

СЕЗОННА ДИНАМІКА БІОГЕННИХ РЕЧОВИН КРУПНИХ ВОДНИХ ОБ'ЄКТІВ

SEASONAL DYNAMICS OF NUTRIENTS OF LARGE WATER BODIES



Артеменко Владислав Андрійович, Український гідрометеорологічний інститут Державної служби України з надзвичайних ситуацій та Національної академії наук України, науковий співробітник відділу гідрохімії, e-mail: artemenko@uhmi.org.ua, тел.. 380936011250, Україна, 03028, м. Київ, просп. Науки 37, к.34.



Петрови́ч Володи́мир Васи́льович, кандидат технічних наук, професор, старший науковий співробітник, професор кафедри транспортного будівництва та управління майном Національного транспортного університету. e-mail: petrovichvv60@ukr.net, тел. +380442807338, Україна, 01010, м. Київ, вул. М. Омеляновича-Павленка, 1, к. 138.,

<https://orcid.org/0000-0003-0422-2535>

Анотація. Наведені переваги застосування метода робастної лінійної регресії (KTRL) при наявності аномальних значень у вихідних часових рядах.

Методом KTRL досліджені залежності концентрації неорганічних сполук азоту від величини стоку та температури води за сезонами календарного року.

Визначені особливості сезонної динаміки розчиненого кисню у річковій воді.

Ключові слова: гідрохімічні часові ряди, аномальні значення у вихідних даних, метод лінійної робастної регресії, сезонна динаміка концентрації неорганічних сполук азота та розчиненого кисню у річковій воді.

Вступ

Як відомо, для вирішення різних гідроекологічних задач важливо знати не тільки склад природних вод, але також як цей склад змінюється під впливом різних природних факторів.

Для більшості річок України характерна яскраво виражена сезонність.

Зазвичай, для оцінки факторів сезонності необхідний спеціальний аналіз [1].

Якщо визначати сезонність безпосередньо із експериментальних даних, це буде досить складним завданням. Тому автори на першому етапі роботи традиційно розглядали чотири сезони календарного року.

Зважаючи на наявність екстремальних значень у вихідних даних у якості розрахункового апарату використовувався ефективний метод лінійної робастної регресії [2].

Для дослідження сезонних залежностей концентрації неорганічних сполук азота від величини річкового стоку та температури води були використані середньодобові дані за 1991 ... 2010 роки, які включали часові ряди концентрації амонійних $[\text{NH}_4^+]$, нітритних $[\text{NO}_2^-]$ та нітратних $[\text{NO}_3^-]$ іонів, мг/дм^3 , дані по витратах води у річці, $\text{м}^3/\text{с}$, температурі води $^\circ\text{C}$.

Для оцінки сезонних залежностей концентрації розчиненого кисню, мг/дм^3 , від температури води, $^\circ\text{C}$, були використані середньодобові дані за 15-річний період (до 2010 року включно).

Для вибірки необхідних даних авторами була розроблена спеціальна програма.

Метод лінійної робастної регресії. У різних галузях природничих наук широке застосування одержав метод найменших квадратів (МНК, або англ. OLS). Але слід зазначити, що при обробці даних методом МНК існують певні обмеження [3].

Необхідно також врахувати, що всі елементи виборки екологічних рядів не є величинами незалежними. Тобто для точок (окрім спостережень) ряду вкрай важливий порядок їх слідування.

Як відомо, екологічні часові ряди – це ряди, які володіють сильною сезонністю.

Так, статистики даних для січня будуть істотним чином відрізнятися не тільки від статистик даних, наприклад, для червня, але і змінюватись по роках.

У багатьох випадках взагалі не можна вказати на сімейство, у рамках якого знаходиться конкретне розподілення для вихідних даних.

Моделі МНК також досить погано адаптовані до наявності різного роду “вибросів” (аномальних значень) у ряду даних [4].

При цьому аномалії – це не обов’язково помилки в даних моніторингу. Аномалії взагалі можуть бути характерними властивостями певного часового ряду [5]. Тому для екологічних часових рядів має сенс використовувати робастні методи регресії, які слабо чутливі до різного роду аномалій у вихідних даних та не орієнтовані на певне параметричне сімейство.

Один із найбільш ефективних і в той же час відносно простий метод робастної регресії – це метод

KENDALL – THEIL ROBUST LINE(KTRL).

В роботі цей метод був використаний при проведенні прямих через “облако” експериментальних точок. Метод кратко полягає у наступному [2].

1. Обчислюється множина $N * (N - 1)/2$ коефіцієнтів кута нахилу

$$B[K] = (Y[I] - Y[J]) / (X[I] - X[J])$$

для всіх можливих пар точок I та J вихідної виборки, де $B[K]$ – складові вектора довжиною $N * (N - 1)/2$.

2. Розрахункові коефіцієнти моделі оцінюються як медіани (медіана вектора – це скаляр):

$$\beta = \text{Median}(B),$$

$$\alpha = \text{Median}(Y) - \beta * \text{Median}(X).$$

3. В результаті одержуємо модель виду

$$\hat{Y} = \alpha + \beta * X \quad (1)$$

Згідно даного алгоритма була написана процедура (MATLAB – функція) KENDALL – THEIL – TREND ():

```
function [ XX , YY , A , B , E ] = KENDALL_THEIL_TREND( X , Y );
```

```
XX = [ ];
```

```
YY = [ ];
```

```
A = [ ];
```

```
B = [ ];
```

```
E = 0;
```

```
if IS_VECTOR( X ) == false
```

```
E = 1;
```

```
return
```

```
end
```

```
if IS_VECTOR( Y ) == false
```

```
E = 2;
```

```
return
```

```
end
```

```
X = X( : );
```

```
Y = Y( : );
```

```
X_SZ = length( X );
```

```
Y_SZ = length( Y );
```

```

if X_SZ ~= Y_SZ
    E = 3;
    Return
end

SZ = X_SZ;

If SZ < 2
    E = 4;
    return
end

if min( X ) == max( X )
    E = 5;
    return
end

if min( Y ) == max( Y )
    E = 6;
    Return
end

N = SZ;
SZ = N .* ( N - 1 ) ./ 2;

B = zeros( SZ , 1 );
I = 1;

for J1 = 1 : ( N - 1 )
    for J2 = ( J1 + 1 ) : N
        B( I ) = ( Y( J1 ) - Y( J2 ) ) ./ ( X( J1 ) - X( J2 ) );
        I = I + 1;
    end
end

B( not( isfinite( B ) ) ) = [ ];
if isempty( B ) == true
    B = [ ];
    E = 7;
    return
end

B = median( B );

A = median( Y ) - B .* median( X );
XX = X;
YY = A + B .* X;

end

```

Процедура може також працювати з такими безкоштовними аналогами MATLAB як FREEMAT та OCTAVE практично без будь-яких модифікацій (як під керуванням OS WINDOWS, так і LINUX). Вхідні елементи цієї процедури – X та Y. Ці вектори однакової довжини можуть бути як “горизонтальними”, так і “вертикальними” векторами. Однак в середині даної процедури вони у будь-якому випадку приводяться до векторів “вертикальних”.

