

УДК 556.16

Сніжко С. І., Павельчук Є. М., Дідовець Ю. С.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ДОСЛІДЖЕННЯ ЧАСОВИХ ТЕНДЕНЦІЙ ЗМІНИ ВОДНОГО СТОКУ З ОЦІНКОЮ ЇХ ЗНАЧИМОСТІ ЗА ТЕСТОМ МАННА-КЕНДАЛЛА

Ключові слова: часові гідрологічні ряди, статистичні тренди, оцінка значимості зміни водності

Вступ. У світовій гідрологічній практиці при оцінці часової динаміки стоку використовується гіпотеза стаціонарності, у відповідності з якою майбутні кліматичні умови та гідрологічні характеристики водних об'єктів будуть, у статистичному розумінні, аналогічні тим, що спостерігались у попередній багаторічний період часу. Виходячи з цього, статистичні закономірності багаторічних коливань гідрологічних величин, що встановлені шляхом аналізу даних спостережень, поширюються на весь розрахунковий період.

Однак правомірність цієї концепції ставиться під сумнів деякими вченими, у зв'язку зі змінами клімату та його впливом на гідрологічний цикл. Саме цей факт і спричиняє актуальність даних досліджень.

Вихідні передумови. Питання аналізу динаміки часових гідрологічних рядів, детально розглядаються в роботах М. М. Ворончука [3, 4], В. І. Вишневецького [2], С. І. Сніжка [5, 6, 10], X. Zhang [11] в яких виявлено та охарактеризовано основні компоненти часових гідрологічних рядів, зокрема часові тренди та циклічні складові. Зроблено висновок про наявність позитивних, чи негативних трендів у розвитку часового гідрологічного процесу в той, чи інший період часу та про коливальний циклічний характер водного стоку, який зберігається як у періоди збільшення, так і у періоди зменшення водного стоку.

З'являються роботи з результатами детальних досліджень тенденцій сезонного водного стоку за багаторічний період, які свідчать про нерівномірність прояву кліматичних змін у водному стоці різних гідрологічних сезонів [8].

З останніх робіт викликає інтерес дослідження Л. О. Горбачової, Т. О. Баужі [1], у якому вперше при оцінці трендів зроблена спроба врахувати циклічність водного стоку задля отримання коректних результатів.

Виклад основного матеріалу дослідження. Дослідження тенденцій зміни водного стоку у часі можна проводити з використанням методу регресійного аналізу, який математично описує залежність значень гідрометеорологічних показників від часу.

Склавши та розв'язавши рівняння регресії, можна зробити вирівнювання емпіричних ліній регресії, тобто моделювати залежність, що спостерігається. Це здійснюється шляхом підбору функції, графік якої являє собою теоретичну лінію регресії. Якщо підібрана функція в достатній мірі характеризує сутність процесу чи явища, то можливе прогнозування значень ознаки за межами зроблених спостережень.

Оскільки рівняння регресії описує статистичний зв'язок між двома змінними величинами, то це означає, що і рівняння, і графік регресійного зв'язку характеризує залежність не окремих значень у від величини x , а залежність часткових (групових) середніх \bar{y}_x від значення x .

Функція, яка дозволяє за величиною однієї ознаки (x) знаходити середні (очікувані) значення іншої ознаки (\bar{y}_x) зв'язаної з x кореляційно, називається регресією. Статистичний аналіз регресії отримав назву регресійного аналізу.

Подібно кореляції, регресія може бути парною (простою) і множинною, за формою зв'язку – лінійною і нелінійною, по залежності одnobічною (змінюється лише одна ознака під впливом іншого) і двосторонньою (змінюються обидві ознаки під впливом один одного).

Виразити регресію можна кількома способами: шляхом побудови емпіричних ліній, шляхом складання рівняння та побудовою теоретичних ліній регресії, а також за допомогою коефіцієнта регресії. Рівняння найбільш точно виражає залежність між двома змінними (x, y), якщо кореляція між ними близька до одиниці.

На практиці найчастіше для цього використовують рівняння регресії першого порядку:

$$\bar{y}_x = a + bx, \quad (1)$$

де a – вільний член рівняння, b – коефіцієнт регресії, що визначає нахил лінії регресії по відношенню до осей координат.

Для розрахунку рівняння регресії застосовують метод найменших квадратів, який базується на положенні, що сума квадратів відхилень емпіричних спостережень y_i від теоретичної лінії регресії \bar{y}_x повинна бути мінімальною

$$\sum (y_i - \bar{y}_x)^2 = Q_{min}. \quad (2)$$

Отже сутність методу полягає в тому, щоб розрахувати такі значення коефіцієнтів a і b , при яких сума квадратів відхилень виміряних величин від передбачуваних (за рівнянням) була б мінімальною.

