

УДК 510.22+523.98+519.21

**М. М. Личак**

Інститут космічних досліджень НАН України та НКА України, Київ

## **Цикли сонячної активності і викликаних нею геофізичних ефектів, їхній аналіз та прогнозування**

*Надійшла до редакції 23.01.08*

---

Показано циклічність змін космічних факторів та зумовлених ними геофізичних ефектів (в тому числі змін середньої температури поверхні Землі). На основі представлення цих змін як циклічних хаотичних процесів, розроблена методика їхнього аналізу та прогнозування. Вона передбачає здійснення прогнозу на основі ідеї повторюваності з певною точністю процесів змін в межах тих чи інших циклів.

---

### **ВСТУП**

Процеси в Сонячній системі слід розглядати як процеси в складній взаємозалежній динамічній (коливній) фізичній системі. Вони включають в себе як складову частину процеси на Землі, в тому числі геофізичні ефекти. Процеси в навколосонячному космічному просторі (так звана космічна погода) визначаються сонячною активністю та галактичним випромінюванням, а також положенням і рухом Землі в космічному просторі відносно Сонця та інших членів Сонячної системи.

Важливою характеристикою змін самих космічних факторів, параметрів їхнього впливу та викликаних ними геофізичних ефектів є їхня циклічність, тобто певна повторюваність у вигляді циклів коливань. Загальний вигляд змін під час кожного циклу подібний, але як тривалість конкретних циклів, так і величина змін на різних циклах можуть значно відрізнятися від деякого середнього значення. Проте при цьому є стійкі інтервальні оцінки відхилень від середнього значення і зберігається певний якісний образ виділеного циклу змін [8, 13]. Повторюваність

циклів дозволяє прогнозувати хід останніх циклічних змін на основі аналізу ходу змін подібних циклів в минулому.

### **ЦИКЛІЧНІСТЬ ГЛОБАЛЬНИХ ЗМІН КЛІМАТУ НА ЗЕМЛІ**

Основним (стандартним) кліматичним циклом на Землі є річний цикл, що виражається в черговій зміні сезонів. Природно, що в різних регіонах і в різні роки сезонні зміни клімату реалізуються різним чином, але загальним є їхня відносна повторюваність, тобто циклічність. Цей кліматичний цикл визначається рухом Землі по орбіті навколо Сонця. З іншого боку, очевидно, що доба є не менш важливим кліматичним циклом, бо день і ніч суттєво відрізняються глобальними характеристиками обстановки: освітленість, температура тощо. Розглянемо кліматичні цикли, тривалість яких вимірюється в тисячоліттях, чи сотнях років, а відповідно і варіації параметрів космічних факторів з такими ж тривалими періодами їхніх змін.

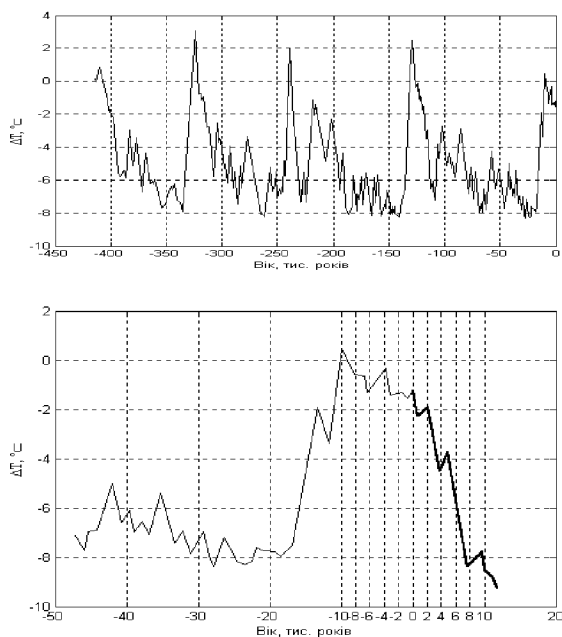


Рис. 1. Прогноз змін середньорічної температури в Антарктиді: *a* — відхилення середньорічної температури в Антарктиді від деякого початкового значення, яке було зафіксоване 400 тис. років тому і прийняте за «0»; *b* — ті ж відхилення, але на періоді 50 тис. років тому, та їхній прогноз (більш товста лінія). Підрахунок часу в тис. років ведеться від 2000 р., який прийнято за нульову відмітку

У 2000 р. було завершено аналіз вмісту важкого кисню  $^{18}\text{O}$  та звичайного  $^{16}\text{O}$  у зразках льоду, відібраних на різних глибинах льодяного покриву Антарктиди [6], та визначено циклічні зміни середньорічної температури повітря над поверхнею в Антарктиді за останні 400 тис. років (див. рис. 1, *a*).

Встановлено їхній взаємозв'язок з циклічними трансформаціями еліптичної орбіти руху Землі навколо Сонця і циклічними змінами характеристик обертання Землі навколо власної осі. Як відомо, космічні цикли змін ексцентриситету орбіти мають тривалість біля 100 тис. років, повторюваність циклічних змін нахилу осі обертання Землі до площини її орбіти дорівнює приблизно 41 тис. років, а прецесія осі обертання Землі навколо деякого середнього її положення у просторі здійснюється приблизно за 26 тис. років. Виявилось, що вказані циклічні зміни температури та характеристик орбіти і обертан-

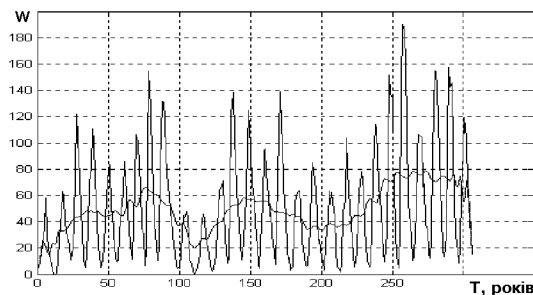


Рис. 2. Зміна середньорічних та згладжених (вікно 33 роки) значень чисел Вольфа  $W(I)$  з 1700 по 2006 рр.

