DOI: <https://doi.org/10.17721/2306-5680.2021.4.2>
УДК 556.013

Больбот Г.В.¹, Лук'янець О.І.², Гребінь В.В.²

¹ Український гідрометеорологічний інститут ДСНС України та НАН України

² Київський національний університет імені Тараса Шевченка

СТРУКТУРА ЧАСОВИХ РЯДІВ РІЧНОГО СТОКУ ВОДИ РІЧОК БАСЕЙНУ СІВЕРСЬКОГО ДІНЦЯ НА ОСНОВІ СТОХАСТИЧНОГО АНАЛІЗУ ЙОГО БАГАТОРІЧНИХ КОЛИВАНЬ

Встановлено закономірності в багаторічній мінливості середнього річного стоку води річок басейну Сіверського Дінця, ідентифікована циклічна складова, виявлена тривалість і характер чергування циклів водності та в їх межах маловодних і багатоводних фаз, а також, використовуючи виявлені стохастичні закономірності за історичними даними, виконано передбачення стоку на найближчу перспективу.

Ключові слова: річковий басейн Сіверського Дінця, стік води, мінливість, циклічні коливання, маловодні та багатоводні фази водності, стохастичний аналіз, прогнози оцінки водності.

Вступ. Аналіз багаторічних циклічних коливань часових послідовностей річного стоку води річок з виявленням їх структури та на основі цього надання прогнозних оцінок його мінливості в майбутньому має важливе значення при обґрунтуванні стратегії управління водними ресурсами з метою забезпечення стійкого та збалансованого розвитку економіки, плануванні господарської діяльності на перспективу, екологічної безпеки територій та водних об'єктів під дією змін клімату і значному антропогенному навантаженні. *Мета представленої дослідження* – описати закономірності багаторічної мінливості річкового стоку води річок басейну Сіверського Дінця, ідентифікувати її циклічну складову (тривалість і характер чергування циклів та їх складових – маловодних і багатоводних фаз водності), використовуючи стохастичний підхід дослідження, та виконати передбачення стоку на найближчу перспективу.

Аналіз попередніх досліджень. Вивчення багаторічної мінливості річкового стоку води, в основному річних його величин, з виявленням в їх динаміці циклічних коливань є можливим з застосуванням різних стохастичних підходів. Близько 60 років тому Г. Вільямс [46] досліджував природу та причини циклічних змін гідрологічних даних світу. Він намагався співставити гідрологічні дані з активністю сонячних плям. Найбільш добре вивчені цикли, що пов'язані з опадами, температурою та мінливістю стоку - це 11-річний (22-річний) цикли Хейла і 88-річний цикл сонячної активності Глейсберга [41]. Цікаві результати щодо природи та причин циклічної мінливості були отримані І. Чарватовою та Я. Стрестик [23-25], які вивчали інерційний рух Сонця навколо барицентру Сонячної системи як основи для пошуку можливого її впливу, насамперед, на кліматичні процеси і пояснили сонячною активністю цикл ≈ 2400 років за інерційним рухом Сонця. Подібним чином Ж. Еспер у співавт. [26], С. Васильєв і В. Дергачов [44], І. Лірітцис і Р. Фейрбрідж [29] показали, що багаторічні цикли, ймовірно, походять від руху Землі в космосі. Але ці дослідження лише підкреслюють теорію залежності мінливості клімату Землі від сонячної активності.

Поряд з дослідженнями з виявлення фізичної природи циклічності кліматичних показників та річкового стоку стохастичний підхід використовується й для опису наявних (спостережених) часових рядів. Тут треба відмітити роботи Ю. Альохіна [1,2], який ще у 60-70 роках минулого століття застосував апарат теорії випадкових функцій для розробки екстраполяційного (динаміко-статистичного) методу наддовгострокових прогнозів середнього річного стоку ряду річок та інших природних макропроцесів. Калінін Г. та

Давидова А. [5] в книзі «Многолетние колебания стока и вероятностные методы его расчета» провели дослідження циклічних коливань стоку річок північної півкулі. Наприкінці ХХ - на початку ХХІ століть відбувся стрімкий прогрес у дослідженні гідрологічних часових рядів не тільки завдяки збільшенню тривалості спостережень на гідрологічних та метеорологічних станціях та легкому доступу до них, а й завдяки розробці стохастичних моделей для опису структури таких послідовностей (Ван Гелдер у співавт. [43]; П. Броквелл і Р.Девіс [22]; М. Лоре у співавт. [30]; А. Рао та Л. Хамед [40] та ін.). Так, користуючись значної кількістю складних історичних даних, Ж. Пробст і І. Тарді [39] вивчали коливання континентального світового стоку з початку ХХ століття і показали, що стік води північноамериканських та європейських річок характеризуються асинхронними коливаннями, тоді як південноамериканські та африканські – мають синхронні коливання. Д. Лабат у співавт. [28] зробили оцінки глобального стоку, пов'язаного із потеплінням клімату. П. Пекарова та Я.Пекар [35], досліджуючи мінливість стоку європейських річок, підтвердили гіпотезу про те, що маловодні та багатоводні фази водності не відбуваються одночасно на європейських річках, вони зміщуються на кілька років залежно від розташування басейну. Так, відставання маловодних періодів між річками Дунай та Нева становить близько 11-12 років. У численних наукових працях (Р. Бразділ і Т. Там [21]; А. Валанус і Р. Сожа [45]; М. Сусідко [17,18,31,42]; П. Пекарова та П. Мікланек [36-38]; А. Рао та Л. Хамед [40]; О. Лук'янець та Т. Камінська [8, 32]; О. Ободовський у співавт. [9,10,13,34] та ін.) виявляли різні періодичності сухих і вологих періодів в кліматичних показниках – опадах і температурі повітря та тривалості циклів водності у часових рядах стоку води – 3-5, 5-7, 19-21, 29-31 років.

Вихідні передумови та постановка завдання. Для опису ймовірнісної структури гідрологічного ряду в якості математичної моделі використовується апарат теорії випадкових процесів (функцій), яка вивчає закономірності випадкових явищ в динаміці їх розвитку. Поняття випадкової функції представляє собою узагальнене поняття випадкової величини, яка в процесі дослідження приймає одне, заздалегідь невідоме значення. Такі випадкові величини формуються, якщо комплекс умов, який породжує їх, залишається постійним. В гідрологічних дослідженнях, зазвичай, цей комплекс умов змінюється, що призводить до зміни випадкової величини в процесі дослідів. Наприклад, річковий стік води протягом одного року. Уявимо, що комплекс умов стоку змінюється в часі однаковим чином від одного року до іншого. Тоді таких реалізацій випадкової функції може бути достатньо багато. Сукупність цих реалізацій й утворює випадкову функцію [4,15]. Більшість гідрологічних процесів є процесами з безперервними станами і безперервним часом. Наприклад, витрата води може змінюватися в будь-який момент часу і приймати будь-які значення з деякого інтервалу, межі якого залежать від розмірів річки і кліматичних особливостей регіону. При цьому треба враховувати, що на практиці витрати води осереднюють за деякий інтервал часу (рік, теплий і холодний періоди, місяць, добу тощо). Вводячи крок дискретності за часом, замінюємо процес з безперервним часом на процес з дискретним часом. При цьому процес залишається безперервним за станами. Таким чином, при дослідженні гідрологічних процесів найчастіше використовується модель випадкового процесу з дискретним часом і безперервними станами [7,16].

Зміна будь-якої гідрологічної величини в певному створі річки у рамках ймовірнісної концепції - випадковий процес, що безупинно змінюється в часі. Саме це обумовлює можливість і ефективність застосування апарату математичної статистики та теорії ймовірностей, теорії випадкових величин і функцій для аналізу багаторічної мінливості стоку води річок у вигляді циклічних коливань. Циклічність (цикл), як явище, визначається, переважним чином, через поняття кругообігу й повторення, що відстежуються в динаміці. Найпоширенішим є трактування циклічності (циклічних коливань) як мінливості, чергування, періодичності величин часових рядів, що мають різну ступінь регулярності і проявляються в динамічних процесах у періоді коливань. А період коливань – це проміжок часу, через який система повертається у вихідний стан. Подібність та стабільність процесу повторів проходження певних станів дає можливість стверджувати про циклічність розвитку досліджуваних величин. Дослідження циклічності як процесу потребує вивчення структури циклу та його стадій (або фаз).

