

О.В. Холопцев, А.О. Параків

**ПРОГНОЗУВАННЯ МІНЛИВОСТІ ЗАГАЛЬНОГО ВМІСТУ ОЗОНУ НАД
п. АРОЗА З УРАХУВАННЯМ ВЕЛИКОМАСШТАБНИХ ПРОЦЕСІВ
ВЗАЄМОДІЇ ОКЕАНУ ТА АТМОСФЕРИ**

Запропоновано методику, яка дозволяє визначити умови, за яких статистичні зв'язки між змінами загального вмісту озону над деяким пунктом земної поверхні та деякими великомасштабними процесами взаємодії океану та атмосфери, що передують їм, у майбутньому з високою вірогідністю залишаються суттєвими. На прикладі змін цієї характеристики у атмосфері над п. Ароза (Швейцарія) розглянуто особливості їх довготермінового прогнозування з урахуванням подібних чинників, як аргументів множинно-регресійної моделі зазначеного процесу.

Мінливість середньомісячних значень загального вмісту озону (далі ЗВО) понад деякою територією є одним з суттєвих чинників змін потоків біологічно активної ультрафіолетової радіації Сонця, що впливають на розвиток її біоценозів, та утворення у повітрі речовини 1-го класу небезпеки – приземного озону [1]. Тому удосконалення методик довготермінового прогнозування змін цієї характеристики, як чинника безпеки життєдіяльності населення, є актуальною проблемою фізичної географії та екології.

Найбільший інтерес вирішення цієї проблемиявляє собою для економічно розвинутих та густо населених регіонів світу, де урахування результатів подібного прогнозування дозволило б отримати максимальний позитивний ефект. Одним з таких регіонів є Європа, де вперше, у 1926 р. Добсоном (молодшим) були розпочаті інструментальні спостереження за змінами ЗВО у атмосфері над п. Ароза (Швейцарія) [2]. У Східній Європі перші спостереження за змінами ЗВО над п. Купчино (під Москвою) групою академіка В. Фесенка було здійснено 1934 році [3]. У сьогоденні систематичний моніторинг змін ЗВО відбувається на багатьох озонометрических станціях, п'ять з яких функціонують на території України (у Києві, Борисполі, Одесі, Львові та Феодосії). Разом з тим найбільш тривалий часовий ряд результатів такого моніторингу, який охоплює не тільки період сучасного потепління клімату, але й середину ХХ сторіччя, коли клімат був відносно стабільним, відповідає саме п. Ароза.

Як довготерміновий, прийнято розглядати прогноз природного процесу на період майбутнього, який відділяє від сьогодення часовий інтервал тривалість якого може складати одиниці місяців – одиниці років [4]. Для розробки таких прогнозів, як правило, використовують статистичні методи. Одним з них, що належить до найуніверсальніших, є метод множинної регресії [5]. Цей метод був запропонований К. Пірсоном ще у 1908 році для моделювання випадкових процесів. Разом з тим відомо, що згаданий метод може бути використаний також

для прогнозування, якщо аргументи відповідного рівняння регресії обрано так, що у майбутньому їх кореляція з процесом, що вивчається залишиться суттєвою. У випадках, коли аргументи цього рівняння таких властивостей не мають, регресійна модель втрачає стійкість, а прогнози, що розроблено з її використанням, відрізняються від істини скільки завгодно [6].

Незважаючи на те, що розробка ефективних прогнозів багатьох природних процесів, які впливають на безпеку життєдіяльності населення, завжди викликала інтерес не тільки у фахівців, але й у суспільстві, загальних методик, які дозволяли б визначити їх чинники, котрі у майбутньому залишаться суттєвими, досі не запропоновано. Тому суттєвий теоретичний та практичний інтерес викликає розглядання часткових методик виконання подібних завдань, використання яких є можливим лише у деяких умовах.

Встановлено, що суттєвим чинником сезонної мінливості ЗВО над Європою є зміни характеристик атмосферної циркуляції у відповідному сегменті стратосфери [7]. Навесні на цей процес впливає циркумполярний антициклонічний вихор, котрий блокує надходження до відповідних сегментів стратосфери потоків повітря, що містять речовини, які беруть участь у руйнуванні озону. Потік складових сонячної радіації, які беруть участь у реакціях циклу Чепмена, та викликають утворення озону, зростає. Тому баланс стратосферного озону над регіонами планети, що розташовано у помірних та високих широтах є позитивним, а ЗВО у атмосфері над Європою зростають.

