

### **Особенности гидрологической связи Сиваша с Азовским морем**

**Ворова В.П.**

В статье рассматриваются современные особенности водообмена Сивашской лагуны с Азовским морем через проливы в Арабатской стрелке. Указывается на необходимость учёта при гидрологических расчетах водообмена существующего ещё с 1969 года в теле Арабатской стрелки пролива Промойна. Приводятся исторические факты об особенностях возникновения пролива Промойна. Высказывается предположение о влиянии пролива на изменение гидрологических, гидрохимических и гидробиологических показателей в пределах акватории восточного Сиваша.

**Ключевые слова:** Сиваш, пролив Тонкий, пролив Промойна, водообмен, гидрологический режим

### **Peculiarities of hydrological connection between the Syvash lagoon and the Azov sea**

**Vorovka V.**

This study investigates current characteristics of the Syvash lagoon and the Azov sea water cycle. The author emphasizes that during hydrological calculations of water cycle indices there is a necessity to take into consideration existence of the Promoina strait in the body of Arabatska strilka. The author also gives some historical facts about the origin of the Promoina strait. Hypothetically the Promoina strait influences hydrological, hydrochemical and hydrobiological indices of the Syvash.

**Keywords:** the Syvash, the Tonka strait, the Promoina strait, water cycle, hydrological regimen

*Надійшла до редколегії 28.02.2013*

УДК 551.551.8

**Скриник О. Я.<sup>1</sup>, Скриник О. А.<sup>2</sup>, Ошурок Д. О.<sup>3</sup>**

<sup>1</sup>Український науково-дослідний гідрометеорологічний інститут, м. Київ

<sup>2</sup>Національний університет біоресурсів та природокористування України, м. Київ

<sup>3</sup>Київський національний університет імені Тараса Шевченка

### **ФРАКТАЛЬНИЙ АНАЛІЗ ЧАСОВИХ РЯДІВ ДАНИХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ ЗА ТЕМПЕРАТУРОЮ ПОВІТРЯ В УКРАЇНІ**

**Ключові слова:** температура повітря, часові ряди, фрактальний (R/S) аналіз, показник Херста

**Вступ.** Дослідження клімату, його прогнозування – важлива та актуальна проблема, яка стоїть перед світовою науковою спільнотою. Один із можливих шляхів її вирішення – використання глобальних чисельних кліматичних моделей [1]. Альтернативний шлях – фізико-статистичний аналіз часових рядів даних спостережень за основними кліматичними характеристиками [2, 3]. Вважаємо, що останній є особливо ефективним, коли мова йде про дослідження регіональних аспектів клімату.

Ряди даних сформовані реальними фізичними (метеорологічними, астрофізичними та геофізичними) процесами, які або відбувалися в кліматичній системі, або впливали на неї. Тобто, в них закодована інформація про її минулий та теперішній стан. Отримання цієї інформації за допомогою фізико-статистичного аналізу („розкодування” часових рядів) є надзвичайно важливим, оскільки вона може бути використана як для дослідження поточного стану кліматичної системи, так і для прогнозування її подальшої динаміки (для створення різного роду фізико-статистичних чи стохастичних прогностичних моделей). Очевидно, вказаний шлях дослідження клімату є значно менше затратним ніж використання глобальних чисельних кліматичних моделей, але, на нашу думку, не менш ефективним.

**Мета публікації** – провести дослідження внутрішньої структури вікових рядів даних спостережень за температурою повітря в Україні, використовуючи відносно новий метод статистичного аналізу, а саме – фрактальний (R/S) аналіз. Зазначимо, що під внутрішньою структурою рядів розуміємо не тільки наявність циклів (регулярних чи не регулярних), але і зв'язність елементів ряду. Тобто, чи існує статистичний зв'язок між елементами ряду, чи вони є статистично незалежними. Іншими словами, чи існує пам'ять у часових рядах і яка вона – коротка (з певним характерним часовим масштабом) чи довготривала (що проявляється на всіх часових масштабах).

Зазначимо, що проведення фрактального аналізу часових рядів розглядаємо як один із етапів так званого перед прогнозного аналізу, ціллю якого є накопичення інформації про досліджувані ряди. Накопичена інформація в подальшому буде використовуватися для створення їх математичних моделей.