При цьому треба зазначити, що найбільшого успіху у вивченні часової мінливості рядів річного стоку води річок та описанні її структури можна досягти, якщо розглядати 1) тривалі часові ряди гідрологічних величин та 2) стік води з великих басейнів, на котрі не здійснюють помітного впливу випадкові фактори і місцеві умови.

Вихідні дані та методи дослідження. Для виявлення у структурі часових рядів річного стоку води річок басейну Сіверського Дінця циклічної складової необхідно, враховуючи вищезазначене, мати гідрологічний пост, який замикає великий за площею річковий басейн і має тривалі неперервні спостереження за стоком води. Єдиним гідрологічним постом, що відповідає таким умовам є пост на р. Сіверський Донець біля м. Лисичанськ – площа водозбору становить 52400 км² і початок спостережень за стоком води з 1892 р. Але оцінка даних показала, що ряд за річним стоком води р. Сіверський Донець біля м. Лисичанськ досить переривчастий (табл.1, рис. 1).

Таблиця 1. Опис досліджуваних гідрологічних постів

Річка - пост	р. Десна - м. Чернігів	р. Сула - м. Лубни	р. Псел - с. Запсілля	р. Ворскла - м. Кобеляки	р. Південний. Буг - смт Олександрівка	р. Сіверський. Донець - м. Лисичанськ	р. Бахмут - м. Сіверськ	р. Айдар - с. Новоселівка
Площа водозбору, км ²	81400	14200	21800	13500	46200	52400	1560	6370
Період спостережень	1895-2019	1936-1940 1942-2019	1928-1940 1950-2019	1966-2019	1914-2019	1892-1908 1926-1929 1932-1941 1944-2014 2017-2019	1959-2019	1950-2019
Відновлені дані	-	-	1942-1949	-	-	2015, 2016	-	-

Рис.1. Карто-схема розташування досліджуваних річкових басейнів та гідрологічних постів

Аналіз стокових даних «басейнів-сусідів» щодо басейну Сіверського Дінця вказав, що найдовші ряди неперервних спостережень має гідрологічний пост на р. Десна біля м. Чернігів – з 1895 р. (по 2019 р. тривалість спостережень 126 років) (табл.1), площа водозбірного басейну складає 81400 км², а отже можемо розглядати цей басейн як базовий (аналоговий) для проведення розрахунків і визначення закономірностей багаторічної мінливості стоку води річок басейну Сіверського Дінця, якщо буде доведена між басейном р. Десни та досліджуваним басейном просторова та часова узгодженість в ході коливань річного стоку води. Тому для проведення дослідження використано дані з восьми гідрологічних постів: р. Десна - м. Чернігів, проміжних річкових басейнів – р. Сула - м. Лубни, р. Псел - с. Запсілля, р. Ворскла - м. Кобеляки, в межах досліджуваного басейну – р. Сіверський Донець - м. Лисичанськ, р. Бахмут - м. Сіверськ, р. Айдар - с. Новоселівка, а також р. Південний Буг - смт Олександрівка (рис.1).

Щодо методів дослідження, то його першим етапом в представлений роботі – це проведення перевірки вихідних стокових даних на однорідність для впевненості в тому, що ряди сформовані з якісно однорідних і незалежних елементів та подальші статистичні узагальнення є достовірними.

Для виявлення просторової та часової узгодженості в мінливості річного стоку води на досліджуваній території проведено встановлення його синхронності (чи асинхронності). Для підтвердження просторової узгодженості річного стоку води досліджуваних річок визначена кореляційна матриця між часовими послідовностями стоку води сусідніх басейнів. Хронологічний збіг стоку води річок в межах певної території за окремі роки визначає їх синхронність [33]. Для отримання узагальненої характеристики багаторічної мінливості водності досліджуваних річок побудовано хронологічні графіки зміни модульних коефіцієнтів, проведено згладжування (форма статистичної фільтрації) вихідних рядів, застосовувано графічний аналіз різницевих інтегральних кривих, за яким можна виділити періоди підвищеного та пониженого стоку води річок, синхронність їх чергування, але без прив'язки до певних календарних років.

Різницеві інтегральні криві є поширеним способом для виявлення багаторічної мінливості характеристик річкового стоку води – тенденцій до групування років з відносно великими та малими їх значеннями, які розраховуються за формулою:

$$S_t = \sum_{i=1}^{i=n} \frac{(k_i - 1)}{C_v}, \quad (1)$$

де k_i -модульний коефіцієнт значень характеристик річкового стоку води, який дорівнює відношенню $Q_i/\bar{Q}$, при цьому $\bar{Q}$ – середнє арифметичне всього ряду $Q_1, Q_2, Q_3, \dots, Q_n$, C_v – коефіцієнт варіації членів досліджуваного ряду, S_t – ординати різницевої інтегральної кривої характеристик річкового стоку води [10-12,20].

Для опису (конструювання) структури багаторічної мінливості річного водного стоку у вигляді циклічних коливань застосовано автокореляційний та спектральний аналізи для р. Десни – м. Чернігів, який має найдовший період спостереження за річним стоком.

Автокореляційна функція $R(t, \tau)$ характеризує тісноту зв'язку між членами часової послідовності витрат води $Q(t)$ і являє собою послідовність коефіцієнтів лінійної кореляції, розрахованих із різними відстанями (зсувами) між перерізами по осі часу [4,6,14,15,19,20]. Ординати кореляційної та автокореляційної функція $R_Q(\tau)$ випадкового процесу оцінюється за формулами:

$$k_Q(\tau) = \frac{1}{n - \tau - 1} \cdot \sum_{i=1}^{n-\tau} (Q_i - \bar{Q}) \cdot (Q_{i+\tau} - \bar{Q}), \quad (2)$$

$$R_Q(\tau) = \frac{k_Q(\tau)}{D_Q}, \quad (3)$$

де n довжина реалізації, τ – зсув між перерізами, $\bar{Q}$ та D_Q – оцінка математичного очікування та дисперсії досліджуваної реалізації.

Враховуючи специфіку рядів стоку води, в практиці гідрологічних розрахунків значенням зсуву τ дають наступне обмеження [16]: $\tau_m = (1/3-4) \cdot n$.

Статистичну значущість визначених ординат функції $R(t, \tau)$ встановлюється за довірчими межами ($DM_{R(\tau)}$) 95% ймовірності перевищення:

$$DM_{R(\tau), 95\%} = \frac{-1 \pm 1,64 \cdot (n - \tau - 2)^{0.5}}{n - \tau - 1}. \quad (4)$$

Для вивчення періодичних властивостей випадкових процесів використовується спектральна функція. Основною статистичною характеристикою спектрального аналізу є його спектральна щільність.

Метод спектрального аналізу стаціонарних випадкових функцій дозволяє розкласти дисперсію функції $x(t)$ на її компоненти за різними круговими частотами $\omega = \frac{2\pi}{T}$. Таким чином описується вклад окремих коливань з різними періодами у спільну мінливість елементів даного процесу у вигляді графіка спектральної площини $S_x(\omega)$ дисперсії. Для отримання спектральної функції $S_x(\omega)$ використовується зв'язок між спектром частот випадкової і автокореляційної функції, яка описує даний процес. $S_x(\omega)$ виражається через $R_x(\tau)$ за допомогою косинус-перетворювача Фур'є. Якщо ми використовуємо нормовану за дисперсією автокореляційну функцію, то в результаті перетворення отримуємо нормовану функцію:

$$S_x(\omega) = \frac{2}{\pi} \int_0^{\infty} R_x(\tau) \cos \omega \tau d\tau. \quad (5)$$

При цьому площа на спектрограмі, відокремлена кривою $S_x(\omega)$ і віссю абсцис, буде дорівнювати одиниці $\int_0^{\infty} S_x(\omega) d\omega = 1$.

Статистична значущість результатів спектрального аналізу оцінювалась шляхом порівняння отриманої величини спектра $S_x(\omega)$ з рівнями 95 і 99%-ї забезпеченості середнього рівня, прийнятими за довірчі межі $DM_{S(\omega)}$, вважаючи, що оцінки середнього рівня спектра повинні розподілятися відповідно χ^2 -квадрат-розподілу, яке ділиться на число ступенів вільності, тобто χ^2/ν . Тут

$$\nu = 2n / \tau_m - 0,5, \quad (6)$$

де N – об'єм вибірки; τ_m – максимальний зсув кореляційної функції.