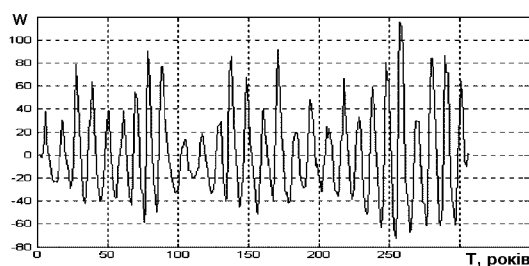
ня Землі практично збігаються по тривалості циклів. Це підтвердило «астрономічну теорію клімату Землі», що пояснює глобальні кліматичні зміни впливом космічних факторів [1, 2]. Але зроблені в її рамках чисельні розрахунки такого впливу не збіглися з конкретними значеннями експериментальних даних, бо саме період 100 тис. років виявився визначальним по величині кліматичних змін, тоді як дана теорія віддавала перевагу циклам меншої тривалості, зокрема періоду прецесії осі обертання Землі.

Порівняємо поточний 100-тисячний цикл з попереднім за часом, як найбільш схожим за характеристиками наявних даних. Визначимо ширину імпульсу зміни температури на поточному циклі, що відповідає точці нульового відліку часу. Тоді знайдемо момент часу на фронті спаду попереднього циклу, що відповідає такій же ширині імпульсу. Це дозволяє зробити прогноз зміни середньої температури в Антарктиді стосовно існуючої для нульової відмітки часу, припустивши, що в подальшому зміни космічних факторів будуть майже такими, як і на попередньому циклі після знайденого моменту часу. Прогнозу відповідає більш товста лінія частини графіка на рис. 1, *b*. З неї видно, що передбачається чергове, відносно невелике зниження температури, біля 1 К до кінця поточного сторіччя, під впливом космічних факторів. Але для цього не має збільшуватись потік енергії від Сонця і повинен відбутися черговий початок півперіоду циклу прецесії осі обертання Землі, обумовлений формуванням відповідної конфігурації Сонячної системи.

Проте на наступні 8 тис. років прогнозується зниження температури більш ніж на 6 К, що

Таблиця 1. Результати обробки даних середньорічних значень числа Вольфа з 1700 по 2006 рр.

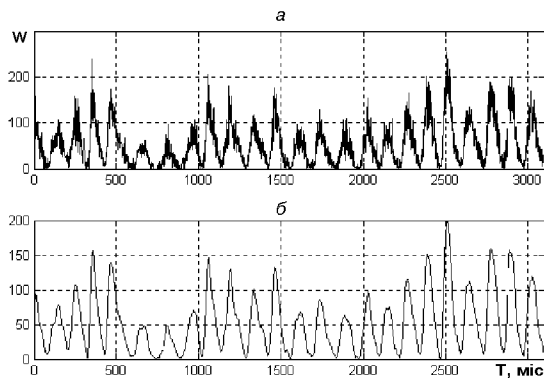
Номер вікового циклу	1	2	3
Дата початку вікового циклу (рік)	1712	1810	1913
Початок вікового циклу (точка)	13	111	214
Ширина вікового циклу (в роках)	98	103	94
Максимум середньорічного числа Вольфа $W$ протягом циклу	154.4	139	190.2
Дата максимуму $W$ (рік)	1778	1870	1957
Середнє число Вольфа протягом циклу	46.72	42.36	66.02
Максимум згладженого значення $W$ протягом циклу	66.07	57.97	78.82
Максимум $\Delta W$	72.7	65	103.7
Дата максимуму $\Delta W$ (рік)	1777	1870	1956
Середня тривалість стандартного циклу (в роках) на протязі даного вікового циклу	10.9	11.4	10.4

Рис. 3. Графік різниці між вихідними і згладженими прямокутним вікном завширшки 33 роки середньорічними значеннями  $W$  (1700—2006 рр.)

загрожує сучасній цивілізації наступом «льодовикових періодів» на Землі.

Тривалі спостереження сонячної активності показують циклічність змін інтегральної інтенсивності потоку енергії від Сонця в напрямку Землі. На рис. 2 наведено графік середньорічних значень спостережуваних відносних чисел сонячних плям — індексу Вольфа сонячної активності  $W$  за максимальний розглядуваний період їхнього регулярного фіксування (1700—2006 рр.), а також ці ж значення, згладжені прямокутним вікном завширшки 33 роки.

На графіку середньорічних значень чисел Вольфа чітко вирізняються 11-річні (стандартні) цикли. Графік для згладжених значень вирізняє відомі так звані вікові цикли (три «хвилі») [3, 9]. В табл. 1 наведені дані про ці три вікових цикли, кожен із яких формується фактично із

Рис. 4. Графіки середньомісячних значень чисел Вольфа  $W$  (а) за період з січня 1749 р. по серпень 2006 р., а також ці ж значення, згладжені ковзним поліноміальним вікном завширшки 61 місяць (б)

дев'яти коротших циклів, аналіз яких буде викладено далі. За початок кожного вікового циклу береться момент глобального мінімуму серед перших мінімумів коротших циклів.

На рис. 3 наведено графік різниці між вихідними і згладженими вказаним чином середньорічними значеннями, з якого видно, що вікові цикли — це низькочастотна модуляція коротших (більш високочастотних) циклів.