У світовій практиці для оцінки достовірності лінійних трендів широко застосовується тест Манна-Кендалла [9]. Цей тест, що також відомий, як статистика Кендалла, використовується для перевірки трендів на достовірність у гідрологічних та кліматологічних розрахунках. Процедура базується на методі ранжування і є стійкою до впливу екстремумів, її добре використовувати, коли маємо справу з асиметричними змінними. Згідно із цим тестом, нульова гіпотеза H_0 стверджує, що значення (x_1, \dots, x_n) являють собою n незалежних та тотожно розподілених змінних. Альтернативна гіпотеза H_1 двостороннього тесту полягає в тому, що розподіл x_k та x_j не є тотожним для всіх $k, j \leq n$ при $k \neq j$. Статистика тесту S , що має середнє значення 0 та дисперсію, вираховану з рівняння (3), визначена, використовуючи рівняння (4) і (5), є асимптотично нормальною:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k), \quad (3)$$

де

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} +1, \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0, \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1, \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad (4)$$

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) \sum_{i=1}^n t_i i(i-1)(2i+5)}{18} \quad (5)$$

де t_i – кількість зв'язків величини i .

У випадках де величина $n > 10$, стандартна нормальна випадкова величина Z визначається, з використанням рівняння (6):

$$Z = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & \text{if } S > 0 \\ 0, & \text{if } S = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (6)$$

У двосторонньому тесті для тренду H_0 буде таким чином справджуватись, якщо $|z| \leq z_{\alpha/2}$ (де $\alpha/2$ – квантиль стандартного нормального розподілу) на α -рівні значущості. Додатне значення S означає зростаючий тренд, відповідно від'ємне значення S означає спадаючий тренд.

Для дослідження використано дані гідрологічних спостережень на 9 водомірних постах Держгідрометслужби України, розміщених на основних річках Житомирського Полісся за період 1950–2012 р. За допомогою програми Excel було виконано побудову графіків зміни водності річок у часі та підібрано до них методом найменших квадратів лінійні тренди (рис. 1, табл.1).

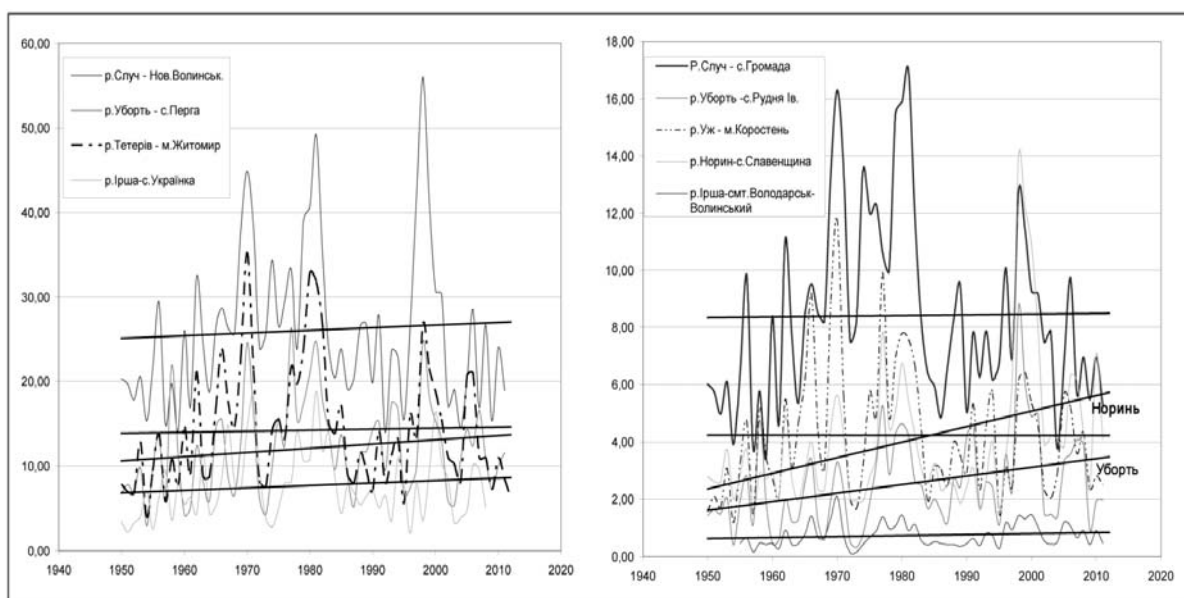


Рис.1. Лінійні тренди середніх річних величин водного стоку річок Житомирського Полісся за період 1950-2012 рр.