Восени на мінливість ЗВО над Європою впливає циркумполярний циклонічний вихор, що утворюється у стратосфері над Арктикою протягом полярного дня. Цей вихор притягує до відповідних її сегментів потоки повітря, які доставляють до нього реагенти, що беруть участь у руйнуванні озону. У той же час потік сонячної радіації, котрий ініціює реакції циклу Чепмена, зменшується. Як результат спільної дії цих чинників, баланс озону над багатьма регіонами Північної півкулі стає негативним, а ЗВО понад Європою також зменшується.

Як відомо [8], зміни характеристик різних складових атмосферної циркуляції над Європою за визначених умов здатні викликати деякі великомасштабні процеси взаємодії Світового океану та атмосфери. Серед них такі як Північно-атлантичне, Південне, Арктичне, Північно-Тихookeанське коливання, Квазідворічна та Південна кільцева моди, а також зміни середніх температур поверхонь багатьох акваторій його тропічної зони, та ін. [9-11].

Систематичний моніторинг подібних процесів відбувається з початку другої половини ХХ сторіччя, а його результати представлено у [12], що дозволяє без якихось витрат використати їх при прогнозуванні змін ЗВО. Незважаючи на

це, методики, що дозволяли б визначити умови, за яких подібні процеси у майбутньому належатимуть до суттєвих чинників подібних змін, є дослідженнями недостатньо.

Тому об'єктом даного дослідження обрано міжрічні зміни ЗВО над Європою, що відбуваються у різні місяці року, а також згадані великомасштабні процеси взаємодії океану та атмосфери.

Предметом дослідження є методика довготермінового прогнозування міливості ЗВО над Європою з урахуванням великомасштабних процесів взаємодії океану та атмосфери.

Метою дослідження є розробка подібної методики та визначення можливостей її використання для прогнозування міжрічних змін ЗВО над п. Ароза (Швейцарія).

Методика дослідження та фактичний матеріал. Для досягнення зазначеної мети виконано наступні завдання:

- розробка методики визначення умов, за яких дисперсія помилки оцінки стану у майбутньому процесу, що вивчається, котру здійснено з використанням методу множинної регресії, буде менше ніж дисперсія помилки оцінки його сучасного стану, коли цей процес, та його чинники задано часовими рядами;

- визначення подібних умов для такого процесу, як міжрічі зміни середньомісячних значень ЗВО у тому чи іншому місяці, у атмосфері над п. Ароза (Швейцарія);

- оцінка можливості прогнозування цього процесу з урахуванням чинників, що визначено з використанням запропонованої методики.

При виконанні первого завдання розглядалось рівняння множинної регресії $y(k+\delta)$ процесу $Y(k+\delta)$, котрий задано деяким фрагментом, що має довжину M_1 , його часового ряду, довжина якого M , що має вигляд:

$$y(k+\delta) = c_0 + c_1 x_1(k) + \dots + c_n x_n(k), \quad (1)$$

де k – номер члену ряду, який змінюється від 1 до M_1 ; δ – зсув між рядами у та x_i ($\delta=0, 1, 2\dots$); $x_i(k)$ – аргумент моделі процесу $Y(k+\delta)$, котрий задано часовим рядом, що містить M_1 членів ($i=1, 2\dots n$); $n < M_1 < M$; c_i – константи, котрі обрано так, що є мінімальним значення дисперсії помилки моделювання $y(k+\delta) - Y(k+\delta)$, яку зазначимо: $D(y(k+\delta) - Y(k+\delta))$:

$$D(y(k+\delta) - Y(k+\delta)) = (1/M_1) * \sum_{j=1}^{M_1} (y(k+\delta) - Y(k+\delta) - (1/M_1) * \sum_{j=1}^{M_1} (y(k+\delta) - Y(k+\delta)))^2, \quad (2)$$

котру розраховано на фрагменті ряду, що містить його члени від 1 до M_1 .

Хай E ($E > M - M_1 > 0$) – інтервал часу, що відокремлює мить майбутнього, для якої виконується прогнозування, від сьогодення ($k=M$).

Припустимо, що закономірності, які визначають зміни станів процесів $y(k+\delta)$ та $x_i(k)$, у майбутньому ($k = M+E$) залишаться такими ж, які вони були у минулому ($k < M$).