Значення співвідношень $\chi^2_{95\%} / \nu$ і $\chi^2_{99\%} / \nu$ можна отримати за таблицями Холда. Середній 50%-вий рівень $\chi^2_{50\%}(\omega)$ – це середня величина всіх спектральних оцінок в інтервалі автокореляційної функції ряду від 1 до m .

І далі,

$$95\% DM_{S(\omega)} = S_{x_{50\%}}(\omega) \frac{\chi^2_{95\%}}{\nu} \quad \text{і} \quad 99\% DM_{S(\omega)} = S_{x_{50\%}}(\omega) \frac{\chi^2_{99\%}}{\nu} \quad (7)$$

Розраховане при тій чи іншій частоті значення $S_x(\omega)$ вважається достовірним, якщо воно перевищує прийняті $DM_{S(\omega)}$, а це свідчить про існування виявленої в цьому інтервалі частоти циклічності [8].

За допомогою критерію серій перевіряють статистичну достовірність існування фаз підвищеної та пониженої водності [6,15,16,20]. Серія – будь-яка ділянка послідовності n , що складається з елементів одного й того ж роду. До серій з елементів n_1 відносяться члени послідовності, значення яких перевищують вибіркоче середнє a , а до серії з елементів n_2 – значення яких менше його. Значення утворюють серію підвищених значень, якщо: $x_{t-1} < a$; $x_t \geq a$; ...; $x_{t+k} \geq a$; $x_{t+k+1} < a$. Серії понижених значень виявляється аналогічно. Визначивши

сумарне значення кількості серій u , що складаються з кількостей підвищених u_1 і понижених серій u_2 , обчислюється статистика критерію:

$$t_u = \frac{u + 0,5 - m_u}{\sqrt{D_u}} \quad (8)$$

з параметрами

$$m_u = \frac{2n_1 \cdot n_2}{n} + 1 \quad \text{і} \quad D_u = \frac{2n_1 \cdot n_2 (2n_1 \cdot n_2 - n)}{n^2 (n - 1)}. \quad (9)$$

Критерій серій приймає основну гіпотезу, якщо $|t_u| \leq t(\alpha/2)$, де $t(\alpha/2)$ – квантиль нормального розподілу, яка відповідає ймовірності перевищення $\alpha/2$. Зокрема, $t(\alpha/2) = 2,58$ при рівні значимості $\alpha = 1\%$, $t(\alpha/2) = 1,96$ при $\alpha = 5\%$ і $t(\alpha/2) = 1,64$ при $\alpha = 10\%$.

В якості тестової статистики тривалості підвищених або понижених угруповань років використовується статистика найбільшої довжини серій K [40]. Для випадкових незалежних сукупностей аналітичне значення статистики тривалості підвищених або понижених угруповань років K_α виражається формулою:

$$K_\alpha = \frac{\lg[-(n/\ln(1-\alpha))]}{\lg 2} - 1, \quad (10)$$

де α – ймовірність (у частках від 1), з якою у вибірці об'ємом в n членів можна зустріти серію з елементів підвищених або понижених угруповань довжиною K й більше.

Результати дослідження. Перевірка на часову однорідність середнього річного стоку води досліджуваних річок проведена за стандартними параметричними критеріями Стюдента (для перевірки значущості середніх значень) – статистика t і Фішера (для перевірки відношення дисперсій) – статистика F при рівні значимості $2\alpha=5\%$ (табл.2).

У результаті перевірки гіпотези про однорідність послідовностей річних витрат води для більшості досліджуваних річок за значущістю норм та за відношенням дисперсій не спростовуються. Проте, для річок Ворскла та Сіверський Донець виявлено неоднорідність ряду за критерієм Фішера (табл.2). Хоча, якщо взяти рівень значимості $2\alpha=1\%$ (який є прийнятним в гідрологічних розрахунках), то підтверджується однорідність річних витрат води для р. Ворскла - м. Кобеляки (аналітичне значення статистика $F_\alpha = 2,78$), а для р. Сіверський. Донець - м. Лисичанськ ряди залишилися неоднорідними - аналітичне значення статистики $F_\alpha = 2,52$ при $2\alpha=1\%$ не перевищило розрахункове.

Таблиця 2. Результати перевірки на однорідність рядів середнього річного стоку води досліджуваних річок

Річка - пост	р. Десна - м. Чернігів	р. Сула - м. Лубни	р. Псел - с. Запсілля	р. Ворскла - м. Кобеляки	р. Південний. Буг - смт Олександрівка	р. Сіверський. Донець - м. Лисичанськ	р. Бахмут - м. Сіверськ	р. Айдар - с. Новоселівка
Кількість членів ряду	n1=62, n2=63	n1=39, n2=39	n1=35, n2=35	n1=27, n2=27	n1=53, n2=53	n1=35, n2=36	n1=30, n2=31	n1=35, n2=35
Статистика критерію Фішера	F=1,52	F=1,67	F=2,01	F=2,77	F=1,03	F=2,98	F=1,41	F=1,48
	F $_\alpha$ =1,72	F $_\alpha$ =2,00	F $_\alpha$ =2,08	F $_\alpha$ =2,23	F $_\alpha$ =1,77	F $_\alpha$ =2,06	F $_\alpha$ =2,16	F $_\alpha$ =2,08
статистика t критерію Стюдента	t=1,06	t=1,41	t=1,42	t=1,70	t=0,42	t=0,86	t=0,48	t=0,51
	t $_\alpha$ =1,98	t $_\alpha$ =1,99	t $_\alpha$ =2,00	t $_\alpha$ =2,01	t $_\alpha$ =1,98	t $_\alpha$ =2,00	t $_\alpha$ =2,01	t $_\alpha$ =2,00

Примітка: F та t – розраховані значення статистик за рядами спостережень, F $_\alpha$ та t $_\alpha$ аналітичні значення статистик.

За виключенням вказаних у таблиці гідрологічних постів перевірка на однорідність також була виконана для р. Сіверський Донець – м. Ізюм, р. Сіверський Донець – м. Зміїв та р. Оскіл – м. Куп'янськ. Перевірка показала неоднорідність часового ходу досліджуваних рядів спостережень за критерієм Фішера. Перевірка вибірок при рівні значимості $2\alpha=1\%$ виявила, що гіпотеза про однорідність послідовності річних витрат води р. Оскіл – м. Куп'янськ за значущістю норм та за відношенням дисперсій не спростовуються.

Для кращого розуміння просторово-часової узгодженості у багаторічній мінливості водності досліджуваних річок та отримання узагальненої характеристики такої мінливості зроблено стандартне перетворення величин стоку води, тобто їх нормування – розраховано модульні коефіцієнти та побудовано графік їх одночасних та суміжних у просторовому відношенні змін (рис.2), проведено згладжування (фільтрація) часових рядів річного стоку води з інтервалом осереднення 7 років (рис. 3), побудовано різниці інтегральні криві (рис.4) [27] та розрахована просторова кореляційна матриця середнього річного стоку води досліджуваних річок за весь період спостережень (табл.3).

Рис.2 Багаторічна динаміка модульних коефіцієнтів середнього річного стоку води досліджуваних річок

Рис.3 Згладжування (лінійна фільтрація) за 7-річними періодами рядів середньорічних витрат води для досліджуваних річок

З наведених розрахунків (рис. 2-4, табл. 3) можемо зробити висновок, що в межах досліджуваної території мінливість річного стоку води річок має певні загальні закономірності, що відмічаються у присутності узгодженості в коливаннях стоку. Отже, це дає підстави для проведення подальших розрахунків зі з'ясування структури часових рядів середнього річного стоку води р. Десна - м. Чернігів, обравши цей гідрологічний пост як базовий (аналоговий). На основі отриманих результатів застосувати часові інтервали виділених циклів та фаз водності по р. Десна для річок басейну Сіверського Дінця та надати прогнозні оцінки змін водності до середини поточного століття.