На початку процедури виконується перевірка вхідних даних (X та Y) на адекватність. Для цього використовується допоміжна процедура IS_VECTOR ():

```
function [ ANS ] = IS_VECTOR( V );

ANS = false;

if isempty( V ) == true
return
end

if isnumeric( V ) == false
return
end

if isreal( V ) == false
return
end

if isvector( V ) == false
return
end

if any( isnan( V ) ) == true
return
end

if any( isinf( V ) ) == true
return
end

ANS = true;

end
```

Вхідні дані процедури MATLAB X та Y не повинні мати NAN значень [6], +Inf та -Inf значень, а також бути числовим типом даних double.

Вихідні дані процедури XX, YY (для лінії регресії), коефіцієнти A та B регресії, код помилок E (якщо помилок немає, E=0).

Самі обчислення виконуються у підвійному (вкладеному) циклі та повністю відповідають алгоритму. Зазначимо, що реальні дані можуть приводити до того, що значення X(J1)-X(J2) буде дорівнювати нулю.

Тоді в циклі виконується ділення на нуль, що в залежності від величини Y(J1)-Y(J2) може давати NAN, +Inf та -Inf значення. Для запобігання цього випадку у процедурі застосована відповідна обробка.

Коефіцієнти регресії B, і далі A, знаходимо через медіани (див. вище), саму лінію робастної регресії YY – за формулою (1).

Всі графіки (прямі лінії), що стосуються безпосередньо регресії, можна одержати на виході процедури (XX та YY). Для цього слід отсортувати XX у порядку їх зростання, потім у цьому ж порядку отсортувати значення YY.

Графіки були побудовані за допомогою стандартних системних процедур MATLAB.

Були також написані функції, що здійснювали перевірку статистичності значущості одержаної лінії регресії (у статті не наведені).

Як відомо, такі статистичні тести виконуються на завершальному етапі роботи.

Однак слід зазначити, що надмірне жорстке слідування подібним тестам може перешкоджати “побачити” нові закономірності у вихідних даних [7].

Тестовий приклад, що демонструє істотну різницю між результатами, що одержані за допомогою метода класичної регресії (OLS) та методом лінійної робастної регресії (KTRL), наведений нижче.

Були використані наступні дані:

$$\begin{cases} X = [5; 2; 1; 7; 19], \\ Y = [10; 7; 3; 15; 1]. \end{cases}$$

Через ці п'ять точок були проведені відповідні прямі.

Як видно із рис.1, метод OLS намагається врахувати вплив всіх точок на проведення прямої (у тому числі і точку аномальну), в той час як метод KTRL зводить вплив аномальної точки до мінімуму.

При цьому одержуємо також суттєву різницю у нахилах прямих: для метода OLS маємо

$$\beta = \frac{dy}{dx} < 0, \text{ в той час як метод KTRL дає значення } \beta > 0.$$

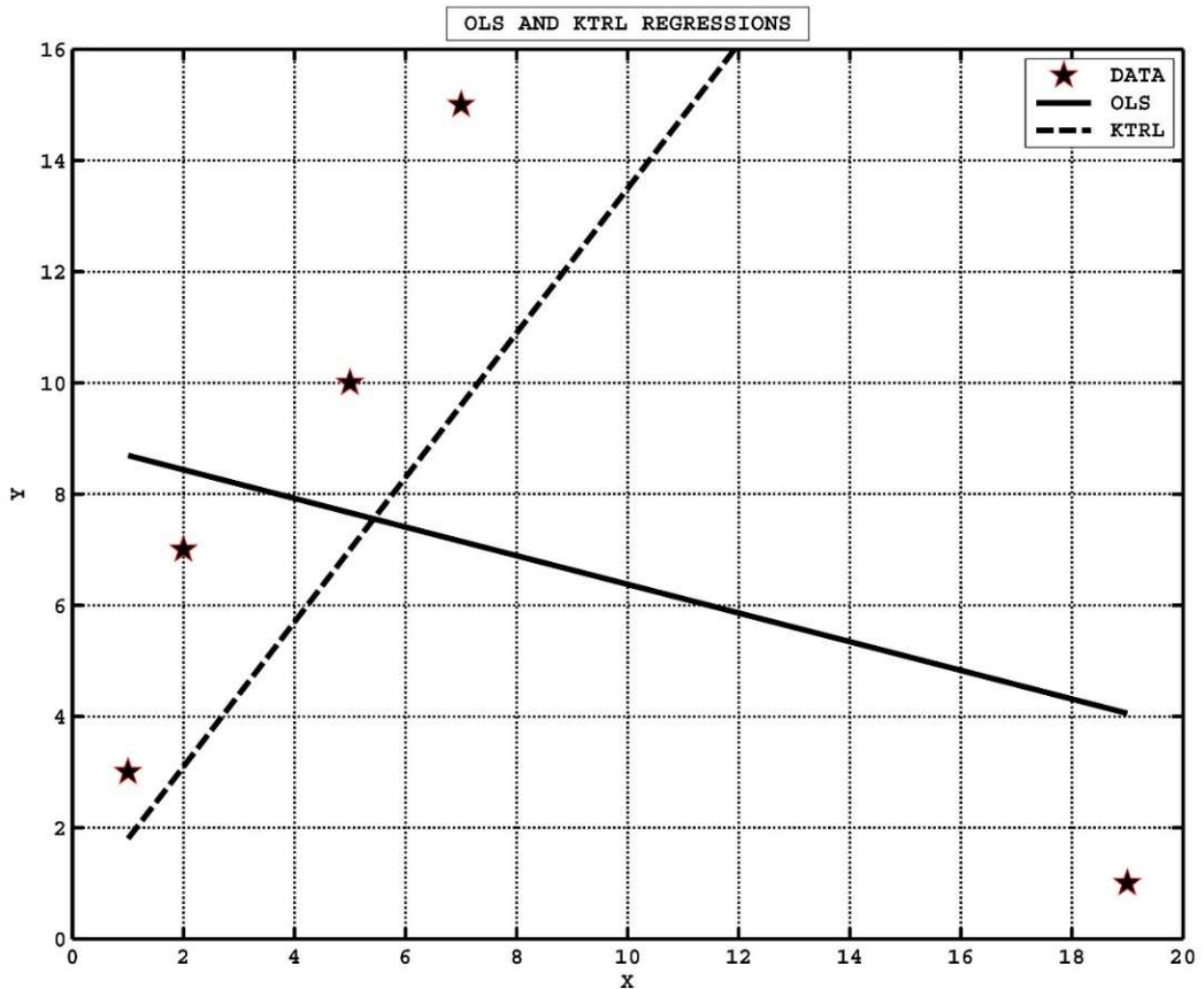


Рисунок 1 – Проведення прямої лінії через експериментальні точки за допомогою метода найменших квадратів (OLS) та метода робастної лінійної регресії (KTRL).