Точність прогнозу процесу $Y(k+\delta+E)$ для зазначеної миті майбутнього можливо оцінити, як значення дисперсії $D(y(k+\delta+E) - Y(k+\delta+E))$, що відповідає константам c_i , котрі обрано так щоб мінімальним було значення $D(y(k+\delta) - Y(k+\delta))$.

Будемо вважати, що процеси x_i , у відповідну мить майбутнього ($M+E$) належатимуть до суттєвих чинників прогнозування $y(M+E)$, якщо точність прогнозу з їх урахуванням буде вище ніж точність моделювання, а саме:

$$D(y(k+\delta) - Y(k+\delta)) > D(y(k+\delta+E) - Y(k+\delta+E)) \quad (3)$$

Неважко довести, що достатньою умовою, котра при виконанні зробленого припущення забезпечує виконання (3), є :

$$|R_i(y(k+\delta) x(k))| < |R_i(y(k+\delta+e) x(k+e))|, \quad (4)$$

де $R_i(y(k+\delta) x(k))$ – коефіцієнт парної кореляції процесів $y(k+\delta)$ та $x_i(k)$, що розрахований за допомогою фрагментів їх часових рядів, котрі містять члени з номерами від $1+\delta$ (або 1) до $M_1+\delta$ (або M_1);

$R_i(y(k+\delta+e) x(k+e))$ – аналогічна характеристика, яку розраховано за допомогою фрагментів часових рядів $y(k+\delta+e)$ та $x(k+e)$, що містять члени з номерами від $1+e+\delta$ (або $1+e$) до $M_1+\delta+e$ (або M_1+e); e – часовий зсув між фрагментами на яких розраховано значення R_i , значення якого лежать у межах від 0 до $M-M_1$.

Інакше кажучи, подібна умова полягає у тому, що коефіцієнт кореляції процесів $y(k+\delta+e)$ та $x(k+e)$, який розрахований з урахуванням фрагментів їх часових рядів, котрі містять члени з номерами від e до M_1+e , повинен бути монотонною (зростаючою, або спадаючою) функцією e .

Якщо процес, прогноз якого необхідно розробити, а також його чинники задані лише часовими рядами своїх значень у минулому, для визначення умов, при яких у майбутньому Е співвідношення (4) буде виконуватись, необхідно знайти відповідні часові зсуви δ між часовими рядами x_i та y .

Тому методика визначення умов, за яких у відповідному майбутньому деякий чинник процесу, що вивчається, належатиме до суттєвих полягає у наступному:

1. З часових рядів процесу, що вивчаємо, та його чинників утворюємо всі можливі фрагменти довжиною M_1 , в яких номери початкових членів відрізняються між собою на 1.

2. Для кожного, фрагменту процесу, що вивчаємо, котрий утворено таким чином, розраховуємо взаємокореляційну функцію, з урахуванням фрагментів його чинника, що передують ньому на δ членів.

3. Визначаємо значення зсувів δ між рядом процесу та його чинника, при яких залежність від δ коефіцієнту їх кореляції є монотонною функцією (або зростаючою, або спадаючою).

При виконанні другого завдання було використано зазначену методику, а як процес розглядався часовий ряд, що відображає міжрічні зміни ЗВО у тому чи іншому місяці. Як аргументи розглядались часові ряди пригаданих вище кліматичних індексів, моніторинг яких було розпочато не пізніше, ніж з 1950 року.

При виконанні третього завдання ураховано чинники, що обрано таким чином, а також використано метод множинної регресії. Коефіцієнти c_i рівняння (1) було розраховано як компоненти вектора C :

$$C = A^{-1} \cdot B \quad (5)$$

$$B = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^M y_i \\ \sum_{i=1}^M y_i x_{i,1} \\ \dots \\ \sum_{i=1}^M y_i x_{i,N} \end{pmatrix} \text{ – вектор, що містить } N+1 \text{ компонентів,}$$

$$A = \begin{pmatrix} M & \sum_{i=1}^M x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} \\ \sum_{i=1}^M x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,1} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,1} \\ \sum_{i=1}^M x_{i,2} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,2} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,2} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sum_{i=1}^M x_{i,N} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,N} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,N} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,N} \end{pmatrix} \text{ – квадратна матриця, розмір якої } (N+1) \times (N+1),$$

A^{-1} – матриця, яка є зворотною щодо A [13].

