	0,77	0,68
Тня - Броніки	0,35	0,47	0,42	0,40	0,45	0,67	0,87	1,00	0,77	0,80	0,53
Уборть - Перга	0,32	0,42	0,39	0,45	0,37	0,59	0,81	0,83	1,00	0,82	0,54
Уж - Коростень	0,3	0,39	0,32	0,26	0,41	0,64	0,73	0,90	0,82	1,00	0,38
Норинь - Славенщина	0,17	0,24	0,31	0,31	0,35	0,45	0,68	0,53	0,54	0,38	1,00

Для створення другої матриці, були визначені відстані між центрами тяжіння досліджуваних басейнів. Центр тяжіння певного річкового басейну – це точка, рівновіддалена від вододільної лінії. Для визначення центрів тяжіння досліджуваних водозборів та, власне, виділення річкових басейнів, що представлені на рис. 1 використана географічна інформаційна система QGIS 3.12.0 з відкритим кодом та модулі Grass GIS: “r.watershed”, які формують набір карт із зазначенням напрямків схилів, дренажу та інших характеристик, а також модуль “r.water.outlet”, який генерує басейн водозбору по замикальному створу, використовуючи карти напрямку дренажу та координати замикального створу.

Для створення цифрової моделі рельєфу (ЦМР) був використаний набір відкритих даних STRM (Shuttle Radar Topography Mission), міжнародного дослідницького проекту, основна мета якого створення ЦМР Землі за допомогою радарної топографічної зйомки її поверхні. Для визначення центрів тяжіння досліджуваних водозборів використовували модуль «середні координати», який обчислює точковий шар із центром маси геометрій у водозборах.

Відстані між встановленими центрами тяжіння виділених басейнів визначені за допомогою модулю «матриця відстаней», що створює таблицю, яка містить матрицю, з відстанями між усіма точками досліджуваного шару – у нашому випадку точки – це координати центрів тяжіння басейнів.

Проект виконаний у системі координат WGS 84 (EPSG:4326).

Результати ГІС-обробки тематичних шарів, їх аналізу та розрахунків відстаней представлені на рис. 1 та узагальнені у табл. 4.

Рис. 1. Карта річкових басейнів Прип'яті в межах України та їх центри тяжіння

Таблиця 4. Матриця відстаней між центрами тяжіння басейнів (L , км) правобережжя Прип'яті

	Припять - Річиця	Вижівка - Ст. Вижівка	Турія - Ковель	Стохід - Любешів	Стир - Луцьк	Горинь - Деражне	Случ - Сарни	Тня - Броники	Уборть - Перга	Уж - Коростень	Норинь - Славенщин
Припять - Річиця	0	19	55	67	144	191	232	287	244	284	304
Вижівка - Ст. Вижівка	19	0	40	70	129	180	226	282	244	282	306
Турія - Ковель	55	40	0	62	89	142	192	251	219	255	285
Стохід - Любешів	67	70	62	0	120	144	172	223	177	218	238
Стир - Луцьк	144	129	89	120	0	70	136	200	194	217	263
Горинь - Деражне	191	180	142	144	70	0	68	131	138	153	205
Случ - Сарни	232	226	192	172	136	68	0	64	81	86	142
Тня - Броники	287	282	251	223	200	131	64	0	71	40	100
Уборть - Перга	244	244	219	177	194	138	81	71	0	44	69
Уж - Коростень	284	282	255	218	217	153	86	40	44	0	61
Норинь - Славенщина	304	306	285	238	263	205	142	100	69	61	0

Використовуючи результати розрахунків матриць парної кореляції та відстаней між центрами їх басейнів, отримали просторову кореляційну функцію ($r = f(L)$) середнього річного стоку води річок для території Прип'яті в межах України (рис. 2).