Figure 1 – Drawing a straight line through experimental points using the ordinal least squares method (OLS) and the method of robust linear regression (KTRL).

Особливості практичного застосування метода KTRL наведені нижче.

При подальших числових експериментах авторами були використані часові ряди без пропусків у вихідних даних.

Сезонна залежність концентрацій неорганічних сполук азота від величини стока та температури річкової води. Неорганічні сполуки азота – це типові біогенні речовини, в тій або іншій мірі пов'язані із життєдіяльністю живих організмів.

Із неорганічних сполук азота у природних водах присутні іони амонію NH_4^+ , нітрит – іони NO_2^-

та нітрат – іони NO_3^- .

Можливість взаємного переходу цих іонів дає змогу об'єднати їх в одну групу, яка розглядається сумісно.

Звичайно полагаяють слідуючий сезонний хід концентрації NO_3^- [8]:

зима – максимальний вміст NO_3^- ,

весна – різке падіння вмісту NO_3^- ,

літо – вміст NO_3^- мінімальний внаслідок споживання нітратів водними рослинами,

осінь – спостерігається поступове зростання складу NO_3^- .

При цьому класично вважається, що режими NH_4^+ та NO_2^- у загальних рисах схожі із режимом NO_3^- .

Але оскільки іонний склад безпосередньо пов'язаний із водним режимом річок [9,10], розглянемо сезонну динаміку неорганічних сполук азота у зв'язку із витратами води.

При побудові графіків в координатах “концентрація іонів – витрати води” нахил прямих робастної регресії виходив незначним, що було незручно при їх візуальній оцінці. У зв'язку з цим використовували значення логарифму витрат води.

На рис. 2 наведені залежності концентрації неорганічних сполук азота від величини річкового стока за сезонами календарного року.

Коефіцієнти моделі робастної регресії див. в Таблиці 1.

Таблиця 1 – Коефіцієнти робастної лінійної регресії А та В для оцінки залежностей концентрації неорганічних сполук азота від величини річкового стока за сезонами календарного року.

Table 1 – Robust linear regression coefficients A and B to estimate the dependences of the inorganic nitrogen compounds concentration on the river runoff value by the calendar year seasons.

Сезони року	$[\text{NH}_4^+]$		$[\text{NO}_2^-]$		$[\text{NO}_3^-]$	
	А	В	А	В	А	В
Зима	+0.3890	-0.0071	+0.0566	-0.0025	+7.0234	-0.5684
Весна	+0.3736	-0.0020	+0.0984	-0.0113	+16.3880	-2.2273
Літо	-0.4450	+0.1441	+0.0111	+0.0021	-1.2864	+0.3703
Осінь	-0.1361	+0.0846	+0.0055	+0.0036	-9.7687	+2.1066

На рис. 2а представлений хід прямої лінії регресії через “облако” експериментальних даних для концентрації $[\text{NH}_4^+]$.

Як видно, концентрація іонів нетипово зростає при підвищенні витрат води літом (сильніше за все) та осінню (але слабше, ніж літом), та практично не залежить від витрат зимою та весною.

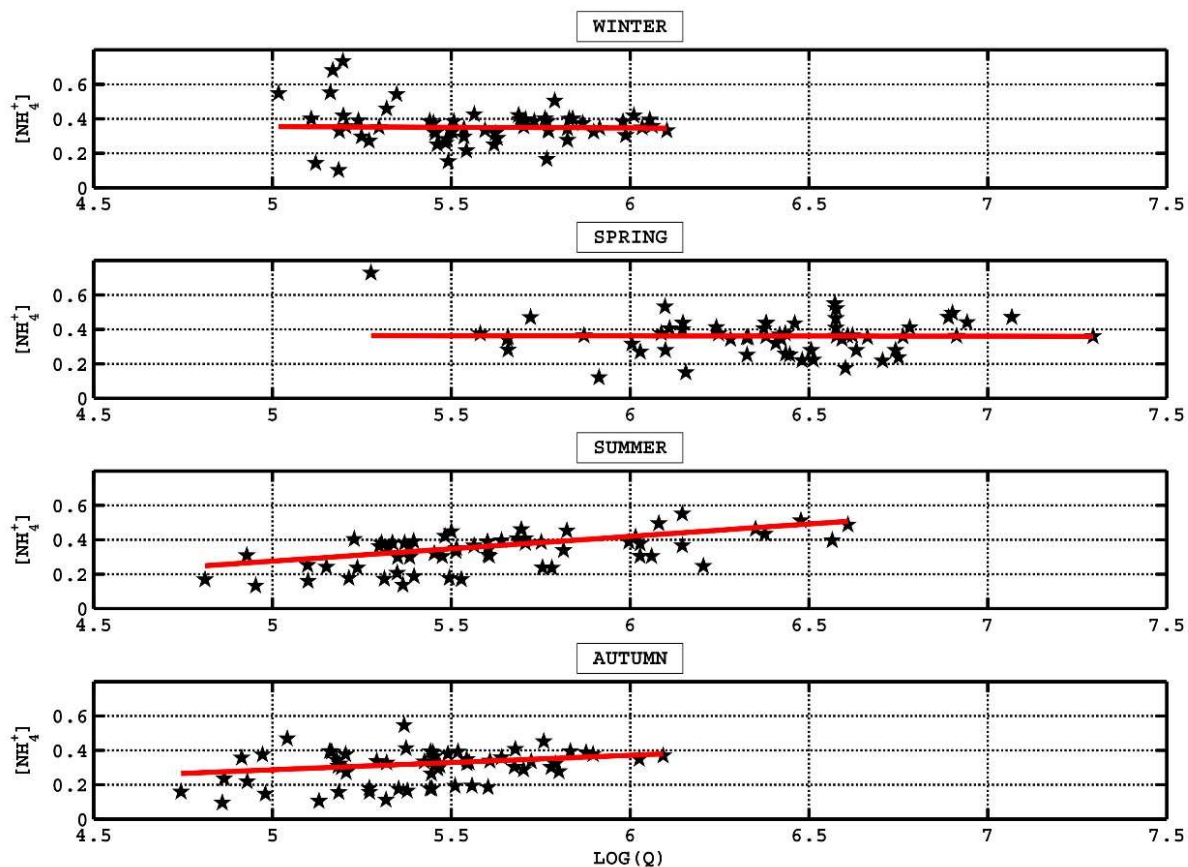
На рис. 2б наведений графік проведення прямої лінії регресії через “облако” даних для концентрації NO_2^- .