**Матеріали та методика досліджень.** Вихідний емпіричний матеріал – ряди даних про середню добову температуру повітря на деяких реперних метеорологічних станціях України (Київ, Луганськ, Миколаїв). Перелік станцій обумовлений тривалістю спостережень, оскільки очевидно, що чим довші ряди, тим більший об'єм інформації вони містять. На вказаних станціях доступним для аналізу є період з 1881 до 2010 рр. (130 років). Основний інструмент, що використовувався для виявлення внутрішньої статистичної структури часових рядів, фрактальний аналіз (інші назви, які використовуються в літературі: R/S-аналіз, метод нормованого розмаху, метод Херста).

Фрактальний (R/S) аналіз був запропонований британським кліматологом-гідрологом Херстом [4]. Його суть полягає у розрахунку для досліджуваного ряду певної статистики  $H$ , яка отримала назву показника Херста. В математичній статистиці доводиться, що значення показника Херста лежить в межах від 0 до 1. Також доводиться, що при  $H = 0.5$  – вихідний ряд складається із статистично незалежних значень (пам'яті не існує). Якщо значення показника Херста є більшими від 0.5 ( $0.5 < H < 1$ ), то в досліджуваному ряді є довготривала пам'ять, а сам ряд називають персистентним [6]. Якщо  $0 < H < 0.5$ , то значення ряду змінюється ще більш інтенсивніше, ніж у суто випадковому ряді. Такі ряди називають антиперсистентними.

Херстом також були отримані і перші оцінки введеної ним статистики часових рядів  $H$  для деяких рядів геофізичних даних. В тому числі були отримані оцінки величини  $H$  і для рядів середньої річної температури повітря. Згідно [4], для вказаної кліматичної характеристики середнє значення  $H$  дорівнює 0.68, що приблизно збігається з оцінкою цієї величини іншими дослідниками [5]. На основі розрахованого значення величини  $H$  можна зробити висновок, що ряди середньої річної температури мають персистентну структуру. Проте слід зауважити, що у вказаних роботах не досліджувалась значущість такого висновку і не проводилось його обґрунтування.

Як вказувалось вище, значення  $H = 0.68 > 0.5$  свідчить про персистентну, фрактальну, самоподібну на різних часових масштабах структуру досліджуваного ряду. Зазначимо, що  $H = 0.5$  – це теоретична *асимптотична* оцінка показника Херста для суто випадкового ряду, тобто ряду який складається із статистично незалежних значень. Персистентна структура – ознака довготривалої пам'яті, яка зберігається в ряді на *всіх* часових масштабах. Тобто, немає характерного часового масштабу пам'яті, як наприклад у процесі Орнштейна-Уленбека, чи у його дискретному варіанті – авторегресійному процесі певного порядку (AR). Довготривала пам'ять означає, що середні добові значення температури мають

певний вплив на майбутні середні добові значення, середні місячні впливають на середні місячні і т.д. Іншими словами, в структурі ряду, незважаючи на локальну випадковість (зашумленість), існує глобальна впорядкованість (довготривала пам'ять). Очевидно, що встановлення факту чи є ряд персистентним чи ні, є важливим з точки зору вибору подальшої математичної моделі для його прогнозування.

**Результати дослідження.** На рис.1 в логарифмічному масштабі представлені результати розрахунку величини нормованого розмаху (R/S) в залежності від часового масштабу чи часу запізнення ( $\tau$ ) для рядів середньої річної (а), середньої місячної (б) та середньої добової (в) температури Києва. Показник Херста визначається як кутовий коефіцієнт нахилу апроксимаційної прямої, тобто, із рівності  $\lg(R/S) = H \lg(\tau) + a$ , де  $a$  - деяке стає число. Зауважимо, якщо температурний ряд – персистентний (з довготривалою пам'яттю), то нахил апроксимаційної лінії на графіку не повинен суттєво змінюватись при переході від одних до інших часових масштабів, наприклад, від середніх річних до середніх місячних, чи середніх добових. Розрахунки проводилися з використанням двох різних алгоритмів, які детально описані в [6] і [7]. Алгоритм Петерса слід вважати обґрунтованішим, оскільки він дає значно більшу кількість розрахованих значень нормованого розмаху і, крім того, для нього розроблена процедура оцінки статистичної значущості отриманих результатів.