Рис. 2. Просторова кореляційна функція ($r = f(L)$) середнього річного стоку води річок для території Прип'яті в межах України

Отримане на основі емпіричних даних рівняння лінійної регресії може використовуватися як розрахункова формула. Проте, це можливо в тому випадку, якщо дане рівняння забезпечує необхідну точність розрахунку, є надійним. Як бачимо з рис. 2, емпіричні точки в полі координат r і L розташовуються певною полоскою. Розсіювання коефіцієнтів у полі координат може бути обумовлено різними причинами, з яких – обмеженістю прийнятих в розрахунок вибірок, невеликими кількостями спільних років спостережень при визначенні коефіцієнтів кореляції тощо. Просторова кореляційна функція $r = f(L)$ середнього річного стоку води річок для території Прип'яті в межах України побудована на основі 55-ти коефіцієнтів парної кореляції, що отримано по 11-ти рядам спостережень. Найбільша кількість спільних років спостережень при визначенні коефіцієнтів кореляції складає 70 років, найменша – 52.

Рис. 3. Просторова кореляційна функція ($r = f(L)$) річного стоку води річок правобережжя Прип'яті у вигляді осереднених коефіцієнтів кореляції в межах 50 кілометрових діапазонів відстаней

Для оцінки точності отриманого рівняння регресії та оцінки однорідності просторової кореляційної функції середнього річного стоку води річок для території Прип'яті в межах України зроблено градація відстаней між центрами тяжіння з кроком 50 км ($\Delta L = 50$ км), визначено середні коефіцієнти кореляції (рис. 3) та розраховано стандартна похибка рівняння лінійної регресії σ_r для кожного

виділеного діапазону відстаней (табл. 5).

Таблиця 5. Середні значення коефіцієнтів парної кореляції та стандартні похибки рівняння лінійної регресії ($\pm\sigma_r$, $\pm2\sigma_r$, $\pm3\sigma_r$) просторової кореляційної функції середнього річного стоку води річок для правобережжя Прип'яті

Градації відстаней з кроком $\Delta L=50$ км	Середні значення коефіцієнтів парної кореляції для кожної ΔL	Стандартна похибка рівняння лінійної регресії для кожної ΔL		
		$\pm\sigma_r$	$\pm2\sigma_r$	$\pm3\sigma_r$
0-50	0,84	0,03	0,06	0,09
51-100	0,74	0,07	0,14	0,21
101-150	0,65	0,06	0,12	0,18
151-200	0,54	0,08	0,16	0,24
201-250	0,42	0,09	0,18	0,27
251-300	0,35	0,05	0,1	0,15
300-350	0,21	0,04	0,08	0,12

Зіставляючи середні значення коефіцієнтів парної кореляції для кожного діапазону відстаней з фактичними в межах кожного діапазону просторової кореляційної функції середнього річного стоку води річок для правобережжя Прип'яті та знаючи $\pm\sigma_r$, $\pm2\sigma_r$, $\pm3\sigma_r$, зафіксовано, що 72% точок попадають в межі $\pm\sigma_r$ і всі 100 % - в межі $\pm2\sigma_r$. Тобто, можна стверджувати, отримане рівняння регресії просторової кореляційної функція ($r = f(L)$) середнього річного стоку води річок для території Прип'яті в межах України є досить точним та однорідним.

Висновки. На основі проведених розрахунків двох матриць (кореляційної матриці стоку води річок та матриці відстаней між центрами їх басейнів) отримана просторова кореляційна функція ($r = f(L)$), яка показує просторові взаємозв'язки середнього річного стоку води річок басейну Прип'яті в межах України. Встановлено, що коефіцієнти парної кореляції зі збільшенням відстані між центрами річкових басейнів зменшуються. Значна просторова кореляція ($r \geq 0,75$) середнього річного стоку води річок спостерігається на відстані до 100 км між ними. Задовільна кореляція (при $r = 0.60-0.75$) - на відстані до 100-150 км.