Аналіз даних про вікові цикли вказує на різке підвищення сонячної активності під час останнього третього вікового циклу (що завершився разом з 23-м стандартним циклом) порівняно з першими двома віковими циклами. Середнє значення числа Вольфа для нього майже на 50 % вище, ніж для попередніх циклів. Аналогічно можна сказати і про максимальну величину на циклі усереднених середньорічних значень. Відомо, що усереднене значення сонячної постійної позитивно корельоване з рівнем сонячної активності. А це означає, що протягом останнього вікового циклу рівень енергетичного потоку від Сонця до Землі був суттєво вищий від попередніх. Напевно, це найвагоміша причина глобального потепління на Землі, яке спостерігається за останні принаймні п'ятдесят років. Явища, зумовлені антропогенним фактором, можливо, лише підсилюють ефект потепління. Даний висновок непрямо підтверджується підвищенням середньої температури поверхні Мар-

са, що спостерігається останні 20 років [15]. За цей час вона виросла на 0.65 K, тобто навіть швидше, ніж за цей час на Землі.

На рис. 4 наведені графіки середньомісячних значень спостережуваних відносних чисел сонячних плям — індексу Вольфа  $W$  за період з січня 1749 р. по серпень 2006 р. (а), а також ці ж значення, згладжені ковзним поліноміальним вікном завширшки 61 місяць (б).

На графіках рис. 4 видно повністю вже тільки два вікових цикли (початок з 739-го та з 1975-го місяців). В той же час вирізняються двадцять три повних стандартних (11-річних) цикли, які широко відслідковуються та досліджуються в сучасній науці [5].

Середньомісячні дані чисел Вольфа з січня 1749 р. по даний час вважаються достатньо достовірними, тому на їхній основі можна сказати, що тривалість кожного з 23 циклів становила 107—162 місяців (8.9—13.5 років). Тому назва «11-річні» є не досить вдалою, а краще їх називати стандартними). У межах повного другого вікового циклу вона змінюється від 115 до 155 місяців (від 9.6 до 12.9 років), а середнє значення періоду протягом цього вікового циклу приблизно рівна 137.3 місяці, тобто 11.4 роки. Як було показано раніше, середнє значення періоду на третьому останньому віковому циклі дорівнює 10.4 роки, тобто відрізняється на 1 рік.

Слід відмітити, що у межах вікового циклу, який кратний стандартному (з коефіцієнтом кратності рівному дев'ять), можна відмітити певні об'єднання стандартних циклів з якимись спеціальними характеристиками. Так, відзначимо наявність циклів Хейла (кратні стандартному з коефіцієнтом кратності два — 22-річні), яких розрізняють за повним «переворотом» магнітного диполя Сонця, хоча це не відбивається на характеристиках змін чисел Вольфа у межах таких циклів. Також можна відмітити наявність циклів, кратних стандартному з коефіцієнтом три (33-річні), в яких відбувається в кінцевому підсумку одна інверсія дипольного магнітного поля Сонця, як і в стандартному та віковому циклах.

На згладжених значеннях середньомісячних чисел Вольфа видно тонку структуру змін протягом кожного стандартного циклу та те, що за останні сім циклів сонячна активність була значно вища, ніж за попередні сім подібних

циклів, що ще раз підтверджує факт суттєвого зростання потоку енергії від Сонця до Землі за останні сімдесят років.

Дослідження експериментальних даних про зміни різних показників сонячної активності вказують на те, що вони є проявами хаотичних коливань в такій складній нелінійній динамічній системі, якою є Сонце. Тому немає особливих надій побудувати наближену фізичну модель процесів сонячної активності, яка дозволила б адекватно описати активні процеси на Сонці та зпрогнозувати їхній розвиток на достатньо довгий інтервал часу (місяці і роки) із задовільною точністю [7, 11]. За словами В. Н. Ішкова [5] середньостроковий прогноз у межах поточного циклу можливий лише на основі загальних властивостей і статистичних характеристик сімейства сонячних циклів.

Основна ідея закономірностей прогнозування та взаємозв'язку циклів сонячної активності (та зумовлених нею геофізичних ефектів) полягає в уявленні, що основну енергетику сонячної активності можна визначити як детермінований циклічний хаос. Це означає, що зберігаються певні закономірності цього процесу, котрі базуються на його циклічності, тобто до певної міри повторюваності в межах тих чи інших циклів, але у більшій мірі якісно, а кількісні оцінки мають розкид в межах інтервалів, що визначаються за попереднім досвідом. Більше того, як і в відомих системах з режимом детермінованого циклічного хаосу [16, 17], на певному інтервалі часу зміни можуть відбуватись досить детерміновано, а їхній непередбачуваний характер проявляється в основному під час перехідних режимів від одного типу коливань до іншого. В той же час можливі деякі нестационарні процеси, які змінюють усереднені характеристики циклів. Так, наприклад, останній віковий цикл відрізнявся від двох попередніх суттєвим збільшенням рівня сонячної активності. Це може вказувати на подальше його збільшення в наступному віковому циклі (тобто, Сонце «розігривається»), і може означати лише наявність циклічності з іще більшим періодом, в межах якої відбуваються дані коливання енергетичного потоку від Сонця до Землі.