Уданому випадку концентрація $[\text{NO}_2^-]$ зменшується по мірі збільшення витрат води тільки весною, та практично не залежить від витрат у інші періоди року.

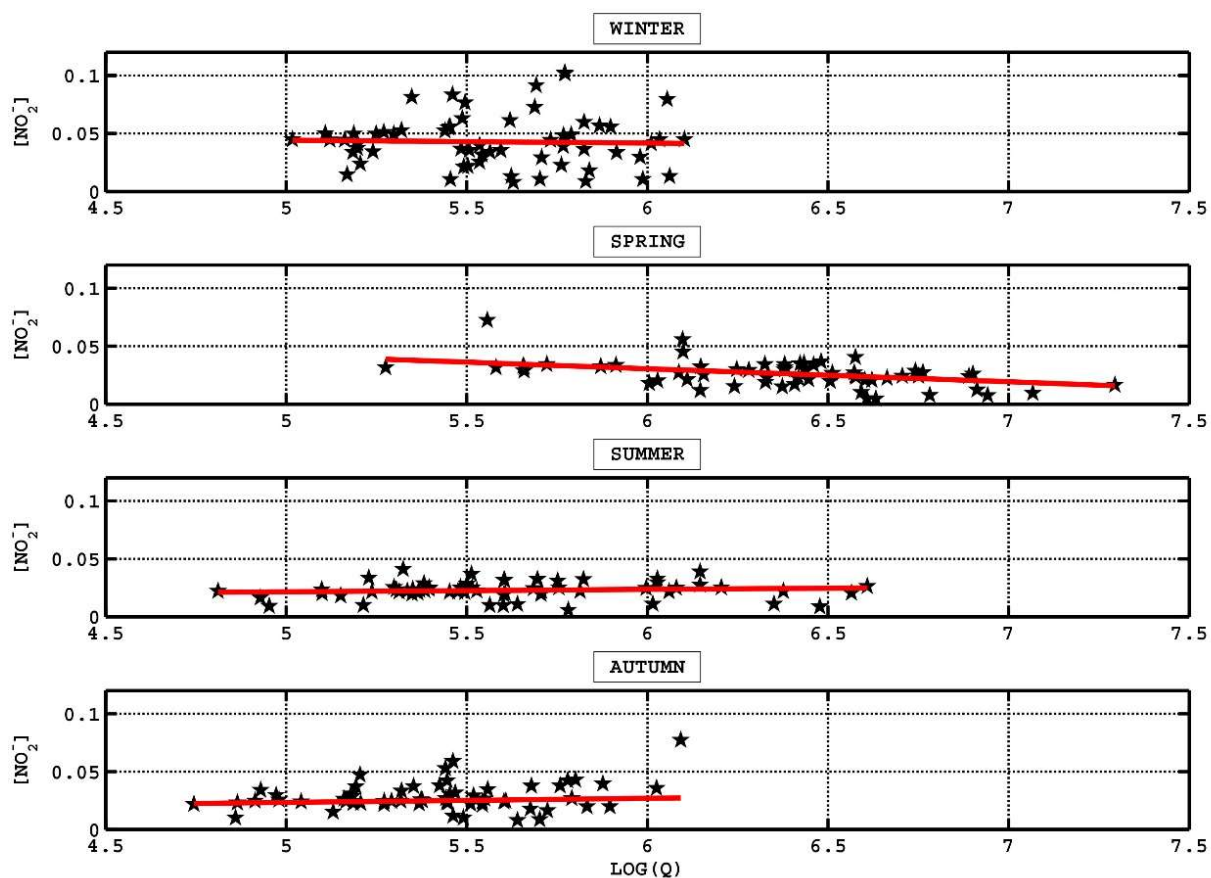
Відносно концентрації $[\text{NO}_3^-]$. Така концентрація достатньо сильно зменшується по мірі зростання витрат води весною та, навпаки, збільшується із зростанням витрат води осінню (див. рис. 2в).

В той же час як зимою, так і літом концентрація $[\text{NO}_3^-]$ залежить від витрат води слабо.

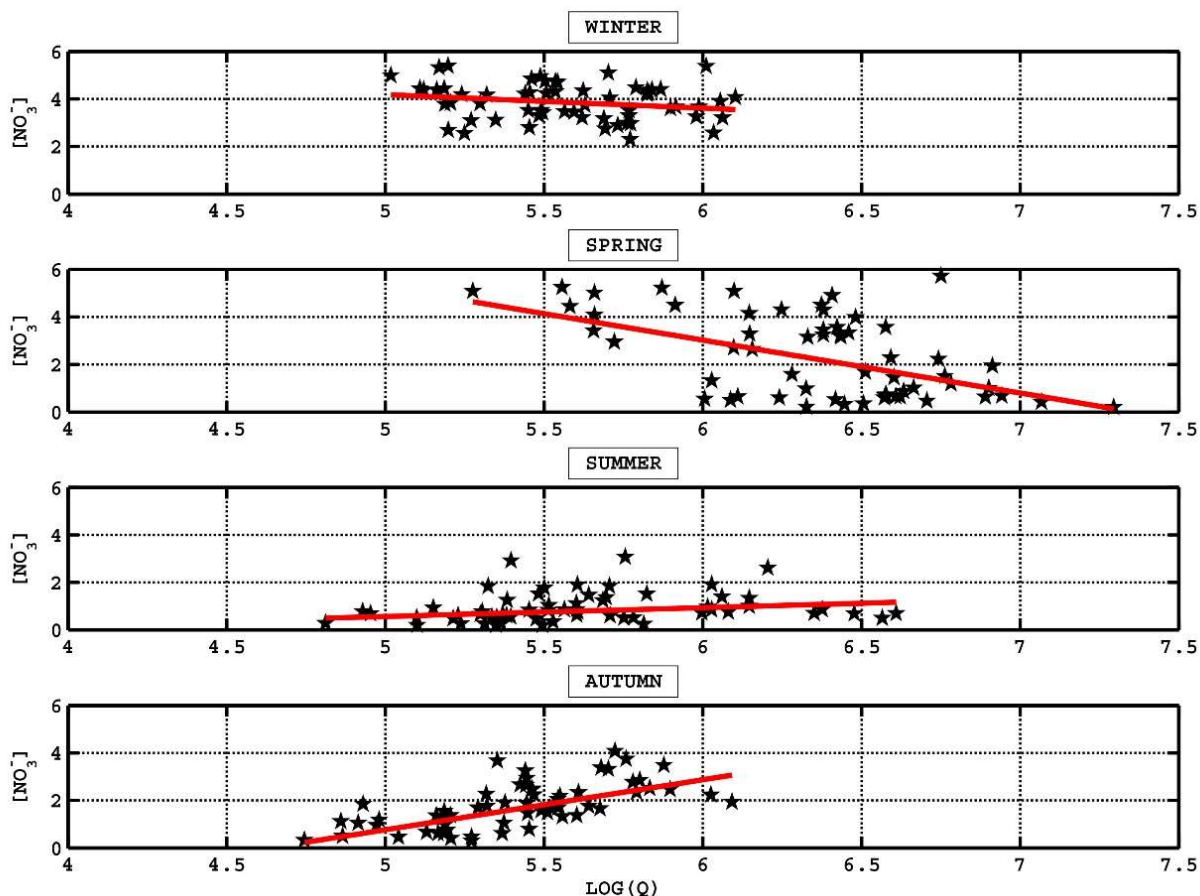
Таким чином, режими концентрації $[\text{NH}_4^+]$, $[\text{NO}_2^-]$ та $[\text{NO}_3^-]$ залежно від витрат води за сезонами року практично не узгоджуються.