Таблиця 1. Рівняння лінійних трендів водного стоку річок Житомирської області за багаторічний період

Річка пункт	Рівняння тренду	Значення коефіцієнту лінійного тренду	Статистична значимість тренду
Случ-с. Громада	$y = 0,0024x + 3,73$	0,002	не значимий
Случ-м. Новоград - Волинський	$y = 0,0311x - 35,55$	0,030	не значимий
Уборть- с. Рудня Іванівська	$y = 0,0301x - 57,02$	0,030	не значимий
Уборть-с. Перга	$y = 0,0499x - 86,78$	0,049	не значимий
Уж-м. Коростень	$y = -0,0002x + 4,67$	-0,0002	не значимий
Норинь- с.Славенщина	$y = 0,0541x - 103,14$	0,054	не значимий
Тетерів-м.Житомир	$y = 0,012x - 9,58$	0,010	не значимий
Ірша – м.Володимир Волинський	$y = 0,0499x - 6,12$	0,049	не значимий
Ірша- с.Українка	$y = 0,0291x - 49,99$	0,030	не значимий

Як видно з рис.1 та табл.1, практично всі тренди паралельні осі абсцис, за виключенням трендів водного стоку малих річок – Уборті та Норині, де візуально помітно слабке зростання водного стоку. Однак коефіцієнти лінійного тренду у всіх випадках близькі до нуля, а перевірка статистичної значимості наявності тенденції до збільшення/зменшення водного стоку не підтвердила її. Причина прлягає в самому характері багаторічного водного стоку та у методиці розрахунку тренду. Водний стік представлений циклами багатоводних та маловодних років, що змінюються (відхиляються від норми стоку), а положення лінії тренду якраз розраховується на рівновіддаленій від цих відхилень і підтверджує стаціонарність багаторічних гідрологічних рядів.

В роботі [7] було обґрунтовано існування щонайменше трьох повних циклів водності досліджуваних річок за період з 1950 р. по 2012 р., а саме: 1 – 1950-1971 рр., 2 – 1972 – 1982 рр., 3 – 1983 – 2004 рр.

Розглянемо особливості зміни водного стоку з точки зору його направленості (збільшення/зменшення) протягом першого 22-річного циклу водності (1950-1971 рр.) (рис.2, табл.2). Результати аналізу свідчать про наявність статистично значимих трендів, які підтверджують збільшення водного стоку під час цього циклу водності.

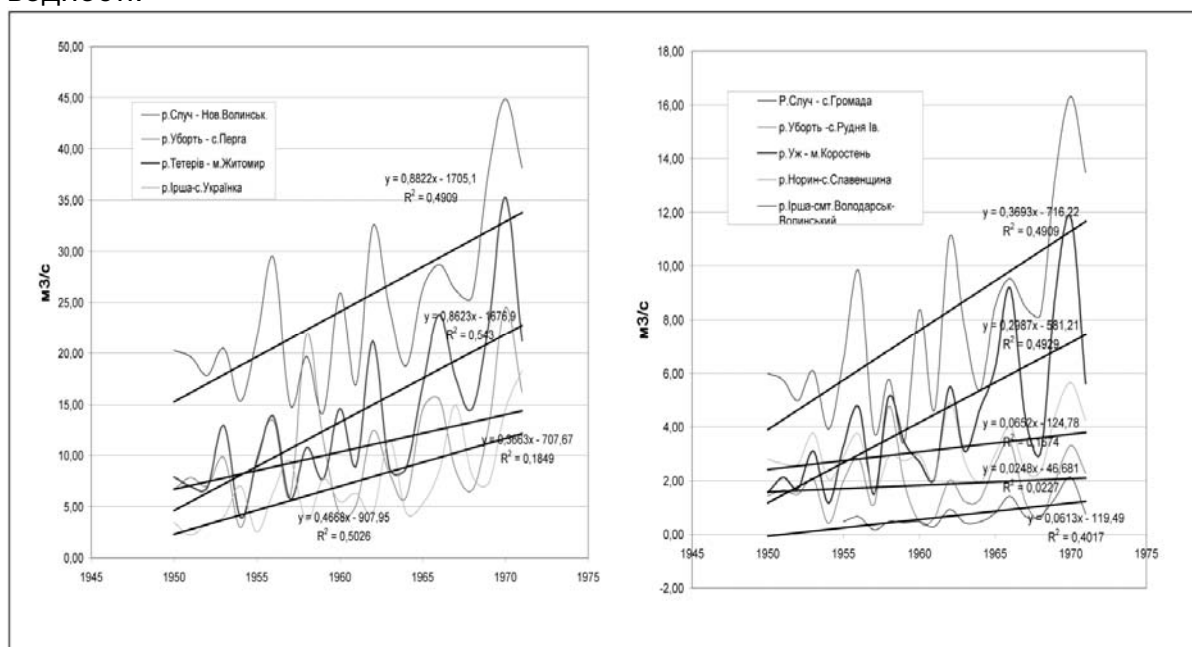


Рис.2. Тренди зміни водного стоку протягом 22-річного циклу водності (1950-1971 рр.)