Таким чином, факт завершення вікового циклу дає підстави прогнозувати, що у найближчі роки рівень сонячної активності буде пониже-

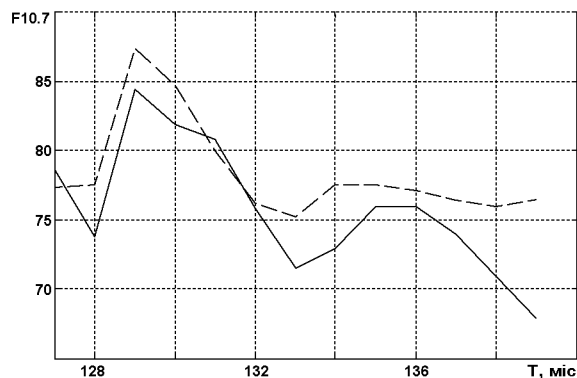


Рис. 5. Прогноз згладжених місячних значень  $F10.7$  з вересня 2006 р. по вересень 2007 р. (штрихова лінія, ширина поліноміального ковзного вікна 13 місяців) та фактично отримані незгладжені середньомісячні значення за цей час (суцільна лінія)

ний. Для більш-менш достовірного прогнозування його величини необхідно пройти початок наступного циклу і порівняти динаміку росту з подібними прецедентами в минулому. Це дозволить здійснити прогноз на основі ідеї повторюваності у межах тих чи інших циклів. Природно, що в цьому випадку для прогнозування на річний інтервал часу слід використовувати усереднені місячні значення чисел Вольфа чи рівня радіовипромінювання  $F10.7$  і здійснювати прогноз для їхніх згладжених значень.

На рис. 5 представлено попередньо зроблений за допомогою вказаної методики на основі повторюваності з 20-м циклом графік прогнозу змін  $F10.7$  з вересня 2006 р. (127-й місяць з початку 23-го циклу) по вересень 2007 р. (139-й місяць з початку 23-го циклу), а також графік фактично отриманих незгладжених місячних значень за цей час.

Із приведених результатів прогнозу видно, що закінчення 23-го циклу передбачається приблизно на 138-му місяці, тобто в серпні 2007 року. Далі за прогнозом по згладжених значеннях мав би початися повільний підйом сонячної активності. На жаль, точність подальшого прогнозу досить низька, бо на момент прогнозу не було подальших фактичних експериментальних даних, котрі би визначили динаміку такого спаду чи підйому. Слід відмітити, що процес переходу від 23-го до 24-го циклу мабуть буде більш уповільненим, бо це буде одночасно перехід до наступного вікового циклу.

#### МЕТОДИКА ВИЗНАЧЕННЯ СЕРЕДНІХ ПЕРІОДІВ ТА ЇХНІХ ІНТЕРВАЛЬНИХ ОЦІНОК ДЛЯ ЦИКЛІЧНИХ СКЛАДОВИХ

Головною властивістю змін факторів сонячної активності і викликаних нею геофізичних факторів є циклічний характер відповідних числових послідовностей, що характеризують ці зміни. Вважається, що кожен фактор містить принаймні декілька циклічних складових, серед яких є як повільно змінні, так і швидко змінні. Тому виникає проблема їхнього розділення, аналізу і прогнозування [10, 14]. На першому етапі досліджень проводилось згладжування послідовності даних ковзними вікнами з фіксованою шириною, що визначає межу розділу швидкозмінних та повільно змінних складових. Згладжені значення послідовності визначають повільно змінну складову, а різниця між вихідною послідовністю і згладженою — швидкозмінну складову.

Нехай маємо числову послідовність вимірних (чи вирахованих) значень певного космічного фактора  $y_n$  ( $n = 1, 2, 3, \dots, M$ ), де  $M > 0$  — деяке ціле (достатньо велике) число. Найпростішим ковзним вікном, що використовується для згладжування, є прямокутне шириною  $N_0 = 2N + 1$  ( $N > 0$  — деяке ціле число), коли значення згладженої послідовності  $\bar{y}_n$  ( $n = N + 1, N + 2, N + 3, \dots, M - N$ ) визначаються за формулою

$$\bar{y}_n = N_0^{-1} \sum_{i=n-N}^{n+N} y_i. \quad (1)$$

При цьому  $\bar{y}_n = \bar{y}_{N+1}$  для  $n \leq N$  і  $\bar{y}_n = \bar{y}_{M-N}$  для  $n > M - N$ , або для цих  $n$  значення  $\bar{y}_n = y_n$ , тобто залишаються незгладженими.

Тобто, у вікні, що покриває деяку частину послідовності, котра містить  $N_0$  значень, визначається середнє арифметичне значення, яке апроксимує експериментальні дані на цьому часовому інтервалі, але це значення  $\bar{y}$  присвоюється середині часового вікна згладжування.

Для підвищення точності апроксимації експериментальних даних на ширині вікна  $N_0 = 2N + 1$ , замість деякого постійного значення визначався поліном 4-го степеня з невідомими коефіцієнтами, які вираховуються із умови максимальної точності наближення (апроксимації), а саме, мінімуму середнього квадратичного від-

хилення [4]. Якщо позначити  $s = n - (N + 1)$ ,  $N = 1, 2, \dots, [M/2]$ , для деякого  $n > N$ , тобто  $n = N + s + 1$  — зворотний відлік від середньої точки  $N + 1$ , то такий поліном має вигляд

$$\tilde{y}_s = a_0 + a_1 s + a_2 s^2 + a_3 s^3 + a_4 s^4, \quad (2)$$

$$s = -N, -N+1, -N+2, \dots, 0, 1, 2, \dots, N,$$

де  $a_j$  ( $j = 0, 1, 2, 3, 4$ ) — коефіцієнти полінома (2), що використовується для оптимальної апроксимації експериментальних даних  $y_n$  в межах вибраної ширини вікна згладжування. Знайдене значення  $\tilde{y}_0 = x_0$  присвоюється середині часового вікна згладжування.