Рис.4 Суміщені різницеві інтегральні криві середньорічних витрат води для досліджуваних річок

Таблиця 3. Просторова кореляційна матриця середнього річного стоку води досліджуваних річок

Річка - пост	р. Десна - м. Чернігів	р. Сула - м. Лубни	р. Псел - с. Запсілля	р. Ворскла - м. Кобеляки	р. Південний. Буг - смт Олександрівка	р. Сіверський. Донець - м. Лисичанськ	р. Бахмут - м. Сіверськ	р. Айдар - с. Новоселівка
р. Десна - м. Чернігів	1	0,81	0,77	0,70	0,45	0,51	0,51	0,36
р. Сула - м. Лубни	0,81	1	0,91	0,80	0,68	0,56	0,50	0,50
р. Псел - с. Запсілля	0,74	0,91	1	0,94	0,70	0,69	0,65	0,50
р. Ворскла - м. Кобеляки	0,70	0,80	0,94	1	0,67	0,87	0,70	0,63
р. Південний. Буг – смт Олександрівка	0,45	0,68	0,70	0,67	1	0,43	0,57	0,44
р. Сіверський. Донець – м. Лисичанськ	0,51	0,56	0,69	0,87	0,43	1	0,74	0,79
р. Бахмут - м. Сіверськ	0,51	0,50	0,65	0,70	0,57	0,74	1	0,75
р. Айдар - с. Новоселівка	0,36	0,37	0,50	0,63	0,44	0,79	0,75	1

Для виявлення тривалості циклів у багаторічній мінливості середньорічного стоку р. Десна застосовано автокореляційний та спектральний аналізи.

На рис. 5 показана автокореляційна функція середнього річного стоку води р. Десна – м. Чернігів. Рамки значень часового зсуву, враховуючи довжину реалізації середньорічних витрат води Десни (126 років), прийнято від 2 до 40 років.

Рис.5. Автокореляційна функція середнього річного стоку води р. Десна – м. Чернігів зі зсувом від 2 до 40 років (пунктиром - довірчі межі ($DMR(\tau)$) 95% ймовірності перевищення)

Аналізуючи автокорелограму, можна відмітити особливості в її структурі. Додатні ординати автокореляційної функції, що перевищують довірчі межі, визначають тривалість переважаючого циклу водності річок з 95% ймовірністю. Як бачимо з рис.5, прослідковується багаторазова повторюваність у вигляді 25-річного та 36-річного циклів.

На рис. 6 представлена функція спектральної щільності (з частотою $\omega = 0,04$) середнього річного стоку води р. Десна – м. Чернігів. Аналізуючи її, бачимо, що з ймовірністю 95% переважають спектральні щільності 0,46-0,56 та 0,26-0,34, що відповідає циклічності 11-14 та 19-24 років.

Рис.6. Функція спектральної щільності (з частотою $\omega = 0,04$) середнього річного стоку води р. Десна – м. Чернігів

Після встановлення тривалості циклу для р. Десни перевірено статистичну достовірність існування фаз підвищеного та пониженого стоку води у циклі водності за допомогою критерію серій. Розрахована статистика критерію, яка отримана за наявними рядами спостережень за річним стоком води на р. Десна, потрапляє в довірчий інтервал при рівні значущості $\alpha = 1\%$, а з цього можна зробити висновок, що гіпотеза про ймовірнісну структуру гідрологічних рядів, що відповідає моделі випадкової величини, не спростовується та існує статистично достовірні тенденції до утворення угруповань (серій) підвищених і понижених значень з прив'язкою до конкретних років з виділенням фаз водності. Для визначення тривалості угруповань підвищених або понижених років водності використана статистика критерію найбільшої довжини серій. Встановлено, що періоди маловодних років можуть скласти 9 ± 2 роки. Знаючи тривалість циклів, були виділені фази водності (багатоводні та маловодні) з прив'язкою до конкретних років. Базуючись на всебічному аналізі минулого можна зробити прогностні оцінки на майбутнє. Для цього розраховано осереднені витрати води $Q_{сер.}$ в багатоводну та у маловодну фазу, стандартне (σ) та ймовірне відхилення ($\delta = \pm 0,674 \sigma$) витрат води у фази водності, також середню тривалість фаз (T) та стандарт відхилення їх тривалості. Результати проведеного аналізу та прогностні оцінки стоку води р. Десна – м. Чернігів представлено на рис. 7. та в табл. 4.

Рис.7. Середній річний стік води у фази водності р. Десна – м. Чернігів та його прогностні оцінки

Таблиця 4. Середній стік води у фазі водності, їх тривалість за даними спостережень р. Десна – м. Чернігів та прогнози оцінки водності до середини поточного століття за стохастичними закономірностями у мінливості середнього річного стоку

Періоди та фази водності		Середня витрата води у фазі водності	Тривалість фаз водності
		$Q_{сер}, \text{м}^3/\text{с}$	$T, \text{роки}$
За даними спостережень			
1897-1904	маловодна	276	8
1905-1917	багатоводна	366	13
1918-1925	маловодна	254	8
1926-1933	багатоводна	435	8
1934-1940	маловодна	315	7
1941-1947	багатоводна	350	8
1948-1961	маловодна	299	13
1962-1970	багатоводна	326	9
1971-1977	маловодна	254	7
1978-1987	багатоводна	373	11
1988-1997	маловодна	324	9
1998-2007	багатоводна	379	10
2008-2019	маловодна	243	12
Середня багаторічна витрата води, $\text{м}^3/\text{с}$	у багатоводну фазу	372	
	у маловодну фазу	281	
Стандартне відхилення витрат води, $\text{м}^3/\text{с}$	у багаторічну фазу, $\sigma_{б-Q}$	33	
	у маловодну фазу, $\sigma_{м-Q}$	30	
Ймовірне відхилення витрат води, $\text{м}^3/\text{с}$	у багаторічну фазу, $\delta_{б-Q}$	22	
	у маловодну фазу, $\delta_{м-Q}$	20	
Середня тривалість	багатоводної фази, $T_{б}$		10
	маловодної фази, $T_{м}$		9
Середнє квадратичне відхилення тривалості	багатоводної фази, $\sigma_{б-T}$		± 2
	маловодної фази, $\sigma_{м-T}$		± 2
Прогнозні оцінки			
2020 $\pm$ 2 - 2029 $\pm$ 2 рр.	багатоводна	372 $\pm$ 22	10 $\pm$ 2
2030 $\pm$ 2 - 2038 $\pm$ 2 рр.	маловодна	281 $\pm$ 20	9 $\pm$ 2
2039 $\pm$ 2 - 2048 $\pm$ 2 рр.	багатоводна	372 $\pm$ 22	10 $\pm$ 2

Наскільки виявлені стохастичні закономірності коливань стоку води р. Десна – м. Чернігів проявляються у мінливості стоку інших досліджуваних річок (рр. Сула, Псел, Ворскла, Південний Буг, Сіверський. Донець, Бахмут, Айдар) подано в табл. 5.

Аналізуючи норми річних витрат води та їх величини в фазі водності (табл. 5) бачимо, що стік в багатоводну фазу для річок Сула, Псел, Ворскла, Південний Буг, Сіверський Донець, Бахмут, Айдар вище в середньому на 16-17% від норми, а в маловодну нижче в середньому на 13-14% від норми, тобто середня різниця у фазах водності річок складає $\approx 30\%$. Це свідчить про те, що виявлені стохастичні закономірності коливань стоку води р. Десна – м. Чернігів дуже добре описують мінливість стоку для групи досліджуваних річок.

Основне завдання представленого дослідження – опис структури часових послідовностей річного стоку води річок басейну Сіверського Дінця на основі стохастичного аналізу його багаторічних коливань та передбачення стоку на найближчу перспективу.

Отже, базуючись на результатах стохастичного аналізу мінливості річного стоку води для прийнятого нами базового гідрологічного поста р. Десна – м. Чернігів вдалося ідентифікувати циклічну складову для річок басейну Сіверського Дінця.