При оцінці імовірності різкого зменшення у майбутньому суттєвості кожного чинника зроблено наступне припущення: розподіл вірогідності різниці між значеннями коефіцієнту його кореляції з процесом що вивчається, які відповідають фрагментам останнього, котрі відрізняються між собою на 1 рік, є нормальним. Адекватність цього припущення оцінено з використанням критерію Пірсона [14].

Як відомо, статистичні властивості випадкової величини, що має нормальній розподіл вірогідності, визначаються її середнім значенням та дисперсією

(або середньоквадратичним відхиленням) [6]. Оцінку значень зазначених характеристик здійснено з використанням всієї наявної передісторії процесів, що вивчаються. Спираючись на ідентифіковані моделі розподілів розраховано вірогідності того, що у майбутньому кореляція між процесом що вивчається та його чинником буде менше ніж 95% поріг, обраний з використанням критерію Стьюдента.

Як фактичний матеріал було використано часові ряди значень ЗВО у атмосфері над п. Ароза, за весь період спостережень, що отримано з [15], а також відповідні ряди кліматичних індексів, котрі характеризують стан всіх великомасштабних процесів, про які було пригадано вище [12].

Результати та їх аналіз. З використанням розглянутої методики для кожного місяця визначено умови, за яких ті чи інші великомасштабні процеси взаємодії океану та атмосфери у майбутньому будуть належати до суттєвих чинників мінливості ЗВО над п. Ароза. Як приклад, на рисунку 1 відображено взаємокореляційні функції фрагментів процесу, що вивчається, які відповідають інтервалам часу 1952-1973 рр. та 1989-2010 рр., а також змін середніх поверхневих температур Атлантики у зоні Південно-Пасатної течії (які розглядають як кліматичний індекс TSA [10]).

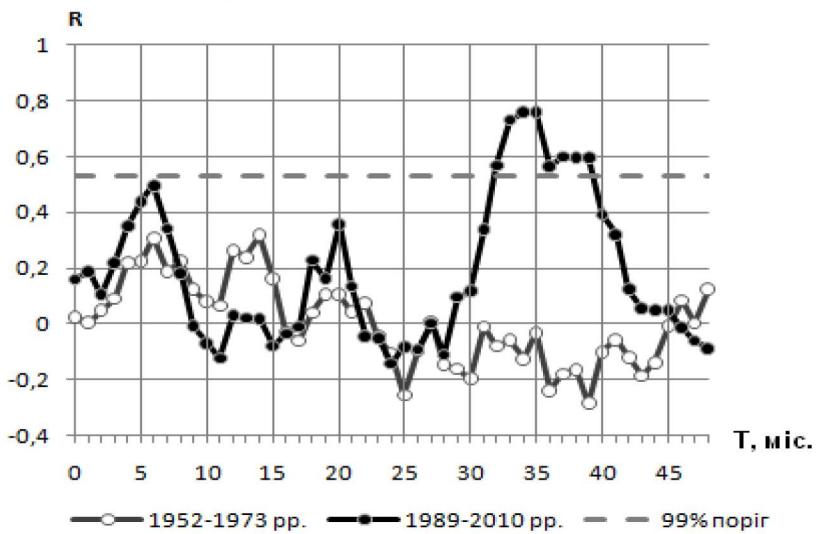


Рис. 1. Взаємокореляційні функції змін середніх поверхневих температур Атлантики у зоні Південно-Пасатної течії, а також процесу, що вивчається на інтервалах часу 1952-1973 рр. та 1989-2010 рр.

Як бачимо, при часових зсувах 32-42 місяці статистичні зв'язки між процесами, що розглядаються, відчутно посилились, а достовірність висновку про їх суттєвість відчутно перевищує 0,99.

На рис. 2 представлено залежності від року початку фрагмента ряду ЗВО у квітні над п. Ароза коефіцієнтів його кореляції з відповідними фрагментами ряду

середніх поверхневих температур Атлантики у зоні Південно-Пасатної течії, які передують по відношенню до них на 34 та 35 місяців.