При «ковзанні» вікна кожного разу невідомі коефіцієнти визначаються заново за експериментальними даними. Але через те що при зсуві на один крок «ковзання» добавляється лише одна нова точка в кінці вікна і відкидається одна точка на його початку, то коефіцієнти змінюються незначно, і за рахунок цього забезпечується ефект згладжування, якщо ширина вікна більша за 10 точок (мінімум удвічі більша, ніж число коефіцієнтів). Це також дозволяє побудувати рекурентну процедуру знаходження наступного згладженого значення через попереднє та значення в точці, що добавляється, і значення в точці, що відкидається [13].

Для встановлення взаємозв'язку між послідовністю змін факторів сонячної активності і викликаного нею геофізичного ефекту, необхідно насамперед отримати оцінку періоду циклічних складових кожної відповідної послідовності експериментальних даних.

Розглянемо спочатку той частинний випадок, коли дискретну числову послідовність  $y_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) можна представити у вигляді

$$y_n = f_n + x_n, \quad (3)$$

де

$$f_n = f_{n+T}, \quad n = 1, 2, \dots \quad (4)$$

— змінна періодична складова з невідомим періодом ( $T$  — деяке ціле число), що досягає на періоді свого максимального  $f_{\max}$  та мінімального  $f_{\min}$  значень, а  $x_n$  — стаціонарний хаотичний процес з деякими інтервальними характеристиками. Тобто, справедлива система нерівностей [7, 12]

$$m_n(N) \leq \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} x_{n+i} \leq m_b(N), \quad (5)$$

$$n = 1, 2, \dots \text{ при } N = 1, 2, \dots,$$

де функції  $m_n(N)$  і  $m_b(N)$  — відповідно нижня і верхня грані інтервальної функції середнього арифметичного від ширини «ковзного» інтервалу  $N$ , тобто задані обмеження для тих  $N$ , що використовуються при обробці експериментальних даних.

Будемо вважати  $x_n$  центрованим випадковим процесом, тобто

$$\lim_{N \rightarrow \infty} m_n(N) = \lim_{N \rightarrow \infty} m_b(N) = 0, \quad (6)$$

бо сталу величину завжди можна віднести до періодичної складової  $f_n$ . Також будемо вважати такий хаотичний випадковий процес строго стаціонарним [13].

**Означення 1.** Розглянемо множину нескінченних числових послідовностей  $\tilde{x}_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ), кожна з яких послідовно формується з членів, що вибираються з деякої довільної реалізації хаотичного стаціонарного процесу  $x_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) за допомогою заданого з точністю до числових параметрів детермінованого алгоритму послідовного вибору певних номерів вказаного процесу. Причому, для будь-якого значення члена реалізації процесу  $x_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) можна знайти такі можливі параметри даного алгоритму (в межах множини їхньої зміни), що дане значення буде вибрано на певному етапі, тобто у формуванні множини послідовностей  $\tilde{x}_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) беруть участь всі члени реалізації хаотичного стаціонарного процесу  $x_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ).

Тоді, якщо інтервальні характеристики [12] будь-якої послідовності  $\tilde{x}_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) із зазначеної множини збігаються з інтервальними характеристиками хаотичного стаціонарного процесу  $x_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ), то такий процес будемо називати строго стаціонарним.

Значить, якщо для деякого числа  $\tilde{T} > 0$  і цілого  $n_0 > 0$  сформований процес виду

$$\tilde{x}_n(\tilde{T}) = x_{(n-1)\tilde{T}+n_0} \quad (n = 1, 2, \dots) \quad (7)$$

для будь-яких  $\tilde{T} > 0$  і цілих  $n_0 > 0$  є стаціонарним із тими ж інтервальними характеристиками [12], що і  $x_n$ , то процес  $x_n$  є строго стаціонарним.

Розглянемо тепер процес

$$y_n(\tilde{T}) = \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{j=0}^{\tilde{N}} z_{n+j\tilde{T}}, \quad (8)$$

де  $\tilde{N} > 0$  — деяке ціле число, що визначає кількість відрізків вихідного процесу довжиною  $\tilde{T} > 0$ , що сумуються. Тобто, з вихідного масиву (3) для аналізу формується деякий «усереднений» масив (8) довжиною  $\tilde{T} > 0$ .

З виразу (3) випливає, що

$$\begin{aligned} y_n(\tilde{T}) &= \bar{f}_n(\tilde{T}) + \bar{x}_n(\tilde{T}), \\ \bar{f}_n(\tilde{T}) &= \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{j=0}^{\tilde{N}} f_{n+j\tilde{T}}, \\ \bar{x}_n(\tilde{T}) &= \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{j=0}^{\tilde{N}} x_{n+j\tilde{T}}. \end{aligned} \quad (9)$$

Оцінимо тепер мінімальне і максимальне значення  $y_n(\tilde{T})$  на інтервалі  $n \in [1, \tilde{T}]$ , тобто, знайдемо оцінки

$$\begin{aligned} y_{\min}(\tilde{T}) &= \min_{n \in [1, \tilde{T}]} \{y_n(\tilde{T})\}, \\ y_{\max}(\tilde{T}) &= \max_{n \in [1, \tilde{T}]} \{y_n(\tilde{T})\}. \end{aligned} \quad (10)$$

Для складової  $\bar{x}_n(\tilde{T})$  кожне її значення на інтервалі  $n \in [1, \tilde{T}]$  є середнім арифметичним значенням відповідної числової послідовності виду (7) на інтервалі шириною  $\tilde{T}$ . Тому

$$m_n(\tilde{N}) \leq \bar{x}_n(\tilde{T}) \leq m_b(\tilde{N}), \quad n \in [1, \tilde{T}], \quad (11)$$

тобто мінімальне і максимальне значення  $\bar{x}_n(\tilde{T})$  мало залежать від  $\tilde{T}$  і, згідно з (6), ці значення наближаються до нуля при достатньо великих  $\tilde{N}$ .