Алгоритм перевірки значущості статистики (показника) Херста докладно описаний в [7]. За нульову гіпотезу приймається твердження, що досліджуваний ряд є суто випадковим, альтернативна гіпотеза – ряд є фрактальним (персистентним чи антиперсистентним). Згідно теоретичних досліджень та чисельних експериментів [7] у випадку суто випадкового ряду статистика Херста має нормальний розподіл. Її середнє значення розраховується на основі залежності середнього значення нормованого розмаху суто випадкового ряду від часового масштабу ( $E(R/S) = f(\tau)$ ). В [7] представлена теоретично виведена аналітична формула з емпіричною поправкою, яка виражає вказану залежність:

$$E(R/S) = \frac{\tau - 0.5}{\tau} \left( \frac{\pi \tau}{2} \right)^{-0.5} \sum_{i=1}^{\tau-1} \sqrt{\frac{\tau-i}{i}}. \quad (1)$$

Дисперсія розподілу оцінюється як  $\sigma^2 = 1/N$ , де  $N$  - об'єм досліджуваного ряду. Тоді, якщо розраховане значення показника Херста лежить в межах 99% ймовірності (в межах  $6\sigma$ ), то робиться висновок про справедливість нульової гіпотези (про випадковість досліджуваного ряду), в протилежному випадку – приймається альтернативна гіпотеза. Враховуюче зазначене, в табл. 1 і нижче (в подальшому тексті) під значущістю представлено відхилення розрахованого значення  $H$  від теоретичного, виражене в одиницях  $\sigma$ . Таке представлення дозволяє легко визначати значущість розрахованої величини  $H$  і відповідно приймати нульову чи альтернативну гіпотезу. Зауважимо, що значущість із додатнім знаком виражає персистентну структуру ряду (чи тенденцію до такої структури), з від'ємним – антиперсистентну.