а) для $[\text{NH}_4^+]$,



б) для $[\text{NO}_2^-]$,



в) для $[NO_3^-]$,

Рисунок 2 – Проведення прямої лінії регресії через “облако” експериментальних даних залежно від концентрації неорганічних сполук азота та величини річкового стока

Figure 2 - Drawing a straight regression line through the “cloud” of experimental data depending on the concentration of inorganic nitrogen compounds and the river runoff amount

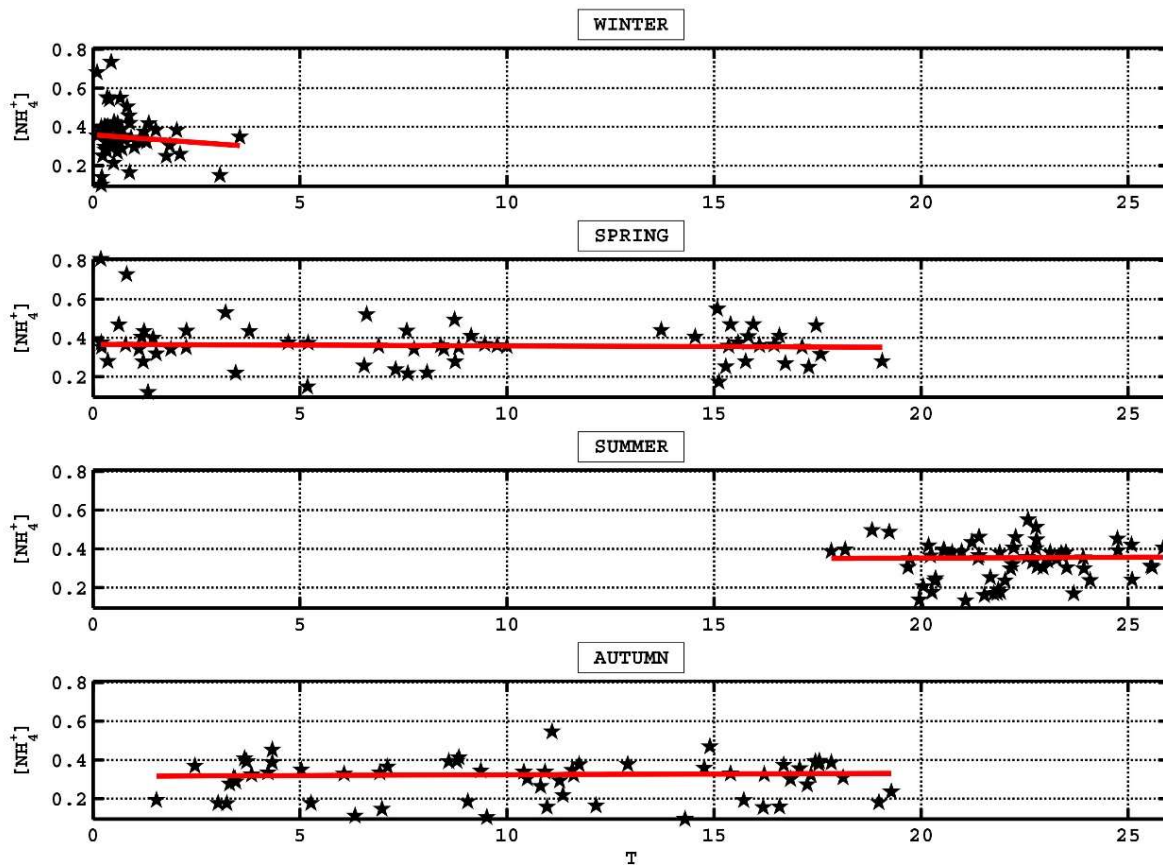
Залежності концентрації неорганічних сполук азота від температури річкової води за сезонами календарного року наведені на рис.3. Коефіцієнти моделі робастної лінійної регресії у цьому випадку див. у Таблиці 2.

Як було зазначено вище, коефіцієнт $B = \frac{dy}{dx}$ відповідає за нахил прямої, яка проведена через “облако” експериментальних точок.