З іншого боку, для складової  $\bar{f}_n(\tilde{T})$  характерна істотна залежність її мінімального і максимального значень від  $\tilde{T}$  на інтервалі  $n \in [1, \tilde{T}]$ . Дійсно, при  $\tilde{T} = T$  маємо відповідно до (4)

$$f_{\min} \leq \bar{f}_n(T) \leq f_{\max}, \quad n \in [1, \tilde{T}], \quad (12)$$

причому на зазначеному інтервалі вона досягає своїх крайніх значень у деяких точках. Те ж буде і для  $\tilde{T} = kT$ , де  $k > 0$  — деяке ціле число, тобто на інтервалах, кратних періоду  $T$ . Звідси випливає, що

$$\begin{aligned} f_{\min} + m_n(\tilde{N}) &\leq \\ &\leq y_{\min}(\tilde{T}) \leq y_n(\tilde{T}) \leq y_{\max}(\tilde{T}) \leq f_{\max} + m_b(\tilde{N}), \end{aligned}$$

$$n \in [1, \tilde{T}], \quad \tilde{T} = kT \quad (k = 1, 2, \dots).$$

Для  $\tilde{T}$  близьких, але не рівних  $T$ , і достатньо великих  $\tilde{N}$  одержимо, що кожна точка  $\bar{f}_n(\tilde{T})$  на зазначеному інтервалі являє собою середнє арифметичне значення деякої кількості різних точок періодичного процесу  $f_n$ . Це забезпечує зближення обмежень зверху і знизу у порівнянні з (12). При цьому верхня межа зменшується, а нижня — збільшується, тобто повинна мати місце «резонансна» залежність від  $\tilde{T}$ , причому на графіку оцінки максимального значення на інтервалі  $n \in [1, \tilde{T}]$  мають бути «резонанси», а на графіку оцінки мінімального значення — «антирезонанси». Теоретично точки «резонансів» і «антирезонансів» повинні бути при значеннях  $\tilde{T} = kT$  ( $k = 1, 2, \dots$ ). Проте, у силу хаотичності складової  $\bar{x}_n(\tilde{T})$  і не обов'язкового збігу точок її екстремальних значень на інтервалі  $n \in [1, \tilde{T}]$  з точками екстремуму  $\bar{f}_n(\tilde{T})$  — резонансні криві  $y_{\min}(\tilde{T})$  і  $y_{\max}(\tilde{T})$  будуть мати хаотичну добавку, а тому їхні графіки будуть дещо «деформовані».

Звідси також випливає, що достатньо впевнено може бути виділена тільки така періодична складова в (3), період якої достатньо багато разів повторюється на оброблюваній послідовності даних довжиною  $M$ . З іншого боку, можливість нестационарного «дрейфу» характеристик обмежує вибір надто великої кількості даних для обробки при визначенні відносно швидко змінних періодичних складових.

Обчислюючи оцінки виду (13) для різних частин оброблюваної послідовності даних однакової довжини, одержимо послідовність оцінок періоду  $T$ , на основі якої можна виділити деяке середнє його значення, а також його інтервальну оцінку (знизу і зверху).

Зазначена методика цілком поширюється на раніше обумовлені циклічні хаотичні процеси, які не можна представити у вигляді (3), але які мають аналогічні властивості. Більш того, це дозволяє ввести строге означення поняття такого процесу.

**Означення 2.** Хаотичний не строго стаціонарний процес  $x_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) будемо називати циклічним, якщо його характеристики виду (10), отримані на основі (9), мають «резонанси» на графіку  $y_{\max}(\tilde{T})$  і «антирезонанси» на графіку  $y_{\min}(\tilde{T})$  в околі близьких до кратних деякому  $T$

«резонансних» точках.

Методика вирахування середнього періоду циклічних складових базується на наступних основних правилах:

1) потрібно обробляти частину даних на такій довжині інтервалу часу, де вона кратна передбачуваному періоду з достатньо великим коефіцієнтом кратності;

2) довжина інтервалу дискретності за часом циклових даних має бути кратною з достатню ступенем точності періоду циклу, що визначається;

3) для точнішого оцінювання слід спочатку здійснити розділення швидких і повільних складових циклічного процесу;

4) для циклічної послідовності  $z_n$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) вираховують процес

$$y_n(\tilde{T}) = \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{j=0}^{\tilde{N}} z_{n+j\tilde{T}},$$

де  $\tilde{N} > 0$  — деяке ціле число, що визначає кількість відрізків вихідного процесу довжиною  $\tilde{T} > 0$ , що сумуються;

5) визначаються оцінки

$$y_{\min}(\tilde{T}) = \min_{n \in [1, \tilde{T}]} \{y_n(\tilde{T})\} \quad \text{та} \quad y_{\max}(\tilde{T}) = \max_{n \in [1, \tilde{T}]} \{y_n(\tilde{T})\}.$$

При наявності циклічної складової у послідовності має місце «резонансна» залежність оцінок від  $\tilde{T}$  — «резонанс» на оцінці зверху (max) і «антирезонанс» на оцінці знизу (min). Для оцінювання періоду циклічності  $T$  вибираємо найбільш чітко виражену залежність.

#### ВИЗНАЧЕННЯ СЕРЕДНІХ ПЕРІОДІВ ТА ЇХНІХ ІНТЕРВАЛЬНИХ ОЦІНОК ДЛЯ ЦИКЛІЧНИХ СКЛАДОВИХ СОНЯЧНОЇ АКТИВНОСТІ

Розглянемо ритміку чисел Вольфа протягом з січня 1853 р. по березень 2007 р. На рис. 6 побудовано графік «резонансів» для можливих середніх періодів ритміки на інтервалі 6500—12500 діб. Для отримання характеристик даного циклічного процесу використовувались дані про середньодобові значення чисел Вольфа, тобто проводився аналіз дискретної послідовності довжиною 56338 значень.