Таблиця 2. Рівняння трендів зміни водного стоку протягом 1950-1971 рр.

Річка пункт	Рівняння тренду	Значення коефіцієнту лінійного тренду	Статистична значимість тренду
Случ-с.Громада	$y = 0,37x - 716,22$	0,37	значимий
Случ-м.Новоград-Волинський	$y = 0,88x - 1705,1$	0,88	значимий
Уборть- с. Рудня Іванівська	$y = 0,024x - 46,681$	0,024	не значимий
Уборть-с.Перга	$y = 0,37x - 707,67$	0,37	значимий
Уж-м.Коростень	$y = 0,30x - 581,21$	0,30	значимий
Норинь- с.Славенщина	$y = 0,07x - 124,78$	0,07	не значимий
Тетерів-м.Житомир	$y = 0,86x - 1676,9$	0,86	значимий
Ірша-м.Володимир-Волинський	$y = 0,06x - 119,49$	0,06	не значимий
Ірша- с.Українка	$y = 0,47x - 907,95$	0,47	значимий

Аналогічні результати були нами отримані для другого і для третього циклів водності (рис.3-4 табл.3-4).

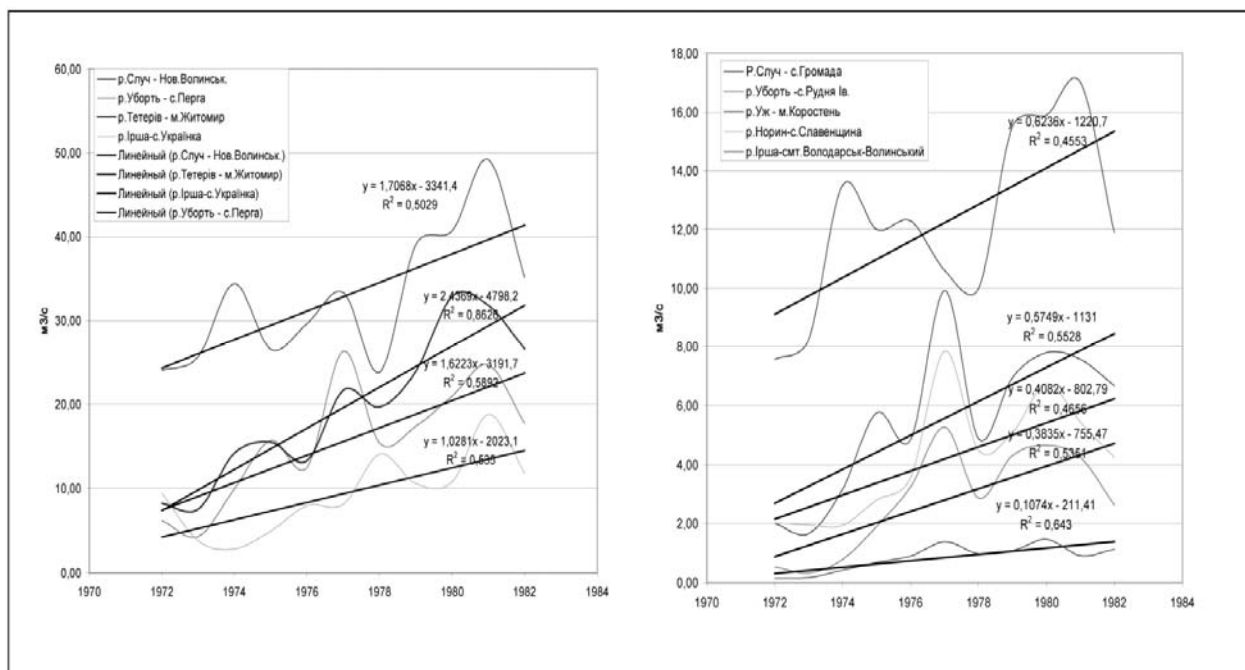


Рис.3. Тренди зміни водного стоку протягом 1972-1982 рр.