Список літератури

1. Алексеев Г.А. Объективные методы выравнивания и нормализации корреляционных связей. Ленинград: Гидрометеиздат, 1971. 363 с.
2. Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). Труды ЛГМИ, 1968. Вып. 28. С. 46-59.
3. Вишневський В.І., Косовець О.О. Гідрологічні характеристики річок України. К.: Ніка-Центр, 2003. 326 с.
4. Калинин Г. П. Давыдова А. И. Исследование циклических колебаний стока рек северного полушария. В кн.: Многолетние колебания стока и вероятностные методы его расчета. Москва: Изд. МГУ, 1967. С. 35-44.
5. Калинин Г. П. Проблемы глобальной гидрологии. Ленинград: Гидрометеиздат, 1968. 377 с.
6. Мониторинг, использование и управление водными ресурсами бассейна р. Припять / [Апацкий А.Н., Афанасьев С.А., Бабич Н.Я. и др.]; под ред. М.Ю. Калинина и А.Г. Ободовского. Минск: Белсенс, 2003. 269 с.
7. Москаленко С.О. Гідрометеорологічні умови та багаторічні характеристики дощового паводків на річках Правобережжя Прип'яті. Гідрологія, гідрохімія і гідроекологія, 2010. Т. 18. С. 125-133.
8. Рождественский А. В., Чеботаев А. И. Статистические методы в гидрологии. Ленинград: Гидрометеиздат, 1974. С. 316-455.
9. Сикан А. В. Методы статистической обработки гидрометеорологической информации. Учебник. СПб.: изд. РГГМУ, 2007. с.136-167.
10. Сомов Н.В. Асинхронность колебаний стока крупных рек СССР. Метеорология и гидрология, 1963. №5, с. 14-21.
11. Moskalenko S. O., Malytska L. V. Spatial correlation function of the mean annual water runoff of the river of Ukraine. Conference Proceedings, Geoinformatics: Theoretical and Applied Aspects 2020, 2020(1), 1–5. DOI: <https://doi.org/10.3997/2214-4609.2020geo119>.

12. *Probst J, Tardy Y.* Long range streamflow and world continental runoff fluctuation since the beginning of this century. *Journal of Hydrology*, 94, 1987. pp.289-311.
13. *Rao AR., Hamed K.* Multi-taper method of analysis of periodicities in hydrologic data. *Journal of Hydrology*, 2003. 279, 125-143.
14. *Williams GR.* Cyclical variations in the worldwide hydrological data. *Journal of the Hydraulics Division, ASCE*, 1961. № 6. pp. 71-88.