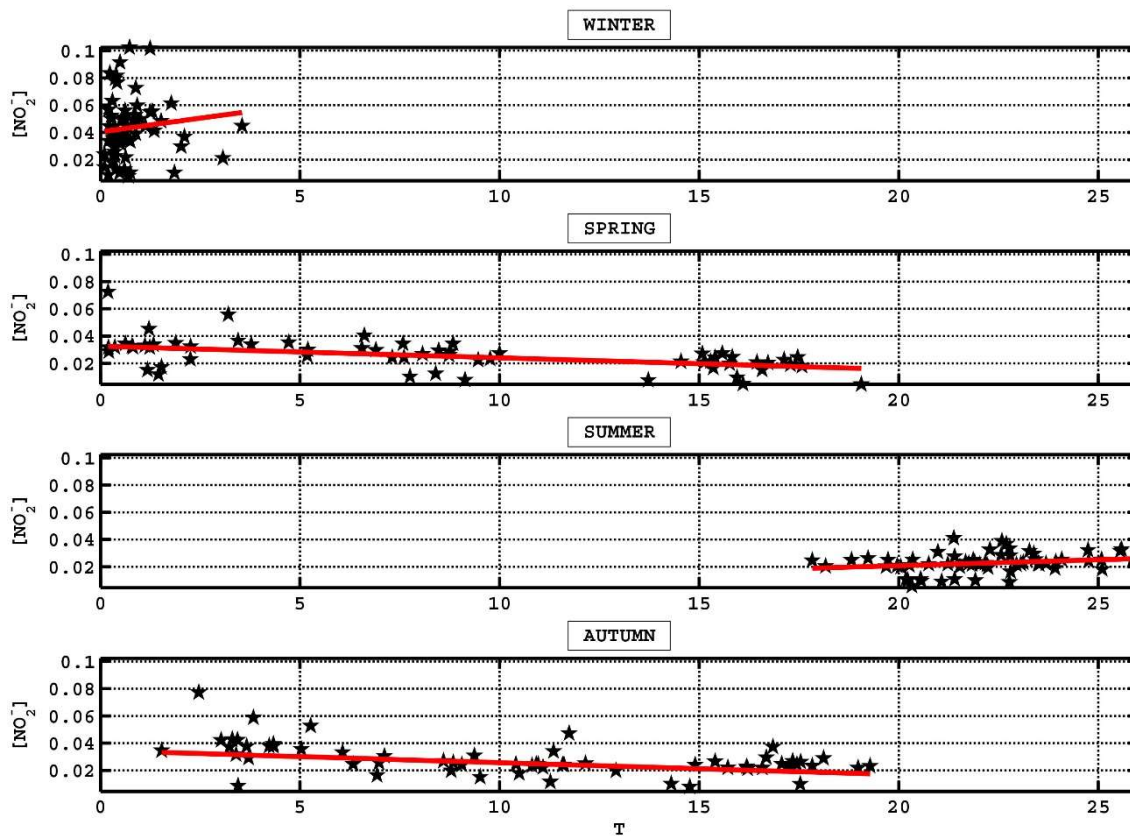
Таблиця 2– Коефіцієнти робастної лінійної регресії А та В для оцінки залежностей концентрації неорганічних сполук азота від температури річкової води за сезонами календарного року.

Table 2 - Robust linear regression coefficients A and B to estimate the dependences of the inorganic nitrogen compounds concentration on the river water temperature by the calendar year seasons.

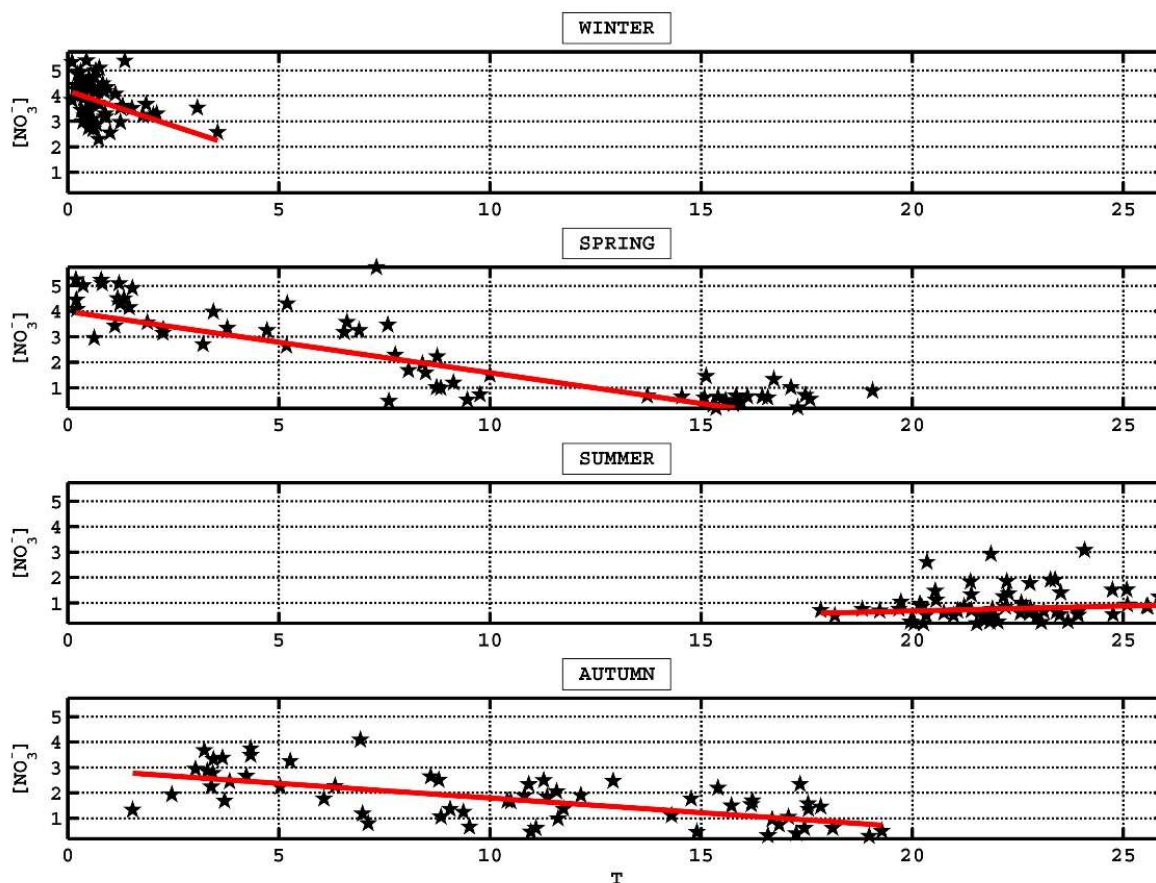
Сезони року	$[NH_4^+]$		$[NO_2^-]$		$[NO_3^-]$	
	A	B	A	B	A	B
Зима	+3.59E-001	-1.58E-002	+4.05E-002	+4.00E-003	+4.19E+000	-5.47E-001
Весна	+3.67E-001	-7.53E-004	+3.26E-002	-8.58E-004	+3.99E+000	-2.40E-001
Літо	+3.36E-001	+8.44E-004	+3.59E-003	+8.63E-004	-1.05E-001	+3.95E-002
Осінь	+3.16E-001	+7.68E-004	+3.46E-002	-8.87E-004	+2.95E+000	-1.15E-001



а) для $[NH_4^+]$,



б) для $[NO_2^-]$,



в) для $[\text{NO}_3^-]$,

Рисунок 3 – Проведення прямої лінії регресії через “облако” експериментальних даних залежно від концентрації неорганічних сполук азота та температури річкової води

Figure 3 - Drawing a straight regression line through the "cloud" of experimental data depending on the inorganic nitrogen compounds concentration and river water temperature

Коефіцієнт B показує, як змінюється величина Y (у даному разі це концентрація певної речовини) при зміні величини X на одиницю, тобто при зміні температури на один градус Цельсія. У цьому зв'язку аналіз значень коефіцієнта B регресії також необхідний.

На рис. 3а наведені залежності “концентрація $[\text{NH}_4^+]$ - температура води” за сезонами року.