Таблиця 3.Рівняння трендів зміни водного стоку протягом 1972-1982 рр. та їх характеристики

Річка пункт	Рівняння тренду	Значення коефіцієнту лінійного тренду	Статистична значимість тренду
Случ-с.Громада	$y = 0,62x - 1220,7$	0,62	значимий
Случ-м.Новоград - Волинський	$y = 1,7x - 3341,0$	1,71	значимий
Уборть- с. Рудня Іванівська	$y = 0,38x - 755,47$	0,38	значимий
Уборть-с.Перга	$y = 1,62x - 3191,7$	1,62	значимий
Уж-м.Коростень	$y = 0,57x - 1131$	0,57	значимий
Норинь- с.Славенщина	$y = 0,41x - 802,7$	0,41	значимий
Тетерів-м.Житомир	$y = 2,44x - 4798,2$	2,44	значимий
Ірша - м.Володимир Волинський	$y = 0,11x - 211,41$	0,11	не значимий
Ірша- с.Українка	$y = 1,03x - 2023,1$	1,03	значимий

Дослідження водного стоку в часових межах циклів водності 1950-1971рр., 1972-1982 рр., 1983-2004 рр. показало наявність (за невеликим виключенням) його статистично значимих позитивних трендів. В той же час для багаторічного періоду спостережень 1950-2012 рр. не було виявлено жодного статистично значимого тренда.

Пояснення цьому можна знайти, проаналізувавши структуру часових рядів в рамках кожного циклу. Кожен повний цикл водності складається з маловодної і багатоводної фази, тобто статистичний ряд розпочинається з менших значень витрат води і завершується більшими. Формуючи таким чином структуру циклу водності, ми закладаємо можливість отримання позитивного і статистично значимого тренду. Щоб довести це, сформуємо цикл водності, який би розпочинався не з маловодної, а з багатоводної фази і закінчувався маловодною.

Для прикладу використаємо дані по р. Случ за багатоводну фазу 1977-1982 рр. і доповнимо її даними за маловодну фазу 1983 – 1995 рр. та побудуємо спільний графік для двох циклів водності: 1977 -1995 рр. та 1983 по 2004 р. (рис.5). Маловодна фаза (1983 – 1995 рр.) є спільною для цих циклів, але в першому циклі вона завершає цикл, а в другому – розпочинає.

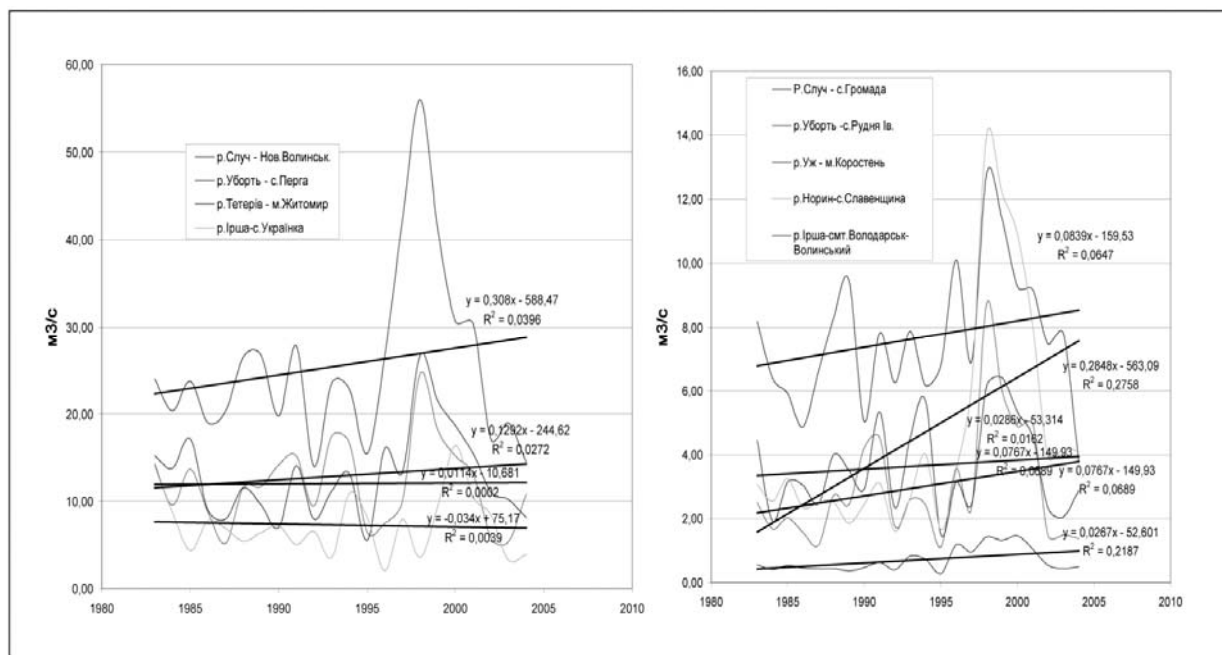


Рис.4. Тренди зміни водного стоку протягом 1983-2004 рр.