З рисунку 2 неважко встановити, що у період з 1968 по 2010 р. функції, що відображають представлені залежності, є монотонно зростаючими, хоча у попередній період їм були притаманні протилежні властивості. Ураховуючи це, оцінимо вірогідність того, що на наступному інтервалі (1990-2011 рр.) значення коефіцієнту кореляції змін ЗВО над п. Ароза та поверхневих температур Атлантики у зоні Південно-Пасатної течії, які передують їм на 34-35 місяців, буде менше ніж 0,53 (99% поріг достовірної кореляції за критерієм Стьюдента [6]). Для цього припустимо, що закон розподілу вірогідності різниць між значеннями коефіцієнтів кореляції процесів, що розглядаються, які розраховано за деяким $R(E)$ та попереднім $R(E-1)$ фрагментами їх часових рядів, є нормальним. Як відомо, у цьому випадку його властивості визначаються лише двома його моментами – середнім та дисперсією. Перевірити адекватність цього припущення, побудувавши його гістограму проблематично, через обмеженість довжини наявних часових рядів, що дорівнює лише 36, але за критерієм Пірсона, воно є адекватним з вірогідністю не менше ніж 0,9 [15].

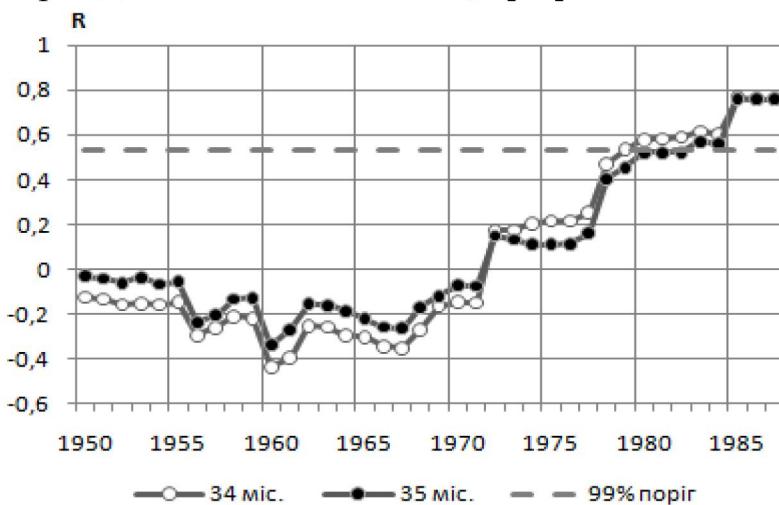


Рис. 2. Залежності від року початку фрагмента часового ряду ЗВО над п. Ароза у квітні коефіцієнту його кореляції (R) з фрагментами часових рядів поверхневих температур Атлантики у зоні Південно-Пасатної течії при зсувах між ними 34-35 місяців.

Середнє значення (m) та середньоквадратичне відхилення (σ) випадкових величин $\eta(n) = R(n) - R(n-1)$, а також значення вірогідності, що на інтервалі 1990-2011 р. відповідне значення R буде менше ніж 0,53 (π), для процесів, що розглядаються, розраховано з використанням всіх наявних даних (за період з 1952 по 2010 рр.). Отримані результати представлено у таблиці 1.

Як бачимо з таблиці 1, значення вірогідності (π) того, що на часовому інтервалі, який містить найближче майбутнє, зазначені чинники мінливості ЗВО над п. Ароза у квітні втратять свою суттєвість (достовірність висновку про їх

суттєвість зменшиться нижче рівня 0,99) є достатньо низькими. Тому їх доцільно ураховувати при прогнозуванні цього процесу, котре, звичайно, може бути ефективним лише у випадку, коли його основні закономірності у майбутньому залишаться незмінними.

Таблиця 1

Характеристики розподілу вірогідності $\eta(n)$, розраховані за період з 1952 по 2010 рр.

Чинник	Зсув, міс.	m	σ	P
TSA	34	0.02453	0.08885	0.00223
TSA	35	0.02195	0.08568	0.00169

Аналогічні розрахунки виконано для інших значень часових зсувів між процесами, що вивчаються, які належать до інтервалу 32-42 місяці. Встановлено, що значення π не перевищують рівню 0,9 якщо зміни ЗВО над п. Ароза у квітні запізнюються щодо змін поверхневих температур акваторії Атлантики, через яку проходить її Південно-Пасатна течія, лише на 32-39 міс. Тому прогнозування зазначеного процесу згідно моделі (1) було виконано з урахуванням саме цих чинників, а його результат представлено на рисунку 3.