Як видно, при лінійній апроксимації залежностей простежується явний нахил прямої тільки для зими, тобто із підвищенням температури маємо істотне зменшення концентрації цих іонів. Залежності концентрації $[\text{NO}_2^-]$ від температури води наведені на рис 3б.

У даному разі також спостерігаємо певний нахил прямої регресії для зими. Для інших сезонів року нахил прямої не такий явний.

У випадку концентрації $[\text{NO}_3^-]$ найбільш істотний нахил прямої регресії також буде для зими (рис. 3в), менший нахил фіксується відповідно для весни та осені. В той же час для літа нахил прямої незначний, лінія регресії близька до горизонтальної.

Особливості сезонної динаміки концентрації кисню, що розчинений у річковій воді. Розчинений кисень є одним із головних показників, який безпосередньо впливає на екологічний стан водних екосистем.

Роботи багатьох авторів свідчать про те, що динаміка кисневого режиму річок України зазнає чітко виявлених сезонних коливань.

Метою досліджень був аналіз сезонних змін кисневого режиму р.Десна. Одержані за допомо-

гою метода KTRL залежності концентрації розчиненого молекулярного кисню від температури річкової води за сезонами календарного року наведені на рис. 4, значення коефіцієнтів моделі робастної лінійної регресії у цьому випадку – в Таблиці 3.

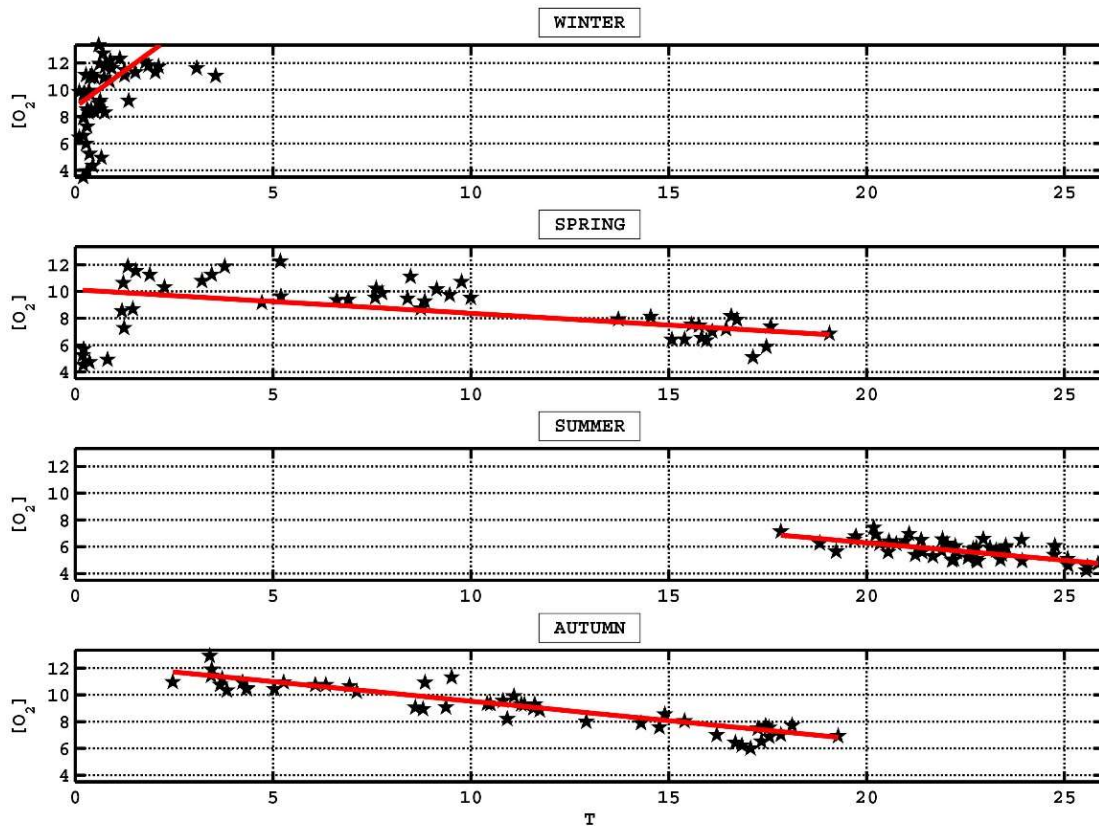


Рисунок 4 – Проведення прямої лінії регресії через “облако” експериментальних даних залежно від концентрації розчиненого кисню та температури річкової води

Figure 4 - Drawing a straight regression line through the "cloud" of experimental data depending on the dissolved oxygen concentration and river water temperature

Таблиця 3 – Коефіцієнти робастної лінійної регресії **A** та **B** для оцінки залежності концентрації розчиненого молекулярного кисню від температури річкової води за сезонами календарного року.

Table 3 – Robust linear regression coefficients **A** and **B** to estimate the dependence of dissolved molecular oxygen concentration on river water temperature by the calendar year seasons.

Сезони року	A	B
Зима	+8.73E-000	+2.15E-000
Весна	+1.01E-001	-1.75E-001
Літо	+1.15E-001	-2.62E-001
Осінь	+1.24E-001	-2.91E-001

Як відомо, розчинність кисню у воді зменшується із підвищенням температури. У даному разі це положення беззаперечно виконується для літа та осені. Однак для зими та частково для початку весни при температурі $0^{\circ} \dots 2,5^{\circ} \text{C}$ ця залежність носить прямо протилежний характер, тобто із підвищенням температури спостерігається також підвищення розчинності.

Зазначимо, що у деякому ступені та тільки для зими це відноситься також до $[\text{NO}_2^-]$ (див.рис. 36). Таку аномальну поведінку кисню у даному випадку можливо попередньо пояснити слідуючим чином.

Зимомо на поверхні водойми можлива поява льодового шару.

Надходження кисню із повітря практично припиняється. Кисень, що знаходиться безпосередньо у воді, починає інтенсивно витрачатись на різні окислювальні процеси [11,12]. При підвищенні температури середовища вище 0°C починається звільнення поверхні води від шару льоду та поступове

надходження кисню із повітря. У цьому випадку лінія на графіку “ $O_2 - T^0$ ” буде іти різко вверх.

Висновки

1. Наведені істотні недоліки існуючої методики обробки даних природних часових рядів. Розроблено алгоритм та програмне забезпечення метода робастної лінійної регресії (KTRL), що усуває відповідні вади.
 2. За допомогою метода KTRL визначені залежності концентрації деяких неорганічних біогенних речовин від величини річкового стоку та температури води за сезонами календарного року. Режими концентрації $[NH_4^+]$, $[NO_2^-]$ та $[NO_3^-]$ залежно від відповідних витрат води практично не узгоджуються між собою.
 3. Високі концентрації іонів фіксуються переважно при вкрай низьких температурах води та вузьких температурних інтервалах.
- Спостерігається аномальна поведінка розчиненого у воді кисню у діапазоні температур $\theta^0 \dots 2,5^0 \text{ C}$.