Таблиця 4. Рівняння трендів зміни водного стоку протягом 1983-2004 рр. та їх характеристики

Річка пункт	Рівняння тренду	Значення коефіцієнту лінійного тренду	Статистична значимість тренду
Случ-с.Громада	$y = 0,08x - 159,53$	0,08	не значимий
Случ-м.Новоград-Волинський	$y = 0,31x - 588,47$	0,31	значимий
Уборть- с. Рудня Іванівська	$y = 0,07x - 149,93$	0,08	не значимий
Уборть-с.Перга	$y = 0,011x - 10,68$	0,011	не значимий
Уж-м.Коростень	$y = 0,03x - 53,314$	0,03	не значимий
Норинь- с.Славенщина	$y = 0,28x - 563,09$	0,28	значимий
Тетерів-м.Житомир	$y = 0,13x - 244,62$	0,13	не значимий
Ірша-м.Володимир Волинський	$y = 0,03x - 52,601$	0,03	не значимий
Ірша- с.Українка	$y = -0,03x + 75,17$	-0,03	не значимий

Даною побудовою підтверджується, що направленість тренду закладається правильністю (неправильністю) вибору періоду спостереження за водним стоком. Якщо починається період з багатоводної фази (1977-1982 рр.) а завершається маловодною, то тренд буде негативний (показує зменшення стоку). І, навпаки, якщо період починається з маловодної фази (1983-1995 рр.) а завершається багатоводною (1995–2004 рр.), то тренд буде позитивний (показує збільшення стоку). Методично обґрунтованим підходом до вирішення даної проблеми є правильний вибір періоду спостережень, який би включав у себе декілька повних циклів коливання водності, у яких би маловодні фази урівноважувалися багатоводними. При дослідженні трендів зміни водності протягом коротких періодів часу отриманий результат не може характеризувати багаторічну

направленість водного стоку і його використання для будь-яких інтерпретацій приведе до хибних висновків.

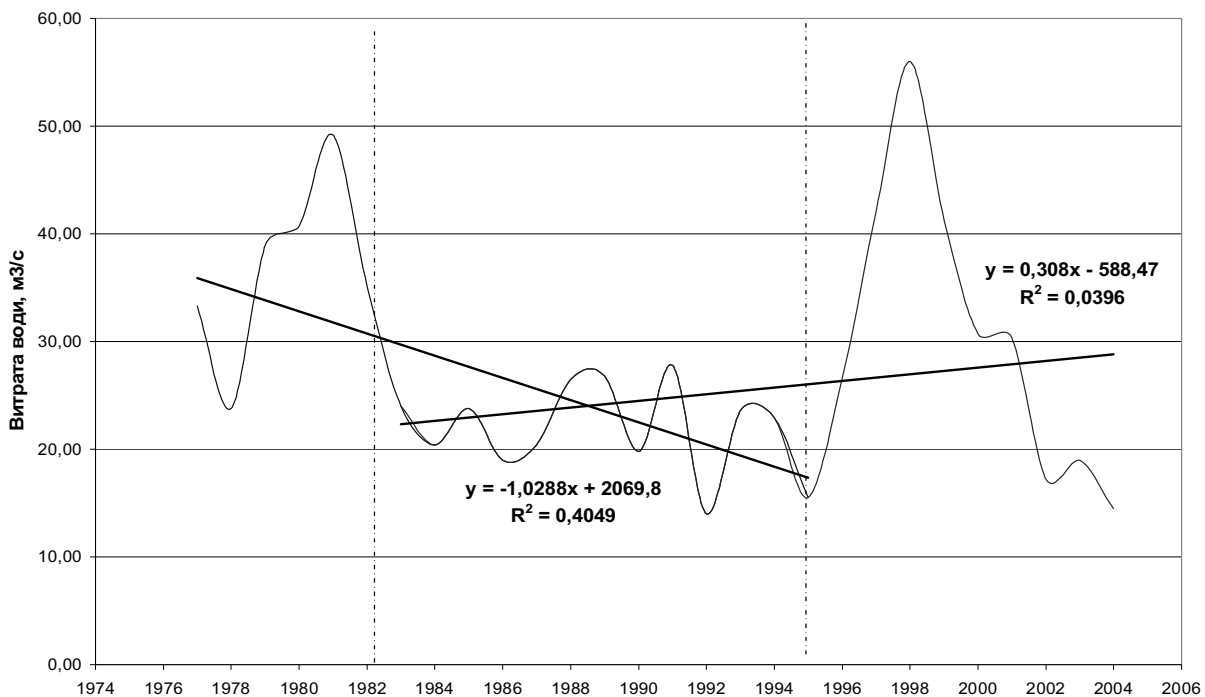


Рис. 5. Порівняння розрахованих трендів зміни водного стоку р.Случ – м. Новоград-Волинський за два цикли водності: 1977-1995 рр. та за 1983 – 2004 рр.