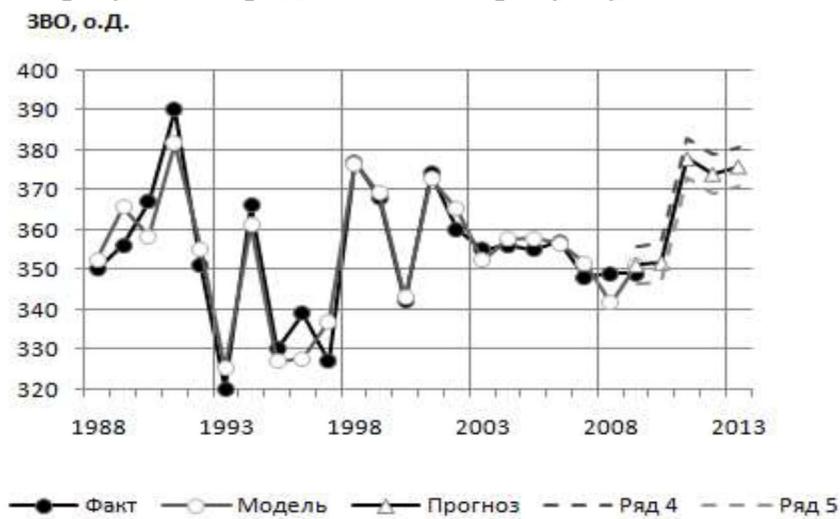


Рис. 3. Фактичні зміни квітневих ЗВО над м. Ароза, їх модель та прогнозування. Ряди 4 та 5 – межі інтервалу, у якому з вірогідністю 0,9 буде лежати істина.

Параметри прогностичної моделі (1) змін квітневих ЗВО, над п. Ароза, котра ураховує, як аргументи, лише зміни поверхневих температур акваторії Атлантики, через яку проходить її Південно-Пасатна течія (TSA), що передують їм, представлено у таблиці 2.

Як бачимо з рисунку 3, результати моделювання змін ЗВО над м. Ароза у квітні у період з 1989 по 2010 р., задовільно відповідають фактичним змінами стану цього процесу. Коефіцієнт їх кореляції 0,94.

Розташування більшості максимумів та мінімумів фактичної та модельної залежностей практично співпадають, хоча між їх абсолютноими значеннями результатами є деяка різниця. Це дозволяє припускати, що у майбутньому, коли статистичний зв'язок між подібною функцією та її аргументами посилиться (як встановлено, вірогідність цього становить не нижче ніж 0,9), подібна модель також буде адекватною, та може бути використана при прогнозуванні.

Таблиця 2.

Параметри лінійного рівняння регресії, що використано при прогнозуванні змін ЗВО над м. Ароза у квітні, яке виконано з урахуванням змін TSA, що їм передують

Номер коеф.	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Часовий зсув, міс.		32	33	34	35	36	37	38	39
c_i	349,8	36,9	20,3	7,5	-9,7	-5,9	1,7	37,5	-73,4

Півширина інтервалу до якого з вірогідністю 0,9 у майбутньому буде належати фактичне значення процесу, що вивчається (у даному прикладі це 4,85 о. Д) наближається до значення середньоквадратичного відхилення помилки дистанційної оцінки ЗВО з використанням спектрофотометра TOMS (Total Ozone Mapping Spectrometer), що його встановлено на штучних супутниках Землі Nimbus-7 (1978-1993 рр.), Метеор-3 (1991-1994 рр.), та Earth Probe (1996-2004 рр.), а також удосконаленого приладу – OMI, який з 2005 р. функціонує на супутнику Aura [14]. Тому подібні прогнози заслуговують певної довіри.

Аналогічні дослідження виконано щодо змін ЗВО над п. Ароза у інші місяці року. Визначено умови, за яких той чи інший великомасштабних процес взаємодії океану та атмосфери доцільно враховувати при прогнозуванні кожного такого процесу (результати якого можуть бути адекватними лише у випадку, коли ніяких стрибкоподібних змін його закономірностей у майбутньому не виникне).

Як приклад, у таблиці 2 представлено інформацію про подібні чинники мінливості ЗВО над п. Ароза у весняні місяці та умови, за яких вони з вірогідністю не нижче 0,9 у наступному році залишаться суттєвими.