Таблиця 5. Середній стік води у фази водності досліджуваних річок за даними спостережень

Фаза водності		Річка - пост						
		р. Сула - м. Лубни	р. Псел - с. Запсілля	р. Ворскла - м. Кобеляки	р. Південний. Буг – смт Олександрівка	р. Сіверський. Донець - м. Лисичанськ	р. Бахмут - м. Сіверськ	р. Айдар - с. Новоселівка
		Площа водозбору, км ²						
		14200	21800	13500	46200	52400	1560	6370
		Середня витрата води у фази водності, Qсер., м ³ /с						
1897-1904	маловодна					88,5		
1905-1917	багатоводна				69,6	108		
1918-1925	маловодна				78,3			
1926-1933	багатоводна		66,1		96,1	132		
1934-1940	маловодна	29,4	42,6		85,6	92,7		
1941-1947	багатоводна	36,4	61,1		108	145		
1948-1961	маловодна	26,0	45,2		76,1	102	2,01	11,6
1962-1970	багатоводна	26,8	45,4	30,6	101	107	3,67	16,6
1971-1977	маловодна	27,6	44,2	25,0	92,8	56,8	3,00	10,8
1978-1987	багатоводна	40,0	71,1	43,8	117	112	3,97	14,7
1988-1997	маловодна	27,6	52,9	36,3	77,7	91,0	3,98	13,9
1998-2007	багатоводна	28,6	50,7	34,0	94,6	86,8	4,07	15,8
2008-2019	маловодна	13,9	29,9	22,8	52,0	60,6	2,04	7,48
Норма річних витрат води за період спостережень		27,6	49,7	32,3	86,5	97,7	3,4	12,8
Середня витрата води в багатоводну фазу, м ³ /с		33,0	58,9	36,1	97,7	115	3,9	15,7
Середня витрата води в маловодну фазу, м ³ /с		24,9	43,0	28,0	77,1	81,9	2,76	10,9

Використовуючи отримані параметри по р. Десна, а саме тривалість і характер чергування циклів та їх складових – маловодних і багатоводних фаз водності, надано прогнозні оцінки змін водності до середини поточного століття для річок басейну Сіверського Дінця: р. Сіверський. Донець - м. Лисичанськ (площа водозбору 52400 км²), р. Бахмут - м. Сіверськ (1560 км²), р. Айдар - с. Новоселівка (6370 км²) (табл. 6).

Найбільш показовим щодо прогнозних оцінок водності в досліджуваному басейні є р. Сіверський. Донець - м. Лисичанськ, який має велику площу водозбору. Хоча мінливість водності на р. Бахмут - м. Сіверськ та р. Айдар - с. Новоселівка підтверджують закономірності коливань стоку в великому басейні.

Висновки. В ході проведеного дослідження встановлено закономірності в багаторічній мінливості середнього річного стоку води річок басейну Сіверського Дінця, ідентифікована циклічна складову, виявлена тривалість і характер чергування циклів водності та в їх межах маловодних і багатоводних фаз, а також, використовуючи виявлені стохастичні закономірності за історичними даними, виконано передбачення стоку на найближчу перспективу.

Таблиця 6. Середній стік води у фазі водності та прогнози оцінки середнього річного стоку до середини поточного століття на річках басейну Сіверського Дінця

Характеристики		Річка - пост								
		р. Сіверський. Донець - м. Лисичанськ			р.Бахмут - м.Сіверськ			р.Айдар - с.Новоселівка		
		Середня витрата води	Стандартне відхилення	Ймовірне відхилення	Середня витрата води	Стандартне відхилення	Ймовірне відхилення	Середня витрата води	Стандартне відхилення	Ймовірне відхилення
		$Q_{сер}$	σ_Q	δ_Q	$Q_{сер}$	σ_Q	δ_Q	$Q_{сер}$	σ_Q	δ_Q
		м³/с								
		Стік води у багатоводну фазу		115	19,0	12,8	3,90	0,17	0,11	15,7
Стік води у маловодну фазу		81,9	17,0	11,5	2,76	0,81	0,55	10,9	2,30	1,55
Межі мінливості стоку води з врахуванням імовірної похибки	в багатоводну фазу	128			4,02			16,2		
		102			3,79			15,2		
	в маловодну фазу	93,4			3,30			12,5		
		70,5			2,21			10,9		
Прогнозні оцінки										
2020±2 - 2029±2 рр.	багатоводна	115±13			3,9±0,11			15,7±0,53		
2030±2 - 2038±2 рр.	маловодна	81,9±11			2,76±0,55			10,9±1,55		
2039±2 - 2048±2 рр.	багатоводна	115±13			3,9±0,11			15,7±0,53		

Спільний автокореляційний та спектральний аналіз дозволив виділити для річок басейну Сіверського Дінця взаємо підтверджений цикл тривалістю 19-24 роки. За критерієм серій встановлено, що періоди маловодних років можуть скласти 9 ± 2 років. Знаючи тривалість циклів, були виділені фази водності (багатоводні та маловодні) з прив'язкою до конкретних років. В результаті для річок басейну Сіверського Дінця (проаналізовано річний стік р. Сіверський. Донець - м. Лисичанськ, р. Бахмут - м. Сіверськ, р. Айдар - с. Новоселівка) отримали, що стік води в багатоводну фазу перевищує норму в середньому на 18%, а стік води в маловодну фазу нижче в середньому на 17% від норми, тобто різниця у фазах водності річок складає $\approx 35\%$.

Прогнозні оцінки показали, що до 2020±2 р. на річках басейну буде спостерігатись маловодна фаза водності, яка почалася у 2008 р. З 2020±2 по 2029±2 рр. передбачається багатоводна фаза, потім в період 2030±2 - 2038±2 рр. – маловодна. У період з 2039±2 по 2048±2 слід очікувати підвищення водності на річках басейну Сіверського Дінця.

Список літератури

1. Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). Труды ЛГМИ. 1968. Вып. 28, С. 46-59.
2. Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Ленинград, 1963. 86 с.
3. Горошков И.Ф. Гидрологические расчеты. Ленинград, 1979. 433 с.
4. Кайсл Ч. Анализ временных рядов гидрологических данных. Ленинград, 1972. 138 с.
5. Калинин Г.П., Давыдова А.И. Исследование циклических колебаний стока рек северного полушария. В кн.: Многолетние колебания стока и вероятностные методы его расчета. Изд. МГУ, 1967. С. 35-44.
6. Картвелишвили Н. А. Стохастическая гидрология. Л.: Гидрометеиздат, 1975. 162 с.
7. Кушлик-Дивульська О.І., Поліщук Н.В., Орел Б.П., Штабальук П.І. Теорія ймовірностей та математична статистика. К.: НТУУ «КПІ», 2010. 136 с.
8. Лук'янець О.І., Камінська Т.П. Закономірності та просторова синхронність багаторічних циклічних коливань водного стоку річок Українських Карпат. Науковий вісник Чернівецького університету: збірник наукових праць. Чернівці: Чернівецький нац. ун-т. 2015. Вип. 744–745: Географія. С. 18-24.