В табл. 2 наведено інтервальні оцінки середніх періодів відповідних циклічних складових індексу  $W$  на інтервалі 3400—6500 діб та їхні значення і можливі відхилення. При цьому використовувались значення згладжених чисел

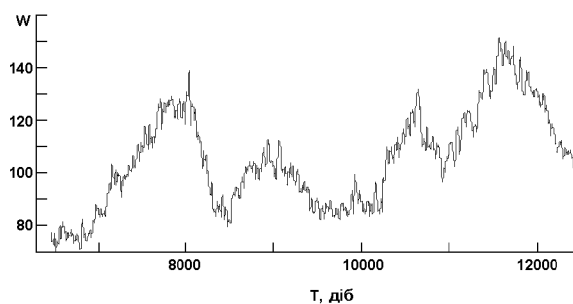


Рис. 6. Графік залежності від величини середнього періоду  $T$  максимального значення числа Вольфа  $W$  на усередненому циклі, рівному за тривалістю цьому періоду

Таблиця 2. Виділені інтервальні оцінки середніх періодів ритміки  $W$  на інтервалі 6500—12500 діб

№ п/п	Пошукові періоди, діб	Інтервал середніх періодів (доби, роки)		Середні періоди, діб	Ширина інтервалу, діб	Середні періоди, роки
1	11150—12425	11566—11909	31.69—32.63	11738	343	32.16
2	10270—11150	10653—10653	29.19—29.19	10653	1	29.19
3	10100—10270	10176—10176	27.88—27.88	10176	1	27.88
4	9800—10100	9944—9944	27.24—27.24	9944	1	27.24
5	9050—9745	9081—9298	24.88—24.88	9189.5	217	25.18
6	8730—9050	8952—8963	24.53—24.56	8957.5	11	24.54
7	8500—8730	8642—8642	23.68—23.68	8642	1	23.68
8	7300—8500	8066—8066	22.10—22.10	8066	1	22.10
9	6963—7300	7191—7191	19.70—19.70	7191	1	19.70
10	6880—6963	6897—6953	18.90—19.05	6925	44	18.97
11	6838—6880	6863—6865	18.80—18.81	6864	2	18.80
12	6500—6838	6635—6635	18.18—18.18	6635	1	18.18



Вольфа  $W$  поліноміальним вікном шириною 183 доби. Пошук проводився у вказаному околі середнього періоду, куди всередину попадали його оцінки, отримані під час обчислювальних експериментів, які формували свій інтервал значень, а також оцінка середнього періоду, що визначається як середнє арифметичне цих значень, та вираховувалась ширина оцінкового інтервалу. Для отримання графіка залежності, наведеного на рис. 6, було використано частину всієї реалізації,

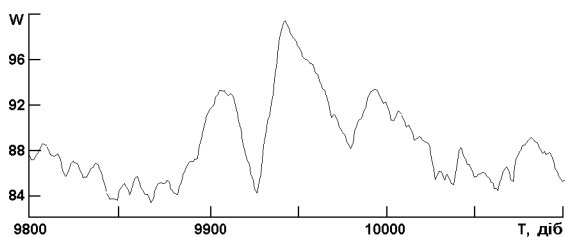


Рис. 7. Графік частини резонансної кривої при зміні періоду в інтервалі [10200; 11000] для одного із 121 обчислювальних експериментів

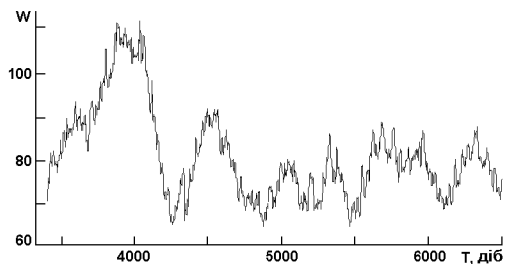


Рис. 8. Графік залежності від величини середнього періоду  $T$  максимального значення числа Вольфа  $W$  на усередненому циклі, рівному за тривалістю цьому періоду

лізації, яка починалась з 4092-ї точки і до кінцевої 56247-ї точки. Для аналізу резонансних залежностей у вузьких інтервалах періодів і отримання оцінки середнього періоду циклічної складової було проведено 121 обчислювальний експеримент, коли довжина частини реалізації, що використовувалась, залишалася незмінною, а випадковим чином на інтервалі 92—4092 діб зміщували її початок, тобто більш ніж на 10 років. Серед визначених 12 оцінок середніх періодів циклічних складових змін чисел Вольфа, на 8-й позиції маємо чіткий цикл Хейла з середнім періодом 22.1 року (два стандартних «11-річних» цикли), а на 1-й — середній період 32.16 роки (три цикли).

На графіку рис. 7 показано частину резонансної кривої при зміні періоду в інтервалі 9800—10100 діб для одного із випадково вибраних (із 121) обчислювальних експериментів.

На рис. 8 побудовано графік «резонансів» для можливих середніх періодів ритміки на інтервалі 3400—6500 діб.