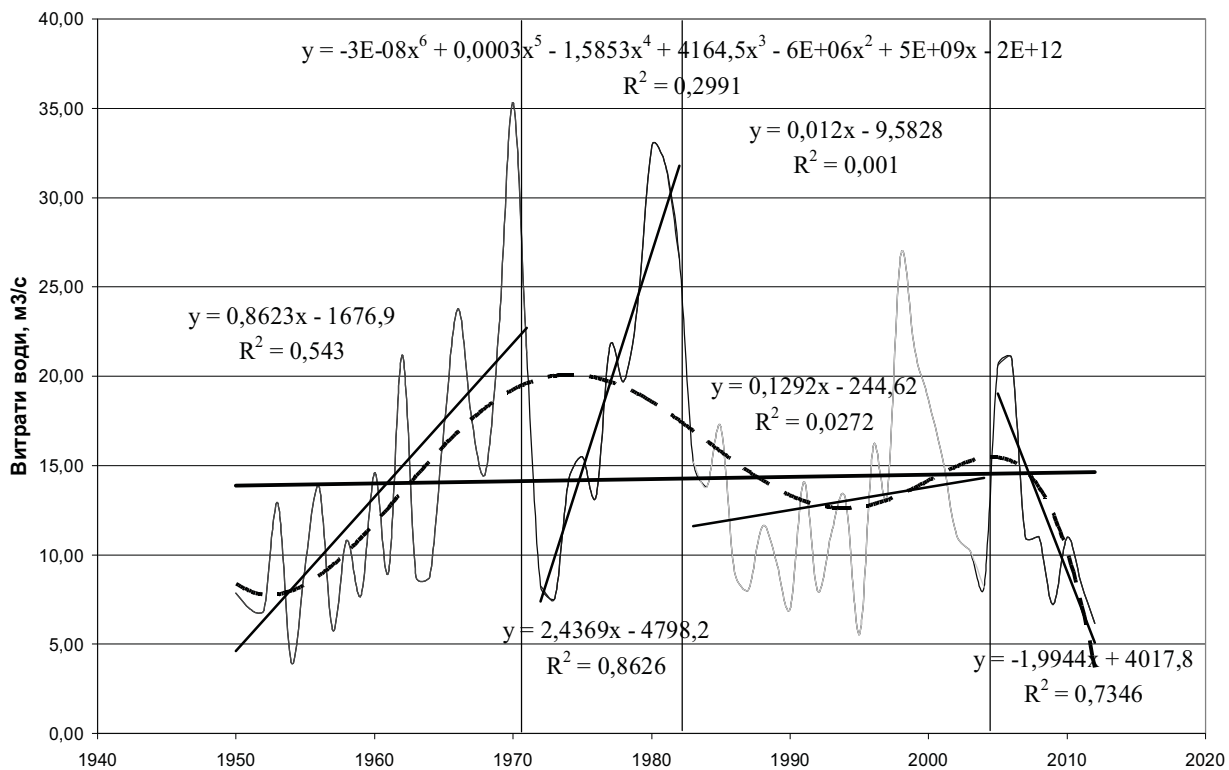


Рис.6. Тренди зміни водності р.Тетерів біля м. Житомир за багаторічний період з 1950 р. по 2012 р. та за окремі цикли водності

Цю тезу можна підтвердити на прикладі аналізу багаторічної динаміки водності р.Тетерів біля м.Житомир (рис.6): для багаторічного періоду, не зважаючи на наявність візуально слабо вираженого позитивного тренду (коефіцієнт регресії становить всього 0,012, а R^2 лише 0,001), відсутній статистично значимий тренд, але для окремих короткоперіодичних циклів водності значимість трендів підтверджується як графо-візуальними, так і статистичними методами.

Побудований криволінійний поліноміальний тренд для цього ж періоду в цілому набагато краще описує багаторічний хід водності річки, в однаковій мірі апроксимуючи і періоди зростання (багатоводні періоди) і періоди спадання водності (маловодні періоди).

Висновки. Виконані дослідження показали, що:

- статистична значимість зміни водного стоку досліджуваних річок за багаторічний період (1950 -2012 рр.) на основі тесту Манна-Кенделла не була підтверджена;

- для відносно короткотривалих циклів водності встановлені статистично значимі тренди зміни водності, направленість яких залежить від порядку чергування багатоводної і маловодної фаз водності в досліджуваному часовому періоді;

- найкращий результат апроксимації часового ходу водності за багаторічний період отримано у випадку використання поліноміальної моделі 6 порядку (еволюторний тренд), яка в однаковій мірі описує і періоди зростання (багатоводні періоди) і періоди спадання водності (маловодні періоди);

- для коротких часових періодів найкращий ступінь апроксимації, який контролюється величиною R^2 , досягається використанням простих лінійних моделей, однак тенденції зміни водного стоку за ці обмежені періоди часу не можуть характеризувати багаторічну направленість водного стоку; їх використання для стратегічних водогосподарських узагальнень та для будь-яких інтерпретацій, пов'язаних з глобальними процесами зміни клімату може привести до хибних висновків.