9. О.І. Лук'янець, О.Г. Ободовський, В.В. Гребінь, О.О. Почаєвець, В.О. Корнієнко Просторові закономірності зміни середнього річного стоку води річок України. Укр. геогр. Журнал. 2021. N1, С. 06-14.
- 10.Ободовський О. Г., Данько К. Ю., Почаєвець О.О. та ін. Гідроекологічна оцінка енергетичного потенціалу річок басейну Дніпра (в межах України) в умовах змін клімату. Заключний звіт, № 0116U004827, Київський національний університет імені Тараса Шевченка. Київ, 2017. 291 с.
- 11.Ободовський О. Г., Розлач З. В., Онищук В. В. та ін. Гідроекологічна оцінка і прогноз енергетичного потенціалу річок Українських Карпат. Звіт про НДР, № 0114U003482, Київський національний університет імені Тараса Шевченка. Київ, 2015. 224 с.
- 12.Ободовський О. Г., Сніжко С. І., Гребінь В.В. та ін. Гідроекологічна оцінка енергетичного потенціалу річок України в умовах кліматичних змін. Звіт про НДР, № 01118U001098, Київський національний університет імені Тараса Шевченка. Київ, 2018. 194 с.
- 13.Ободовський О., Лук'янець О., Москаленко С. & Корнієнко В. Узагальнення середнього річного стоку води річок відповідно до гідрографічного районування України. Вісник Харківського національного університету імені В. Н. Каразіна, Серія «Геологія. Географія. Екологія». 2019. №51, С. 158-170.
- 14.Раткович Д.Я. Многолетние колебания речного стока. Л.: Гидрометеиздат, 1976. С. 10-111.
- 15.Рождественский А.В., Чеботаев А. И. Статистические методы в гидрологии. Л.: Гидрометеиздат, 1974. С. 356-415.
- 16.Сикан А.В. Методы статистической обработки гидрометеорологической информации: учебник. СПб.: изд. РГМУ, 2007. С.160-180.
- 17.Соседко М.Н. Исследование циклических колебаний дождевого стока в бассейне Днестра. Тр. УкрНИГМИ, 1974. Вып.127, С.16-37.
- 18.Сусідко М.М., Лук'янець О.І. Можливості оцінювання річкового стоку в Карпатах на найближчі роки з урахуванням його багаторічних коливань. Наукові праці УкрНДГМІ, 1998. Вип.246, С.46-55.
- 19.Христофоров А. В. Надежность расчетов речного стока. М.: Изд-во МГУ, 1993.166 с.
- 20.Христофоров А.В. Теория случайных процессов в гидрологии. Москва, 1994. 140 с.
- 21.Brazdil R, Tam TN. Climatic changes in the instrumental period in central Europe. In Climatic Change in the Historical and the Instrumental Periods. Masaryk University: Brno, 1990. 223–230 pp.
- 22.Brockwell PJ, Davis RA. Introduction to Time Series and Forecasting. Springer-Verlag. New York, 2003.
- 23.Charvatova I, Strestik J. Long-term changes of the surface air temperature in relation to solar inertial motion. *Climatic Change*, 29. 1995. 333–352 pp.
- 24.Charvatova I, Strestik J. Periodicities between 6 and 16 years in the surface air temperature in possible relation to solar inertial motion. *Journal of Atmospheric and Solar-Terrestrial Physics*, 66. 2004. 219–227 pp.
- 25.Charvatova I. Can origin of the 2400-year cycle of solar activity be caused by solar inertial motion? *Annales Geophysicae—Atmospheres, Hydrospheres and Space Sciences*, 18. 2000. 399–405 pp.
- 26.Esper J, Cook ER, Schweingruber FH. Low-frequency signals in long tree-ring chronologies for reconstructing past temperature variability. *Science*, 295. 2002. 2250–2253 pp.
- 27.H. Bolbot, V. Grebin Long-term dynamics and current trends in fluctuations of the flow characteristics of the Siverskyi Donets River basin. Conference Proceedings, Monitoring 2019, Nov 2019, Volume 2019, p.1 – 5. <https://doi.org/10.3997/2214-4609.201903229>
- 28.Labat D, Godderis Y, Probst JL, Guyot JL. Evidence for global runoff increase related to climate warming. *Advances in Water Resources*, 27. 2004. 631–642 pp.
- 29.Liritzis I, Fairbridge R. Remarks on astrochronology and time series analysis of Lake Saka varved sediments. *Journal of the Balkan Geophysical Society*, 6. 2003. 165–172 pp.
- 30.Lohre M, Sibbertsen P, Konnig T. Modeling water flow of the Rhine River using seasonal long memory. *Water Resources Research*, 39. 2003. 1132 p.
- 31.Luk'yanets O., Sosedko M. Die Abflussbewertung auf nächste Jahre in den Karpaten unter Berücksichtigung der mehrjährigen Abflussschwankungen. XIX. Konferenz der Donauländer. Osijek (Kroatien). 1998, 393-401 s.
- 32.Lukianets Olga Stochastic regularities of long-term fluctuation of average annual runoff of rivers of Tisza river basin (within the Ukraine). In XXVII Conference of the Danubian Countries, Golden Sands, Bulgaria. 2017. 280-290 pp.
- 33.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). p.1–5. <https://doi.org/10.3997/2214-4609.2020geo119>

34. *Oleksandr Obodovskyi, Olga Lukianets* Patterns and Forecast of Long-term Cyclical Fluctuations of the Water Runoff of Ukrainian Carpathians Rivers. Scientific Journal of Environmental Research, Engineering and Management, 73, No.1. Kaunas University of Technology, 2017. 33-47 pp.
35. *Pavla Pekarova and Jan Pekar* Long-term discharge prediction for the Turnu Severin station (the Danube) using a linear autoregressive model. Hydrol. Process, 20. 2006. 1217–1228 pp.
36. *Pekarova P, Miklanek P, Pekar J.* Spatial and temporal runoff oscillation analysis of the main rivers of the world during the 19th–20th centuries. Journal of Hydrology, 274. 2003. 62–79 pp.
37. *Pekarova P, Miklanek P.* Occurrence of the dry periods in European runoff series. In XXII Conference of the Danubian Countries. Brno (CD ROM), 2004.
38. *Pekárová, P., Miklánek, P. (eds.).* Flood regime of rivers in the Danube River basin. Follow-up volume IX of the Regional Co-operation of the Danube Countries in IHP UNESCO. IH SAS, Bratislava, 215 p. + 527 p. app. 2019.
39. *Probst J, Tardy Y.* Long range streamflow and world continental runoff fluctuation since the beginning of this century. Journal of Hydrology, 94. 1987. 289–311 pp.
40. *Rao AR, Hamed K.* Multi-taper method of analysis of periodicities in hydrologic data. Journal of Hydrology, 279. 2003. 125–143 pp.
41. *Solanki SK, Usoskin IG, Kromer B, Schussler M, Beer J.* Unusual activity of the sun during recent decades compared to the previous 11 000 years. Nature, 431. 2004. 1084–1087 pp.
42. *Sosedko M.* Regular alternation of high and low streamflow periods in the river basin of the Carpathians. Annales Geophysicae, 15. 1997. (Part II, Supplement II), C310.
43. *Van Gelder PHAJM, Kuzmin VA, Visser PJ.* Analysis and statistical forecasting of trends in river discharges under uncertain climate changes. In River Flood Defence. 2000. Booklet 9, University Kassel: Germany, D13-D22.
44. *Vasiliev S.S, Dergachev V.A.* The ~ 2400-year cycle in atmospheric radiocarbon concentration: bispectrum of ^{14}C data over the last 8000 years. Annales Geophysicae, 20. 2002. 115–120 pp.
45. *Walanus A, Soja R.* The 3-5 yr period in river runoff—is it random fluctuation? In Proceedings, Hydrological Processes in the Catchment. Cracow, 1995. 141–148 pp.
46. *Williams GR.* Cyclical variations in the worldwide hydrological data. Journal of the Hydraulics Division, ASCE, 6. 1961. 71–88 pp.

References

1. *Alekhn Yu. M.* Mnozhestvennoye lineynoye ekstrapolirovaniye makroprotsesov (dinamiko-statisticheskiy metod prognozirovaniya) [Multiple Linear Extrapolation of Macroprocesses (dynamic statistical forecasting method)]. Trudy LGMI. 1968. Vyp. 28, S. 46-59 [in Russian].
2. *Alekhn Yu. M.* Statisticheskiye prognozy v geofizike [Statistical forecasts in geophysics]. Leningrad, 1963. 86 s. [in Russian].
3. *Goroshkov I.F.* Gidrologicheskie raschety [Hydrological calculations]. Leningrad, 1979. 433 s. [in Russian].
4. *Kajsi Ch.* Analiz vremennykh ryadov gidrologicheskikh dannykh [Time series analysis of hydrological data]. Leningrad: Gidrometeoizdat, 1972, 138 s. [in Russian].
5. *Kalinin G P, Davydova A.I.* Issledovaniye tsiklicheskikh kolebaniy stoka rek severnogo polushariya. V kn.: Mnogoletniye kolebaniya stoka i veroyatnostnyye metody yego rascheta [Investigation of cyclical fluctuations in the river flow of the northern hemisphere. In the book: Long-term runoff fluctuations and probabilistic methods for its calculation]. Izd. MGU, 1967. S. 35-44 [in Russian].
6. *Kartvelishvili N. A.* Stokhasticheskaya gidrologiya [Stochastic Hydrology]. Leningrad: Gidrometeoizdat, 162 s. [in Russian].
7. *Kushlyk-Dyvul's'ka O.I., Polishchuk N.V., Orel B.P., Shtabalyuk P.I.* Teoriya ymovirnostey ta matematychna statystyka [Probability theory and mathematical statistics]. K.: NTUU «KPI», 2010. 136 s. [in Ukrainian]
8. *Luk'yanets' O.I., Kamins'ka T.P.* Zakonomirnosti ta prostorova synkhronnist' bahatorichnykh tsyklichnykh kolyvan' vodnoho stoku richok Ukrayins'kykh Karpat [Regularities and spatial synchronicity of perennial cyclic fluctuations of water runoff of rivers of the Ukrainian Carpathians]. Naukovyy visnyk Chernivets'koho universytetu: zbirnyk naukovykh prats'. Chernivtsi: Chernivets'kyy nats. un-t, 2015. Vyp. 744–745: Heohrafiya. S.18-24 [in Ukrainian].
9. *O.I. Luk'yanets', O.H. Obodovs'kyy, V.V. Hrebin', O.O. Pochayevets', V.O. Korniyenko* Prostorovi zakonomirnosti zminy seredn'oho richnoho stoku vody richok Ukrayiny. [Spatial regularities of change in average annual water flow of river of Ukraine]. Ukr. heohr. Zhurnal. 2021. N1, S. 06-14 [in Ukrainian].
10. *Obodovs'kyy O. H., Dan'ko K. Yu., Pochayevets' O.O. ta in.* Hidroekolohichna otsinka enerhetychnoho potentsialu richok baseynu Dnipra (v mezhakh Ukrayiny) v umovakh zmin klimatu [Hydro-ecological assessment of the energy potential of the Dnieper River basins (within Ukraine) in the face of