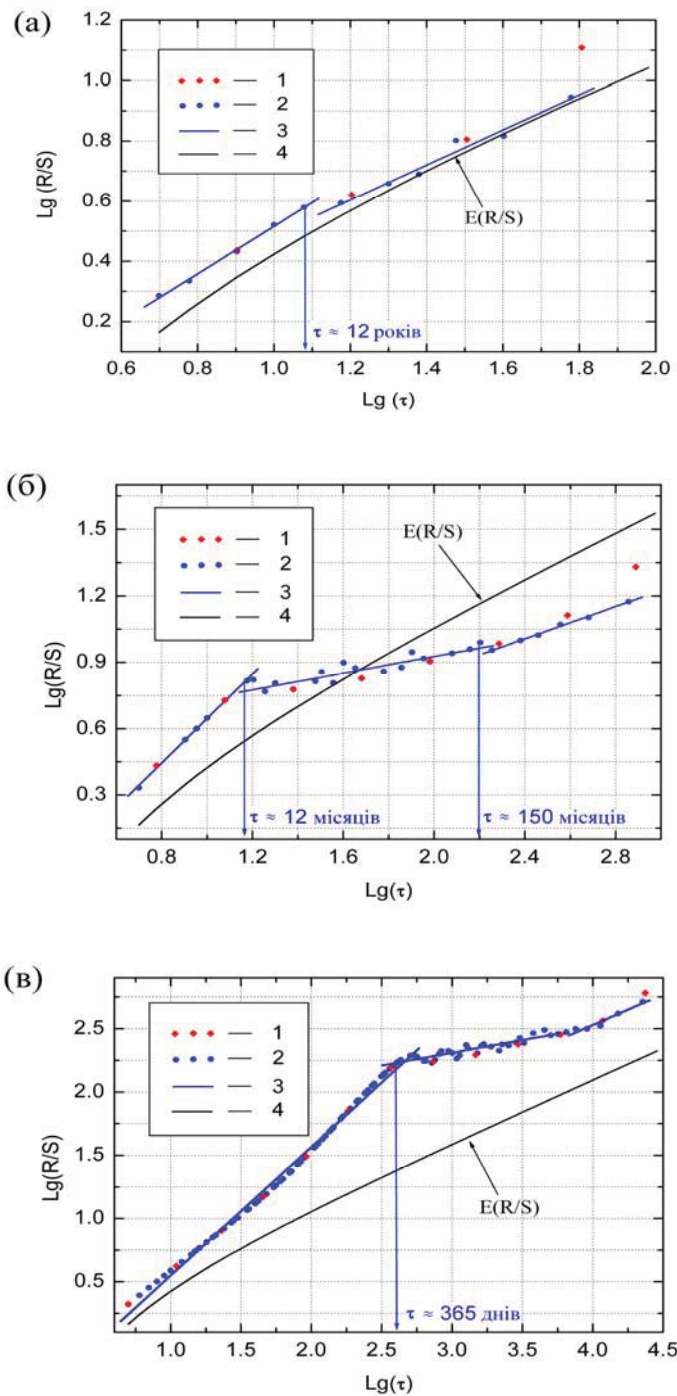


Рис. 1. R/S-аналіз середньої річної (а), середньої місячної (б) та середньої добової (в) температури на станції Київ:

- 1 – значення нормованого розмаху, розраховані за алгоритмом Федера [6];
- 2 – значення нормованого розмаху, розраховані за алгоритмом Петерса [7];
- 3 – лінійні регресії для розрахованих значень 2;
- 4 – нормований розмах для суто випадкового процесу (розрахований за формулою (1)).

Таблиця 1. R/S-аналіз рядів даних спостережень за температурою (м. Київ, 1881 – 2010 рр.)

Проміжок зміни часового масштабу	Алгоритм Петерса			Алгоритм Федера			E(R/S)
	H	Значущість	$R^2$	H	Значущість	$R^2$	H
Середня річна температура, $[\tau] = \text{рік}$ , об'єм вибірки - 129							
$5 \leq \tau \leq 12$	0.789	-0.54	0.997	-	-	-	0.837
$15 \leq \tau \leq 60$	0.582	-0.47	0.972	-	-	-	0.624
$5 \leq \tau \leq 60$	0.591	-1.28	0.975	0.732	0.95	0.982	0.704
Середня місячна температура, $[\tau] = \text{місяць}$ , об'єм вибірки - 1548							
$5 \leq \tau \leq 15$	1.006	7.72	0.998	0.981	6.72	1	0.813
$16 \leq \tau \leq 160$	0.188	-16.16	0.818	0.213	-15.16	0.986	0.592
$180 \leq \tau \leq 720$	0.364	-6.52	0.996	0.573	1.84	0.977	0.527
Середня добова температура, $[\tau] = \text{день}$ , об'єм вибірки - 47116							
$5 \leq \tau \leq 378$	1.017	88	0.995	-	-	-	0.609
$405 \leq \tau \leq 4536$	0.200	-68	0.818	-	-	-	0.514
$7560 \leq \tau \leq 22680$	0.484	-4.34	0.941	-	-	-	0.504

З аналізу рис. 1(а) та даних табл. 1 випливає висновок, що для ряду середньої річної температури гіпотеза про його фрактальну (персистентну) структуру не знаходить підтвердження. Перш за все при  $\tau \approx 12$  років чітко спостерігається розрив у значеннях нормованого розмаху, розрахованих на основі алгоритму Петерса. За даними алгоритму Федера розрив важко ідентифікувати через малу кількість розрахункових точок. Очевидно, що для часових масштабів  $5 \leq \tau \leq 12$  і  $15 \leq \tau \leq 60$  апроксимаційні лінійні регресії є різними. Для першого проміжку  $H = 0.789$ , для другого  $H = 0.582$ . Незважаючи на те, що обидва значення є більшими 0.5, висновок про фрактальну структуру ряду на відповідних часових масштабах зробити не можна, оскільки статистична значущість  $H = 0.789$  і  $H = 0.582$  відповідно рівна  $-0.54$  і  $-0.47$ . Тобто, розраховані значення відхиляються від відповідного „теоретичного” значення  $H$  (для суто випадкового ряду) на відстань меншу ніж  $\sigma$  в сторону менших значень. Отже, є підстави прийняти нульову гіпотезу, тобто на зазначених масштабах – ряд є випадковим (з деякою тенденцією до антиперсистентності).