References

1. *Alekseev G.A.* Ob"ektivnye metody vyравnivaniya i normalizacii korrelyacionnyh svyazej [Objective methods of alignment and normalization of correlations]. Leningrad: Gidrometeoizdat, 1971. 363 s.
2. *Alekhin YU. M.* Mnozhestvennoe linejnoe ekstrapolirovanie makroprocesov (dinamiko-statisticheskij metod prognozirovaniya) [Multiple linear extrapolation of macroprocesses (dynamic-statistical forecasting method)]. *Trudy LGMI*, 1968. Vyp. 28. S. 46-59.
3. *Vyshnevs'kyj V.I., Kosovets' O.O.* Hidrolohichni kharakterystyky richok Ukrainy. K.: Nika-Tsentr, 2003. 326 s.
4. *Kalinin G. P. Davydova A. I.* Issledovanie ciklicheskih kolebanij stoka rek severnogo polushariya. V kn.: *Mnogoletnie kolebaniya stoka i veroyatnostnye metody ego rascheta* [Research of cyclical fluctuations of river runoff in the northern hemisphere. In the book: Long-term runoff fluctuations and probabilistic methods for its calculation]. Moskva: Izd. MGU, 1967. S. 35-44.
5. *Kalinin G. P.* Problemy global'noj gidrologii [Problems of global hydrology]. Leningrad: Gidrometeoizdat, 1968. 377 s.
6. Monitoring, ispol'zovanie i upravlenie vodnymi resursami bassejna r. Pripyat' [Monitoring, use and management of water resources of the river. Pripyat'] / [Apackij A.N., Afanas'ev S.A., Babich N.YA. i dr.]; pod red. M.YU. Kalinina i A.G. Obodovskogo. Minsk: Belsens, 2003. 269 s.
7. *Moskalenko S.O.* Hidrometeorologichni umovy ta bahatorichni kharakterystyky doschovoho pavodkiv na richkakh Pravoberezhzhia Pryp'iaty [Hydrometeorological conditions and long-term characteristics of rain floods on the rivers of the Right Bank of Pripyat']. *Hidrolohiiia, hidrokhimiiia i hidroekologiiia*, 2010. T. 18. S. 125-133.
8. *Rozhdestvenskij A. V., Chebotaev A. I.* Statisticheskie metody v gidrologii [Statistical methods in hydrology]. Leningrad: Gidrometeoizdat, 1974. S. 316-455.
9. *Sikan A. V.* Metody statisticheskoy obrabotki gidrometeorologicheskoy informacii. Uchebnik [Methods of statistical processing of hydrometeorological information. Textbook]. SPb.: izd. RGGMU, 2007. s.136-167.
10. *Somov N.V.* Asinhronnost' kolebanij stoka krupnyh rek SSSR [Asynchrony of fluctuations in the runoff of large rivers in the USSR]. *Meteorologiya i gidrologiya*, 1963. №5, s. 14-21.
11. *Moskalenko S. O., Malytska L. V.* Spatial correlation function of the mean annual water runoff of the river of Ukraine. Conference Proceedings, Geoinformatics: Theoretical and Applied Aspects 2020, 2020(1), 1–5. DOI: <https://doi.org/10.3997/2214-4609.2020geo119>.
12. *Probst J, Tardy Y.* Long range streamflow and world continental runoff fluctuation since the beginning of this century. *Journal of Hydrology*, 94, 1987. pp.289-311.
13. *Rao AR., Hamed K.* Multi-taper method of analysis of periodicities in hydrologic data. *Journal of Hydrology*, 2003. 279, 125-143.
14. *Williams GR.* Cyclical variations in the worldwide hydrological data. *Journal of the Hydraulics Division, ASCE*, 1961. № 6. pp. 71-88.

Оценка пространственных взаимосвязей среднего годового стока воды рек в пределах правобережья Припяти **Москаленко С.А.**

Оценка пространственных взаимосвязей любого элемента стока воды рек или метеорологических показателей определенной территории основывается на применении пространственной корреляционной функции. Целью представленного исследования - построить такую функцию для среднего годового стока воды рек правобережной части бассейна Припяти и установить территориальные закономерностей его взаимосвязей. Исходными данными послужили ряды наблюдения за средними годовыми расходами воды на 11 реках, которые оказались репрезентативными и однородными. По проведенным расчетам получены две матрицы - корреляционная матрица среднего годового стока воды рек и матрица расстояний между центрами тяжести их бассейнов, на основе которых построена пространственная корреляционная функция среднего годового стока воды рек для территории Припяти в пределах Украины. Наибольшее количество совместных лет наблюдений при определении коэффициентов корреляции составляла 70 лет, наименьшая - 52. Полученное уравнение регрессии пространственной корреляционной функции оценено на точность и однородность. Установлено, что коэффициенты парной корреляции с увеличением расстояния между центрами речных бассейнов уменьшаются. Значительные пространственные взаимосвязи среднего годового стока воды рек для территории Припяти в пределах Украины с коэффициентами корреляции

более 0,75 наблюдается на расстоянии до 100 км между ними. Удовлетворительная территориальная корреляция с коэффициентом в пределах от 0.60 до 0.75 - на расстоянии между ними до 100-150 км.

Ключевые слова: сток воды, центры тяжести речных водосборов, корреляционная матрица, матрица расстояний, пространственная корреляционная функция, реки бассейна правобережья Припяти.

Estimation of spatial relationships of average annual river runoff within the right bank of the Pripyat River

Moskalenko S.O.