climate change]. Zaklyuchnyy zvit, № 0116U004827, Kyivskyy natsional'nyy universytet imeni Tarasa Shevchenka. Kyiv, 2017. 291 s. [in Ukrainian].

11. *Obodovs'kyi O. H., Rozlach Z. V., Onyshchuk V. V. ta in.* Hidroekolohichna otsinka i prohnaz enerhetychnoho potentsialu richok Ukrayins'kykh Karpat [Hydro-ecological assessment and forecasting of the energy potential of the Ukrainian Carpathian Rivers]. Zvit pro NDR, № 0114U003482, Kyivskyy natsional'nyy universytet imeni Tarasa Shevchenka. Kyiv, 2015. 224 s. [in Ukrainian].

12. *Obodovs'kyi O. H., Snizhko S. I., Hrebin' V. V. ta in.* Hidroekolohichna otsinka enerhetychnoho potentsialu richok Ukrayiny v umovakh klimatychnykh zmin [Hydro-ecological assessment of the energy potential of Ukrainian rivers in the face of climate change]. Zvit pro NDR, № 01118U001098, Kyivskyy natsional'nyy universytet imeni Tarasa Shevchenka. Kyiv, 2018. 194 s. [in Ukrainian].

13. *Obodovs'kyi O., Luk'yanets' O., Moskalenko S. & Korniyenko V.* Uzahal'nennya seredn'oho richnogo stoku vody richok vidpovidno do hidrohrafichnogo rayonuvannya Ukrayiny [Generalization of the average annual water runoff of the rivers according to the hydrographic zoning of Ukraine]. Visnyk Kharkivs'koho natsional'noho universytetu imeni V. N. Karazina, Seriya «Heolohiya. Heohrafiya. Ekolohiya». 2019. №51, S. 158-170 [in Ukrainian].

14. *Ratkovich D. Ya.* Mnogoletniye kolebaniya rechnogo stoka [Long-term fluctuations in the river flow]. L.: Gidrometeoizdat, 1976. S. 10-111 [in Russian].

15. *Rozhdestvenskiy A. V., Chebotaev A. I.* Statisticheskie metody v gidrologii [Statistical methods in hydrology]. L.: Gidrometeoizdat, 1974. S. 356-415 [in Russian].

16. *Sikan A. V.* Metody statisticheskoy obrabotki gidrometeorologicheskoy informatsii: uchebnik [Methods of statistical processing of hydrometeorological information: textbook]. SPb.: izd. RGGMU, 2007. S.160-180 [in Russian].

17. *Sosedko M. N.* Issledovaniye tsiklicheskiy kolebaniy dozhddevogo stoka v basseynе Dnestra [Investigation of cyclical fluctuations of rainfall runoff in the Dniester basin]. Tr. UkrNIGMI, 1974. Vyp.127, S.16-37 [in Russian].

18. *Susidko M. M., Luk'yanets' O. I.* Mozhlyvosti otsinyuvannya richkovoho stoku v Karpatakh na nayblyzhchi roky z urakhuvannyam yoho bahatorichnykh kolyvan' [Possibilities of estimating river runoff in the Carpathians for the coming years, taking into account its long-term fluctuations]. Naukovi pratsi UkrNDHMI, 1998. Vyp.246, S.46-55 [in Ukrainian].

19. *Khrystoforov A. V.* Nadezhnost' raschetov rechnogo stoka [Reliability of river runoff calculations]. M.: Izd-vo MGU, 1993. 166 s. [in Russian].

20. *Khrystoforov A. V.* Teoriya sluchaynykh processov v gidrologii [Theory of random processes in hydrology]. Moskva, 1994. 140 s. [in Russian].

21. *Brazdil R., Tam T. N.* Climatic changes in the instrumental period in central Europe. In Climatic Change in the Historical and the Instrumental Periods. Masaryk University: Brno, 1990. 223–230 pp.

22. *Brockwell P. J., Davis R. A.* Introduction to Time Series and Forecasting. Springer-Verlag. New York, 2003.

23. *Charvatova I., Strestik J.* Long-term changes of the surface air temperature in relation to solar inertial motion. Climatic Change, 29. 1995. 333–352 pp.

24. *Charvatova I., Strestik J.* Periodicities between 6 and 16 years in the surface air temperature in possible relation to solar inertial motion. Journal of Atmospheric and Solar-Terrestrial Physics, 66. 2004. 219–227 pp.

25. *Charvatova I.* Can origin of the 2400-year cycle of solar activity be caused by solar inertial motion? Annales Geophysicae–Atmospheres, Hydrospheres and Space Sciences, 18. 2000. 399–405 pp.

26. *Esper J., Cook E. R., Schweingruber F. H.* Low-frequency signals in long tree-ring chronologies for reconstructing past temperature variability. Science, 295. 2002. 2250–2253 pp.

27. *H. Bolbot, V. Grebin* Long-term dynamics and current trends in fluctuations of the flow characteristics of the Siverskyi Donets River basin. Conference Proceedings, Monitoring 2019, Nov 2019, Volume 2019, p.1 – 5. <https://doi.org/10.3997/2214-4609.201903229>

28. *Labat D., Godderis Y., Probst J. L., Guyot J. L.* Evidence for global runoff increase related to climate warming. Advances in Water Resources, 27. 2004. 631–642 pp.

29. *Liritzis I., Fairbridge R.* Remarks on astrochronology and time series analysis of Lake Sake varved sediments. Journal of the Balkan Geophysical Society, 6. 2003. 165–172 pp.

30. *Lohre M., Sibbertsen P., Konnig T.* Modeling water flow of the Rhine River using seasonal long memory. Water Resources Research, 39. 2003. 1132 p.

31. *Luk'yanets O., Sosedko M.* Die Abflussbewertung auf nächste Jahre in den Karpaten unter Berücksichtigung der mehrjährigen Abflussschwankungen. XIX. Konferenz der Donauländer. Osijek (Kroatien). 1998, 393-401 s.

32. *Lukianets Olga* Stochastic regularities of long-term fluctuation of average annual runoff of rivers of Tisza river basin (within the Ukraine). In XXVII Conference of the Danubian Countries, Golden Sands, Bulgaria. 2017. 280-290 pp.