З таблиці 2 неважко встановити, що до чинників, котрі доцільно враховувати при довготерміновому прогнозуванні змін ЗВО над п. Ароза, як аргументи їх лінійних регресійних моделей (1) належать більшість великомасштабних процесів взаємодії океану та атмосфери, моніторинг яких відбувається з початку 5-х років ХХ сторіччя. Для кожного такого процесу існують місяці у яких він є суттєвим.

Значення часових зсувів, при яких зв'язки між процесом що вивчається та подібними йому чинниками доцільно ураховувати при його прогнозуванні на 1-3 роки уперед, не перевищують 44 місяців.

Таблиця 3

Значення часових зсувів (міс.), при яких, деякий великомасштабний процес взаємодії океану та атмосфери, який передує змінам ЗВО над п. Ароза у весняні місяці, у майбутньому, що прийде через рік, з вірогідністю не нижче 0,9 залишиться суттєвим

Чинник	Індекс	Березень	Квітень	Травень
Атлантична меридіональна мода	AMM	26-31		
Середня температура поверхні Північної Атлантики	AMO	3-8, 10-11		
Арктична осциляція	AO	19, 41	12, 37	13, 22
Середня температура поверхні Карибського моря	Car	6-8, 46-47	40-41	26
Північноатлантичне коливання	CAK		36	37
Середня температура поверхні Центр. сектору тропічної зони Тихого океану	NINO 3	33, 34		29-31
Середня температура поверхні Зах. сектору тропічної зони Тихого океану	NINO 4		22-33	29-31
Середня температура поверхні Зах. частини Центр. сектору тропічної зони Тихого океану	NINO 34		27-30	29-31
Північно-Тихоокеанське коливання	PNA		38	44
Квазідворічна мода	QBO		40-41	41-42
Температура поверхні Атлантики у зоні Північно-Пасатної течії	TNA	4-6. 9-12		
Температура поверхні Атлантики у зоні Південно-Пасатної течії	TSA	37. 38	32-39	35-39
Площа теплої області Тихого океану у Західній півкулі	WHWP	4-8	41	22-23

Оскільки процес, яким є зміни ЗВО у будь якому місяці над п. Ароза, та іншими ділянками земної поверхні, належить до нестационарних, найкращі результати при його прогнозуванні з використанням розглянутої методики отримано у випадках, коли тривалість фрагментів відповідних часових рядів, що аналізуються таким чином наближається до 22 років. Якщо вона обиралась менше, стійкість результатів погіршувалась внаслідок посилення впливу ефектів обмеженості довжини ряду. При аналізі більш тривалих фрагментів ефект по-

силення статистичних зв'язків між процесами, що вивчаються, який використовується при селекції суттєвих чинників, є менш відчутним.

З таблиці 3 бачимо, що загальна кількість визначених чинників, які дозволяють здійснювати довготермінове прогнозування змін ЗВО понад п. Ароза у кожному весняному місяці (теж саме має місце для інших місяців) суттєво перевищує 22.

Як вже підкреслено вище, кількість аргументів моделі (1), при який її ідентифікація є можливою, не повинна перевищувати тривалість часових рядів процесу та його чинників (у нашому випадку – 22). Тому для отримання більш якісних результатів прогнозування процесів, що вивчаються, у випадках, коли це можливо, доцільно виконати додаткову селекцію їх аргументів.

Критерієм, що може бути використаний при здійсненні подібної процедури, доцільно обрати максимальну множину кореляцію процесу [6], що вивчається та аргументів, що входять до деякого його набору. Встановлено, що найкращі результати прогнозування процесу, що вивчається спостерігаються у випадках, коли набір аргументів, що враховується у моделі (1) містить 9-11 чинників. Для визначення такого набору доцільно виконати повний перебір всіх можливих сполучень чинників.

Висновки. На прикладі мінливості ЗВО над п. Ароза встановлено: якщо загальні закономірності подібного процесу у деякому сегменті атмосфери у майбутньому залишаться незмінними, його ефективне довготермінове прогнозування, з урахуванням деяких великомасштабних процесів у кліматичній системі планети, є можливим.

Запропоновано методику визначення чинників процесу, що вивчається, які у майбутньому з високою вірогідністю залишаться суттєвими. Встановлено, що до них належать чинники подібного процесу, статистичні зв'язки з якими у минулому стійко посилювались, а у сьогоденні висновок про їх суттєвість має достатню достовірність.