Перелік посилань

1. Дуброва Т.А. Статистические методы прогнозирования: Учебн. пособие для вузов. –М.: ЮНИТИ-ДАНА. -2003. -206с.
2. Helsel D.R. Statistical methods in water resources/ D.R. Helsel, R.M. Hirsch. –N.Y.: Elsevier. -1992. -522 p.
3. Петри А. Наглядная статистика в медицине/ А. Петри, К.Сэбин. –М.: Издат. дом ГЕОТАР-МЕД. -2003. -139 с.
4. Шитиков В.К. Количественная гидроэкология: методы, критерии, решения/ В.К. Шитиков. Г.С. Розенберг, Т.Д. Зинченко. –М.: Наука, 2005. –Кн. 1, 281с.; Кн. 2, 337 с.
5. Эсбенсен К. Анализ многомерных данных. Избранные главы/Под ред. О.Е.Родионовой. –Черноголовка: Изд. ИПХФ РАН. -2005. -160с.
6. Артёменко В.А. Устранение пропусков в гидрохимических временных рядах методом многообразий малой размерности/ В.А. Артёменко, В.В. Петрович//Автомобільні дороги і дорожнє будівництво, вип. 102. –К.: Вид-во Націон. трансп ун-ту. -2017. –С.250 -267.
7. Флах П. Машинное обучение. Наука и искусство построения алгоритмов, которые извлекают знания из данных. –М.: Изд-во ДМК Пресс, 2015. -399 с.
8. Алекин О.А. Основы гидрохимии. –Л.: Гидрометеиздат, 1970. -443 с.
9. Знаменский В.А. Гидрологические процессы и их роль в формировании качества воды. –Л.: Гидрометеиздат.-1981.-417 с.
- 10.Фадеев В.В. Зависимость минерализации и ионного состава воды рек от их водного режима/ В.В. Фадеев, М.Н. Тарасов, В.Л.Павелко. –Л.: Гидрометеиздат, 1989. -168 с.
11. Самойленко В.Н. Факторы, определяющие обмен кислородом между водоёмами и атмосферой (на примере устьевой области Днепра). –Гидробиол. журн. -1988. –Т.24; №4. –С. 101-104.
- 12.Оксиюк О.П. Кислородный баланс Киевского водохранилища в зимний период/ О.П. Оксиюк, В.М. Тимченко, В.М. Якушин, П.Н. Линник//Гидробиол. журн. -2001. –Т.37; №3. –С. 10-22.

SEASONAL DYNAMICS OF NUTRIENTS OF LARGE WATER BODIES

Artemenko Vladislav A., Ukrainian Hydrometeorological Institute, State Service on Emergencies of Ukraine and National Academy of Science of Ukraine, Hydrochemical Research, Scientific Employee, e-mail: artemenko@uhmi.org.ua, tel. 380936011250, Nauki alenue, 37, Kyiv, Ukraine, 03028.

Petrovych Volodymyr V., Candidate of Technical Sciences, Professor, Senior Researcher, Professor of the Transportation Construction and Property Management Department, National Transport University. e-mail: petrovichvv60@ukr.net, tel. +3804428027338, Ukraine, 01010, Kyiv, street M. Omelyanovicha-Pavlenka, 1, room 138, <https://orcid.org/0000-0003-0422-2535>

Abstract. The advantages of robust linear regression method (KTRL) of analyzing the seasonal dynamics of nutrients in the case of anomalous values in the source data are shown.

There were explored by KTRL method dependencies to concentrations of the inorganic joining the

nitrogen from value of the water discharge and temperature of water along seasons of the calendar year.

Particularities of seasonal dynamics of dissolved oxygen in river water were determined.

Keywords: hydrochemical time series, anomalous values in the source data, robust linear regression method, seasonal dynamics dissolved in water substance.

References

1. Dubrova T.A. Statisticheskiye metody prognozirovaniya: Uchebn. Posobiye dlya vuzov. –M.: YUNITI-DANA. -2003. -206s.
2. Helsel D.R. Statistical methods in water resources/ D.R. Helsel, R.M. Hirsch. –N.Y.: Elsevier. -1992. -522 p.
3. Petri A. Naglyadnaya statistika v meditsine/ A. Petri, K.Sebin. –M.: Izdat. dom GEOTAR-MED. -2003. -139 s.
4. Shitikov V.K. Kolichestvennaya gidroekologiya: metody, kriterii, resheniya/ V.K. Shitikov. G.S. Rozenberg, T.D. Zinchenko. –M.: Nauka, 2005. –Kn. 1, 281s.; Kn. 2, 337 s.
5. Esbensen K. Analiz mnogomernykh dannykh. Izbrannyye glavy/Pod red. O.Ye.Rodionovoy. –Chernogolovka: Izd. IPKHF RAN. -2005. -160s.
6. Artemenko V.A. Ustraneniye propuskov v gidrokhimicheskikh vremennykh ryadakh metodom mnogoobraznykh maloy razmernosti/ V.A. Artemenko, V.V. Petrovich//Avtomobil'ni dorogi i dorozhne budivnitstvo, vip. 102. –K.: Vid-vo Natsion. Transp un-tu. -2017. –S.250 -267.
7. Flakh P. Mashinnoye obucheniye. Nauka i iskusstvo postroyeniya algoritmov, kotoryye izvlekayut znaniya iz dannykh. –M.: Izd-vo DMK Press, 2015. -399 s.
8. Alekin O.A. Osnovy gidrokhimii. –L.: Gidrometeoizdat, 1970. -443 s.
9. Znamensky V.A. Gidrologicheskie processy i ih rol'v formirovanii kachestva vody.-L.: Gidrometeoizdat.-1981.-417s.
10. Fadeyev V.V. Zavisimost' mineralizatsii i ionnogo sostava vody rek ot ikh vodnogo rezhima/ V.V. Fadeyev, M.N. Tarasov, V.L.Pavelko. –L.: Gidrometeoizdat, 1989. -168 s.
11. Samoylenko V.N. Faktory, opredelyayushchiye obmen kislorodom mezhdu vodoyomami i atmosferoy (na primere ust'yevoy oblasti Dnepra). –Gidrobiol. zhurn. -1988. –T.24; №4. –S. 101-104.
12. Oksiyuk O.P. Kislorodnyy balans Kiyevskogo vodokhranilishcha v zimniy period/ O.P. Oksiyuk, V.M. Timchenko, V.M. Yakushin, P.N. Linnik//Gidrobiol. zhurn. -2001. –T.37; №3. –S. 10-22.