33. 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). p.1–5. <https://doi.org/10.3997/2214-4609.2020geo119>
34. Oleksandr Obodovskyi, Olga Lukianets Patterns and Forecast of Long-term Cyclical Fluctuations of the Water Runoff of Ukrainian Carpathians Rivers. Scientific Journal of Environmental Research, Engineering and Management, 73, No.1. Kaunas University of Technology, 2017. 33-47 pp.
35. Pavla Pekarova and Jan Pekar Long-term discharge prediction for the Turnu Severin station (the Danube) using a linear autoregressive model. Hydrol. Process, 20. 2006. 1217–1228 pp.
36. Pekarova P, Miklanek P, Pekar J. Spatial and temporal runoff oscillation analysis of the main rivers of the world during the 19th–20th centuries. Journal of Hydrology, 274. 2003. 62–79 pp.
37. Pekarova P, Miklanek P. Occurrence of the dry periods in European runoff series. In XXII Conference of the Danubian Countries. Brno (CD ROM), 2004.
38. Pekárová, P., Miklánek, P. (eds.). Flood regime of rivers in the Danube River basin. Follow-up volume IX of the Regional Co-operation of the Danube Countries in IHP UNESCO. IH SAS, Bratislava, 215 p. + 527 p. app. 2019.
39. Probst J, Tardy Y. Long range streamflow and world continental runoff fluctuation since the beginning of this century. Journal of Hydrology, 94. 1987. 289–311 pp.
40. Rao AR, Hamed K. Multi-taper method of analysis of periodicities in hydrologic data. Journal of Hydrology, 279. 2003. 125–143 pp.
41. Solanki SK, Usoskin IG, Kromer B, Schussler M, Beer J. Unusual activity of the sun during recent decades compared to the previous 11 000 years. Nature, 431. 2004. 1084–1087 pp.
42. Sosiedko M. Regular alternation of high and low streamflow periods in the river basin of the Carpathians. Annales Geophysicae, 15. 1997. (Part II, Supplement II), C310.
43. Van Gelder PHAJM, Kuzmin VA, Visser PJ. Analysis and statistical forecasting of trends in river discharges under uncertain climate changes. In River Flood Defence. 2000. Booklet 9, University Kassel: Germany, D13-D22.
44. Vasiliev S.S, Dergachev V.A. The ~ 2400-year cycle in atmospheric radiocarbon concentration: bispectrum of ^{14}C data over the last 8000 years. Annales Geophysicae, 20. 2002. 115–120 pp.
45. Walanus A, Soja R. The 3-5 yr period in river runoff—is it random fluctuation? In Proceedings, Hydrological Processes in the Catchment. Cracow, 1995. 141–148 pp.
46. Williams GR. Cyclical variations in the worldwide hydrological data. Journal of the Hydraulics Division, ASCE, 6. 1961. 71–88 pp.

Структура временных рядов годового стока воды рек бассейна Северского Донца на основе стохастического анализа его многолетних колебаний

Большот А.В., Лукьянец О.И., Гребень В.В.

Установлены закономерности в многолетней изменчивости среднего годового стока воды рек бассейна Северского Донца, идентифицирована циклическая составляющая, выявлена длительность и характер чередования циклов водности и в их пределах маловодных и многоводных фаз, а также, используя обнаруженные стохастические закономерности по историческим данным, выполнен прогноз стока на ближайшую перспективу.

Ключевые слова: речной бассейн Северского Донца, сток воды, изменчивость, циклические колебания, маловодные и многоводные фазы водности, стохастический анализ, прогнозные оценки водности.

Structure of the time series of the annual water runoff of the rivers of the Siverskyi Donets River Basin based on the stochastic analysis of its long-term fluctuations

Hanna Bolbot, Olga Lukianets, Vasyl Grebin

To detect the cyclic component in time series of annual water runoff of rivers of the Siverskyi Donets River Basin structure, it is necessary to have a hydrological gauge, which closes a large river basin and has long continuous observations of water runoff. The only hydrological gauge that meets these conditions is the Siverskyi Donets - Lysychansk - the catchment area is 52,400 km² and the beginning of observations of water runoff since 1892. The Siverskyi Donets - Lysychansk is quite intermittent. Analysis of annual water runoff data of "neighboring basins" for the Siverskyi Donets Basin showed that the longest series of continuous observations has a hydrological gauge the Desna River near Chernihiv - since 1895, the catchment area is 81400 km². So, we can consider this basin as basic for calculations and determination of patterns of long-term variability of annual water runoff of rivers of the Siverskyi Donets Basin. The study used data from eight hydrological gauges: the Desna - Chernihiv, intermediate river basins – the Sula - Lubny, the Psel - Zapsillya, the Vorskla - Kobeliaky, within the study basin – the Siverskyi Donets - Lysychansk, the Bakhmut - Siversk, the Aidar - Novoselivka, as well as the Southern Bug - Oleksandrivka.

To confirm the spatial consistency of the annual water runoff of the studied rivers, a correlation matrix between the time sequences of the water runoff of neighboring basins was determined. To obtain a generalized characteristic of long-term water runoff variability of the studied rivers, chronological graphs of changes in modular coefficients were constructed, initial time series smoothing was performed, graphical analysis of difference integral curves was applied.

In the course of the research regularities in long-term variability of average annual water runoff of rivers of the Siverskyi Donets Basin were identified, cyclic component was identified, duration and nature of water runoff cycles and within them low and wet phases were identified. The prediction of annual water runoff in the near future was done.

Joint autocorrelation and spectral analysis allowed to identify a mutually confirmed cycle lasting 19-24 years for the rivers of the Siverskyi Donets Basin. According to the criterion of series, it is established that the periods of low phase can be 9 ± 2 years. Knowing the length of the cycles, water-specific phases were identified. As a result, for the rivers of the Siverskyi Donets Basin it was found that the runoff in the wet phase exceeds the norm by an average of 18%, and the runoff in the low phase is lower by an average of 17% than normal. Therefore, the difference in river water phases is $\approx 35\%$.

Forecast estimates show that by 2020 ± 2 , the rivers of the basin will have a low phase, which began in 2008. A wet phase is expected from 2020 ± 2 to 2029 ± 2 , then in the period 2030 ± 2 - 2038 ± 2 years - low phase. In the period from 2039 ± 2 to 2048 ± 2 we should expect an increase of annual water runoff of the rivers of the Siverskyi Donets Basin.

Key words: *Seversky Donets river basin, water runoff, variability, cyclic fluctuations, low-water and multi-water phases of water content, stochastic analysis, forecast water estimates.*

Надійшла до редколегії 09.11.2021

DOI: <https://doi.org/10.17721/2306-5680.2021.4.3>

УДК 556.5

Кущенко Л.В.

Одеський державний екологічний університет, м. Одеса

ДОСЛІДЖЕННЯ ДЕФІЦИТІВ ВОДНОСТІ ТА ІНДЕКСІВ ПОСУХИ ДЛЯ ЗОНИ НЕДОСТАТНЬОЇ ВОДНОСТІ УКРАЇНИ

Представлені результати дослідження формування дефіцитів водності на річках в зоні недостатньої водності України. Для визначення дефіцитів використаний «пороговий» метод, який передбачає порівняння щоденних витрат води у меженний період з величинами мінімального стоку заданої ймовірності перевищення. Проаналізовано динаміку дефіцитів у часі та їх інтенсивність тривалість та об'єми. В дослідженні також представлені результати розрахунку різноманітних індексів посух та проаналізовано їх взаємозв'язок зі витратами води в період літньо-осінньої межени.

Ключові слова: *мінімальний стік річок, дефіцит водності, межень, індекси посух.*

Вступ. З кожним роком набувають все більшої актуальності дослідження щодо значного впливу зміни клімату (підвищення температури повітря, збільшення випаровування з водної поверхні, зменшення кількості опадів) на водні ресурси України, що призводить до їх дефіциту та може значно обмежити розвиток секторів економіки, які залежать від водних ресурсів.

За численними дослідження провідних українських та закордонних вчених [2, 4-5, 8, 10-11] очікується що найбільшого впливу кліматичних змін слід очікувати саме в зоні недостатньої водності, в межах якої величина випаровування за рік у сукупності з інфільтрацією в середньому за багаторічний період перевищує кількість атмосферних опадів, яка в Україні в основному відповідає степовій зоні.

Степова зона розташована у південній частині України та займає майже 40% її території. На півночі межує з лісостеповою зоною, на півдні простягається до узбережжя Чорного, Азовського морів та передгір'я Кримських гір.

На території цієї зони протікають річки, що належать до басейну нижньої течії Дністра, Дніпра, Південного Бугу та Сіверського Дінця.

Як відомо, водні ресурси будь-якої території визначають запаси поверхневих та підземних вод в її межах [9]. Найменші значення цього запасу спостерігаються під час межени, коли річки отримують живлення за рахунок підземних вод, а на Півдні України часто пересихають. Мінімальний стік спостерігається на річках досліджуваної території у літньо-осінній та зимовий періоди, й в окремі роки в цьому випадку може спостерігатися дефіцит водності. Поняття дефіцит водних ресурсів передбачає відсутність достатніх запасів водних ресурсів для забезпечення потреб населення на розглядуваній території. В період кліматичних змін, який характеризується суттєвим перерозподілом водних ресурсів, як