Список літератури

1. Горбачова Л.О. Динаміка середньорічного стоку води гірських річок (на прикладі водо токів Закарпатської водно балансової станції) / Л.О.Горбачова, Т.О. Баужа // Наук. праці УкрНДГМІ. – 2011. – Вип. 260. – С.175–186. 2. Вишневецький В. І. Зміни клімату та річкового стоку на території України та Білорусі / В. І. Вишневецький // Наук. праці УкрНДГМІ. – 2001. – Вип. 249. – С. 89–106. 3. Ворончук М. М. Аналіз гідрометеорологічних временних рядов методом скользящего полиномиального сглаживания / М. М. Ворончук, Т. В. Самсонова // Тр. УкрНИГМИ. – 1980. – Вып. 181. – С. 100–107. 4. Ворончук М. М. Проявления в колебаниях водности Днепра динамики солнечной активности и других космико-геофизических факторов / М. М. Ворончук // Тр. УкрНИГМИ. – 1972. – Вып. 116. – С. 44–59. 5. Сніжко С.І. Аналіз багаторічної динаміки водності р.Горинь як провідного фактора формування її гідрохімічного режиму / С.І. Сніжко // Картографія та вища школа. – 2003. – Вип.8. – С. 144-148. 6. Сніжко С.І. Оцінка багаторічної мінливості стоку річок басейну верхнього Дністра / Сніжко С.І., Купріков І.В., Боднарчук Т.В. // Україна: Географічні проблеми сталого розвитку. : зб. наук. праць у 4х т. – К. : Обрії. – 2004. – Т. 3. – С.270-272. 7. Сніжко С.І. Уточнення норм та характерних періодів зміни середнього річного стоку річок Житомирської області / Сніжко С.І., Павельчук Є.М., Дідовець Ю.С. // Укр. гідрометеорологічний журнал. – 2014. – №14. – С. 76-84. 8. Fangmann A. Trends in beobachteten Abflusszeitreihen in Niedersachsen / Fangmann A., Belli A., Haberlandt U. // Hydrologie und Wasserbewirtschaftung. – 2013. – №57, – S. 196-205. 9. Kendall M.G. Rank correlation methods/ - London:Griffin. – 1975. – 156 p. 10. Snizhko S. Wasserabfluss der Hauptflusse des Beckens von Schwarzen Meer und die Besonderheiten seiner Veraenderung / S. Snizhko, I. Kuprikov // Hydrologische Vorhersagen und hydrologisch-wasserwirtschaftliche Grundlagen. – Bukarest : WMO/UNESCO, 2002. – S.

125-134. 11. Trends in Canadian streamflow / X. Zhang, K. D. Harvey, W. D. Hogg, T. R. Yuzyk // Water Resour. Res. – 2001. – Vol. 37, № 4. – P. 987–998.

Дослідження часових тенденцій зміни водного стоку з оцінкою їх значимості за тестом Манна-Кендалла

Сніжко С.І., Павельчук Є.М., Дідовець Ю. С.

Виконано дослідження багаторічних тенденцій зміни водного стоку річок Житомирського Полісся. Статистична значимість трендів часових рядів водного стоку на основі тесту Манна-Кенделла для багаторічного періоду спостережень не була підтверджена. Це означає, що статистично значимих змін водного стоку за період з 1950 по 2012 рр. у цьому регіоні не відбулося.

Ключові слова: часові гідрологічні ряди, статистичні тренди, оцінка значимості зміни водності.

Исследование временных тенденций изменения водного стока с оценкой их значимости по тесту Манна-Кенделла

Снижко С.И., Павельчук Е.М., Дидовец Ю.С.

Проведено исследование многолетних тенденций изменения водного стока рек Житомирского Полесья. Статистическая значимость трендов временных рядов водного стока на основе теста Манна-Кенделла для многолетнего периода наблюдений не была подтверждена. Это означает, что статистически значимых изменений водного стока за период с 1950 по 2012 гг. в этом регионе не происходило.

Ключевые слова: временные гидрологические ряды, статистические тренды, оценка значимости изменения водности.

Study of temporal trends of water runoff with assess of significance by the Mann-Kendall test

Snizhko S. Pavelchuk Y. Didovets J.

It is done the research of long-term trends of changes of water runoff of Zhytomyr Polissya rivers. The statistic significance trends of time series water runoff based on Mann-Kendall test for long-term observations were not confirmed. It means that there were not statistically significant changes of water runoff in this region during 1950 - 2012 years.

Keywords: hydrological time series, statistical trends, assessment of the significance of water changes.

Надійшла до редколегії 29.04.2014