Assessment of the spatial relationships of any element of river water flow or meteorological indicators of a certain territory is based on the use of the spatial correlation function. The aim of the presented study is to construct such a function for the average annual water flow of the rivers of the right-bank part of the Pripyat basin and to establish the territorial patterns of its interrelations. The initial data were the series of observations of the average annual water discharges on 11 rivers, which turned out to be representative for further calculations. Checking the series of observations for homogeneity was carried out according to the parametric criteria: *t*-Student's and *F*-Fisher's at the 5% and 1% significance levels. She showed that the rows are uniform. Only a sequence of average annual water discharges on the river Pripyat near the village of Rechitsa turned out to be heterogeneous according to Fisher's criterion. Based on the calculations, two matrices were obtained - the correlation matrix of the average annual river water flow and the matrix of distances between the centers of attraction of their basins, on the basis of which the spatial correlation function $r = f(L)$ of the average annual river water flow for the territory of Pripyat within Ukraine was constructed. The largest number of joint years of observations in determining the correlation coefficients was 70 years, the smallest - 52. The resulting regression equation of the spatial correlation function was evaluated for accuracy and homogeneity. This test gave positive results. It was found that the pair correlation coefficients decrease with an increase in the distance between the centers of river basins. Significant spatial relationships of the average annual river flow for the territory of Pripyat within Ukraine with correlation coefficients of more than 0.75 are observed at a distance of up to 100 km between them. Satisfactory territorial correlation with a coefficient ranging from 0.60 to 0.75 - at a distance between them up to 100-150 km. The development can be used for practical purposes in hydrological calculations and forecasts, to optimize the hydrological observation network, etc.

Keywords: water flow, centers of gravity of river basins, correlation matrix, distance matrix, spatial correlation function, rivers of the Pripyat right bank basin.

Надійшла до редколегії 25.06.2021

DOI: <https://doi.org/10.17721/2306-5680.2021.3.3>

УДК 504:658.562

Дубняк С.С.

Інститут гідробіології НАН України, м. Київ

ОСНОВНІ СТАДІЇ ТА ЗАКОНОМІРНОСТІ ФОРМУВАННЯ БЕРЕГІВ ВЕЛИКИХ РІВНИННИХ ВОДОСХОВИЩ

На основі аналізу багаторічної динаміки розвитку берегів дніпровських та інших великих рівнинних водосховищ розглянуті основні стадії формування берегів і відповідні їм типологічні характеристики. Показано роль вихідного рельєфу і геологічної будови річкової долини в розвитку берегових процесів. Відзначено умовність стадії динамічної рівноваги для берегів водосховищ і зростаючу роль вздовжберегових течій і пов'язаних з ними потоків наносів і динамічних систем берегів. Проаналізовано основні закономірності процесів формування берегів – спадковість, спрямованість, інерційність і мінливість розвитку.

Ключові слова: водосховище, берегова зона, стадії розвитку, абразійно-аккумулятивні процеси, динамічні системи берегів, спадковість і спрямованість процесу.

Вступ. Ідею ідентичності розвитку морських берегів і берегів великих рівнинних водосховищ, висунуту В.П. Зенковичем [4], послідовно розвивали Б.А. Пишкін [7] та інші вчені. В своїх дослідженнях берегів великих рівнинних водосховищ ми також виходили із основного теоретичного постулату про спільність основних закономірностей гідролого-морфологічної теорії руслового процесу (Кондратьєв, Попов, Маккавєєв, Чалов, Ободовський) і вчення про динаміку і морфологію берегів морів і водосховищ (Зенкович, Леонтьєв, Лонгінов, Шуйський, Вендров, Розовський, Попов, Пишкін, Максимчук та інші). Такий підхід дозволяє розглядати формування берегів водосховищ як багатофакторний процес, провідні фактори і умови якого змінюються в часі (на різних стадіях і етапах розвитку берегів) і в просторі (на різних ділянках і типах берегів).