Якщо все ж не враховувати наявний розрив і розглядати весь проміжок, то висновок не зміниться:  $H = 0.591$  із значущістю  $-1.28$ . Не зміниться висновок і коли визначати показник Херста для всього проміжку на основі алгоритму Федера. В цьому випадку отримуємо  $H = 0.732$ , значущість якого рівна 0.31. Зауважимо, що  $H = 0.732$  є дуже близьким до значень, отриманих в [4] і [5].

Таким чином, висновок про фрактальність (персистентність) досліджуваного ряду не є обґрунтованим, і є всі підстави прийняти справедливості нульової гіпотези (випадковість ряду середніх річних температур).

Розрив у значеннях нормованого розмаху при  $\tau \approx 12$  років є ознакою наявності в ряду циклу з тривалістю приблизно рівною 11–12 років. Для виявлення який це цикл (періодичний чи неперіодичний) необхідні подальші дослідження. Наприклад, якщо цикл періодичний, то його легко можна виявити класичним спектральним аналізом. В той же час неперіодичні цикли спектральним аналізом виявити неможливо. Зазначимо, оцінка тривалості циклу в ряді середньої річної



температури співпадає з оцінкою неперіодичного циклу сонячної активності (див. наприклад [7]). Зауважимо, що виявлення періодичних чи неперіодичних циклів є дуже важливою і цінною властивістю R/S-аналізу.

Перехід до менших часових масштабів (до середніх місячних значень температури) підтверджує зроблений вище висновок: в не перетвореному вигляді ряди температури не є персистентними (рис 1(б)). Априорі можна стверджувати, що кутовий коефіцієнт нахилу розрахованих значень нормованого розмаху (R/S) для середніх місячних значень температури буде відрізнятися від розглянутого вище випадку, оскільки повинен проявлятися періодичний цикл – річний хід температури. З якісного аналізу рис. 1 (б) можна зробити висновок, що існують три проміжки часового масштабу, де внутрішня структура ряду є кардинально різною:  $5 \leq \tau \leq 15$ ,  $16 \leq \tau \leq 160$  і  $180 \leq \tau \leq 720$ . На першому проміжку ряд є повністю персистентним,  $H = 1.006$ , і такий висновок є достатньо обґрунтованим, значущість – 7.72. Це очевидний результат, оскільки періодичний цикл (річний хід) є дуже сильним детермінованим сигналом, який практично нівелює (подавляє) наявність у ряді інших складових. На двох інших проміжках ряд виявляє антиперсистентну поведінку,  $H = 0.188$  і  $H = 0.364$  відповідно. В обох випадках значущість є достатньою (-16.16 і 6.52), щоб зроблений висновок можна було вважати обґрунтованим. Розрив у ході нормованого розмаху при  $\tau \approx 150$  місяців є ознакою наявності ще одного циклу. Очевидно, що це раніше виявлений 12-річний цикл, хоча більш точнішу оцінку його тривалості з аналізу графіка, представленого на рис. 1 (б), зробити важко.

R/S-аналіз середніх місячних значень температури на основі алгоритму Федера практично не відрізняється від вище розглянуто. Єдина відмінність полягає в оцінці  $H$  для останнього проміжку часового масштабу. За алгоритмом Федера можна зробити висновок, що на проміжку  $180 \leq \tau \leq 720$  ряд є суто випадковим ( $H = 0.573$  при значущості 1.84). Проте слід зазначити, що згідно рекомендацій [5] слід „обережно” поводитись із значеннями R/S при найбільших часових масштабах, оскільки їх статистична забезпеченість є дуже слабкою.

При переході до ще менших часових масштабів, до середніх добових значень, загальна якісна картина поведінки нормованого розмаху на різних часових масштабах буде тотожною до попереднього випадку. Аналіз кількісної числової інформації табл. 1 повністю підтверджує зроблений висновок.