Як приклад здійснення зазначененої методики, виконано довготермінове прогнозування змін ЗВО над п. Ароза з урахуванням мінливості середніх температур акваторії Атлантики, через яку проходить її Південно-Атлантична течія, що передує ним на 32-39 місяці, а також визначені шляхи подальшого удосконалення отриманого результату з урахуванням інших великомасштабних процесів взаємодії Світового океану та атмосфери.

Література

1. Александров Э.Л. Озонный щит Земли и его изменения / Э.Л.Александров, Ю.А.Израэль, И.Л.Кароль, А.Х.Хргиан. – СПб. : Гидрометеоиздат, 1992. – 288 с.
2. Bronnemann J., Luterbacher I., Schmutz C., Wanner H. Variability of total ozone at Arosa, Switzerland since 1931

related to atmospheric circulation indices // Geophys. Res. Lett. – 2000. – Vol.27. – N15. – P.2213-2216. 3. Фесенков В.Г. Определения эквивалентной толщины атмосферного озона, произведенные в Купчино / В.Г.Фесенков // ДАН СССР. – 1934. – Т. 2. – №8. – С.448-449. 4. Дьяконов К.Н. Современные методы географических исследований / К.Н.Дьяконов, Н.С.Касимов, В.С.Тикунов. – М. : Просвещение, 1996. – 207 с. 5. Норман Дрейпер, Гарри Смит. Прикладной регрессионный анализ. Множественная регрессия = Applied Regression Analysis. – 3-е изд. – М.: Диалектика, 2007. – 912 с. 6. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики. – М. : Юнити, 1998. – 1022 с. 7.Груздев А.Н. Пространственно-временная динамика атмосферного озона и связанных с ним газовых примесей / Автореф. дис. ... д. ф.-м. н. / А.Н. Груздев. – М., 2007. – 48 с. 8. Полонский А.Б. Роль океана в современных изменениях климата / А.Б.Полонский // Морской гидрофизический журнал. – 2001. – № 6. – С. 32-54. 9. Wolter, K., and Timlin M.S. Measuring the strength of ENSO – how does 1997/98 rank? // Weather. – 1998. – №53. – P.315-324. 10. Enfield, D.B., Mestas A.M., Mayer D.A., Cid-Serrano L. How ubiquitous is the dipole relationship in tropical Atlantic sea surface temperatures? // JGR-O. – 1999. – 104. – P. 7841-7848. 11.Wang C., Enfield D.B. The tropical Western Hemisphere warm pool // Geophys. Res. Lett. – 28. – 2001. – P.1635-1638. 12. <http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/climateindices/list/> 13. Гантмахер Ф. Р. Теория матриц (2-е издание). – М.: Наука, 1966. – 576 с. 14. <http://www.woudc.org> 15. Крамер Г. Математические методы статистики / Г.Крамер. – М. : ИЛ, 1948. – 480 с.

Summary

O.V. Kholoptsev, A.O. Paraskiv. Forecasting of Vicissitudes General Ozone Content Over the Aroza View Large-Scale Process of Interaction Ocean and Atmosphere.

It is offered a method which allows to define conditions at which statistic communications between changes of the common content of ozone over some point of a terrestrial surface and some large-scale processes of interaction of the ocean and the atmosphere which precede them, in the future with high reliability remain essential. On an example of changes of this characteristic in the atmosphere over Aroza (Switzerland) features of their long-term prediction taking into account similar factors, as arguments of multiple regression model of noted process are considered.

УДК 911.9: 502 (477.53)

В.В. Мовчан

АНАЛІЗ СУЧАСНОГО СТАНУ ЗАПОВІДНОГО УРОЧИЩА «ЯРИ-ЗАГАТКИ»

У статті розглядаються питання видового складу, структури та походження деревостану ключової ділянки в долині річки Хорол. Висвітлено ступінь антропогенного навантаження на лісові екосистеми.

Постановка проблеми. Лісова рослинність – важливий компонент лісостепових природних комплексів. Особливо важливі воднорегулююча, середовищеутворююча та протиерозійна роль лісу. Останнім часом висловлюються пропозиції про передачу частини державних лісів у приватну власність. До того ж, не виключено, що під цю категорію можуть потрапити і деякі заповідні ділянки. Не важко уявити, якою буде ефективність господарювання нових власників, якщо, навіть державними лісгоспами іноді проводяться неконтрольовані