Повністю аналогічні результати отримані і для температурних рядів на інших станціях. Єдине, що слід відмітити, це те, що 12-річний цикл в рядах даних станції Луганськ проявляється менш чітко.

**Висновки.** Таким чином, підстав для прийняття висновку про персистентну структуру рядів середньої річної температури повітря немає. Є підстави стверджувати протилежне – досліджувані ряди на зазначених часових масштабах є практично випадковими з певною тенденцією до антиперсистентності (по крайній мірі такий висновок справедливий для температурних рядів, отриманих на території України). Тенденція до антиперсистентності більш чітко проявляється при дослідженні температурних рядів з більшою часовою роздільною здатністю. Це очевидно, оскільки із зменшенням часового масштабу збільшується частка випадкової складової у ряді (зменшується період осереднення). Антиперсистентність означає, що ряд є ще більш «зазубреним» ніж суто випадковий ряд.

Проведений R/S-аналіз дозволив також виявити проміжки часових масштабів антиперсистентної поведінки ряду та наявні цикли. Крім очевидного періодичного циклу – річного ходу – чітко проявляється 12-ти річний цикл, причиною якого може

бути сонячна активність. Отримана інформація може бути використана для створення прогностичних фізико-статистичних чи стохастичних моделей рядів температури повітря.

#### Список літератури

1. Дымников В. П. Моделирование климата и его изменений / Дымников В. П., Лыкосов В. Н., Володин Е. М. // Современные проблемы вычислительной математики и математического моделирования. – М. : Наука, 2005. – Т.2. – С. 36-173. 2. Глобальне потепління і клімат: регіональні екологічні та соціально-економічні аспекти / [Волощук В. М., Бойченко С.Г., Бортник С.Ю. та ін.]. – К. : ВПЦ „Київський університет”, 2002. – 117 с. 3. Характер изменения среднесуточной температуры воздуха на территории Украины в последнее десятилетие и физико-статистический метод ее прогноза с длительной заблаговременностью / [Мартазинова В. Ф., Остапчук В. В., Иванова Е. К, Прохоренко В. М.] // Тр. УкрНИИГМИ. – 1999. – Вып. 247. – С. 36-48. 4. Hurst H. E. Long-Term Storage: An Experimental Study / Hurst H. E., Black R. P. and Simaika Y. M. – Constable, London, 1965. – 145 p. 5. Найденов В. И. Эффект Харста в геофизике / В. И. Найденов, И. А. Кожевникова // Природа. – 2000. – №1. – С.3-11. 6. Федер Е. Фракталы / Е. Федер. – М. : Мир, 1991. – 264 с. 5. Peters E. E. Fractal Market Analysis. Applying Chaos Theory to Investment and Economics / Edgar E. Peters. – Jhon Wiley&Sons, 2003.

#### Фрактальний аналіз часових рядів даних спостережень за температурою повітря в Україні

**Скриник О. Я., Скриник О. А., Ошурок Д. О.**

*На основі фрактального (R/S) аналізу проведено дослідження внутрішньої структури (наявність пам'яті, регулярних та нерегулярних циклів) вікових рядів даних спостережень за температурою повітря в Україні.*

**Ключові слова:** температура повітря, часові ряди, фрактальний (R/S) аналіз, показник Херста.

#### Фрактальный анализ временных рядов данных наблюдений за температурой воздуха в Украине

**Скриник О. Я., Скриник О. А., Ошурок Д. А.**

*Используя фрактальный (R/S) анализ проведено исследование внутренней структуры (наличие памяти, регулярных и нерегулярных циклов) вековых рядов данных наблюдений за температурой воздуха в Украине.*

**Ключевые слова:** температура воздуха, временные ряды, фрактальный (R/S) анализ, статистика Херста.

#### Fractal analysis of air temperature time series collected in Ukraine

**Skrynyk O. Y., Skrynyk O. A., Oshurok D. O.**

*Using the fractal analysis the internal structure (memory, regular and irregular cycles) of air temperature time series collected in Ukraine was studied.*

**Keywords:** air temperature, time series, fractal analysis, Hurst exponent.

**Надійшла до редколегії 25.01.2013**