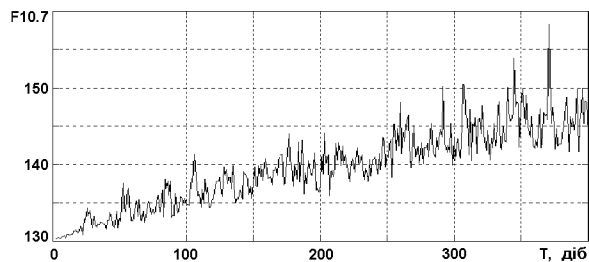


Рис. 9. Графік залежності від величини середнього періоду  $T$  максимального значення рівня радіовипромінювання Сонця на хвилі 10.7 см. (F10.7) на усередненому циклі, тривалість якого дорівнює цьому періоду

Таблиця 3. Виділені інтервальні оцінки середніх періодів ритміки  $W$  на інтервалі 3400; 6500 діб

№ п/п	Пошукові періоди, діб	Інтервал середніх періодів (доби, роки)	Середні періоди, діб	Ширина інтервалу, діб	Середні періоди, роки
13	6020—6380	6161—6358	16.88—17.42	6337.9	17.36
14	5734—6020	5825—5825	15.96—15.96	5825	15.96
16	5460—5734	5709—5709	15.64—15.64	5709	15.64
17	5265—5460	5397—5441	14.745—15.02	5419	14.85
18	5175—5265	5183—5211	14.20—14.28	5185.6	14.21
19	4960—5175	5054—5160	13.85—11.06	5095.4	13.96
20	4780—4960	4835—4907	13.25—13.44	4873	13.35
21	4400—4700	4423—4428	12.11—12.13	4425.6	12.12
22	3690—4400	3741—3973	10.25—10.88	3910.8	10.71
23	3400—3690	3671—3680	10.06—10.08	3671.5	10.06

Таблиця 4. Виділені інтервальні оцінки середніх періодів ритміки F10.7 на інтервалі 5; 400 діб

№ п/п	Інтервал значень пошукового періоду, діб	Інтервал значень середнього періоду, діб	Середній період, діб
1	360—380	371—372	371.03
2	341—349	344—347	345
3	301—315	307—310	307.488
4	284—295	289—294	291.38
5	255—264	256—260	259.512
6	200—210	203—206	203.620
7	173—180	176—179	177.025
8	155—164	156—163	143.678
9	140—150	143—145	130.554
10	123—140	126—135	130.554
11	100—110	106—107	106.008
12	80—90	82—88	85.182
13	50—60	53—53	53
14	38—46	41—44	42.306
15	20—35	24—28	26.265
16	15—19	16—18	17.107
17	5—10	7—9	8.68

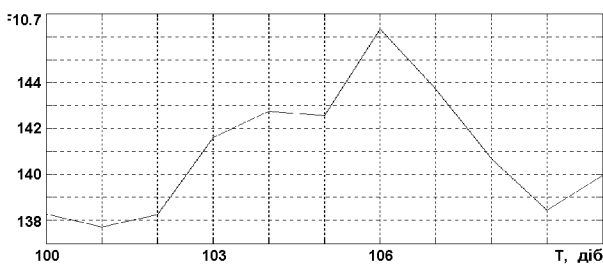


Рис. 10. Графік частини резонансної кривої при зміні періоду в інтервалі 100; 110 діб

В табл. 3 наведені інтервальні оцінки (та їхня ширина) середніх періодів відповідних циклічних складових індексу  $W$  на інтервалі 3400—6500 діб та їхні значення.

Методика аналізу залишалась тією ж, як і для інтервалу періодів 6500—12500 діб, але частина реалізації, що використовувалась, була коротшою, бо спершу її початок було встановлено з 26133-ї точки, а потім в ході 121 обчислювального експерименту він випадковим чином вибирався на інтервалі 22133—26133, тобто з тим же максимальним зміщенням більш ніж 10 років. При цьому середній період вираховувався як середньоарифметичне від знайдених в ході обчислювальних експериментів 121 значень.

Розглянемо ритміку радіовипромінювання Сонця на хвилі 10.7 см (індексу F10.7) протягом

02.1984—07.2003 рр. На рис. 9 побудовано графік «резонансів» для можливих середніх періодів ритміки на інтервалі 5—400 діб.

В табл. 4 наведені інтервальні оцінки середніх періодів відповідних циклічних складових індексу F10.7 на інтервалі 5—400 діб. Методика аналізу залишалась тією ж, як і для індексу  $W$ , тільки щоденні значення F10.7 розглядаються на значно коротшій реалізації і не згладжуються, бо розглядаються мінімальної тривалості періоди (в цілих добах), тобто аналізуються відносно високочастотні циклічні складові змін даного індексу.

На графіку рис. 10 показана частина резонансної кривої при зміні періоду в інтервалах 100—110 діб для одного із 121 обчислювальних експериментів.

Як видно з отриманих оцінок, на 17-й позиції є циклічна складова із середнім періодом в межах [7, 9] діб, хоча для неї і для складової на 16-й позиції точність отриманих оцінок низька. А от інтервальна оцінка на 15-й позиції 24—28 діб більш точна, бо її отримано шляхом пошуку на ширшому інтервалі 20—35 діб. Дана циклічна складова явно пов'язана з періодом обертання Сонця навколо власної осі. Найточніше визначився середній період в 53 доби (на 13-й позиції), тобто фактично приблизно подвійний оборот Сонця (бо період обертання речовини на різних широтах Сонця змінний, як для рідкого тіла, тому значення каррінгтонівського періоду обертання є лише справедливим для екваторіальної зони) і також удвічі більший (106—107 діб). Можливо, в цьому є певний фізичний зміст.

#### ВИЗНАЧЕННЯ СЕРЕДНІХ ПЕРІОДІВ ТА ЇХНІХ ІНТЕРВАЛЬНИХ ОЦІНОК ДЛЯ ЦИКЛІЧНИХ СКЛАДОВИХ ЗМІНИ ІНДЕКСУ ГЕОМАГНІТНОЇ АКТИВНОСТІ $D_{st}$

Розглянемо ритміку середньодобового геомагнітного індексу  $D_{st}$  протягом лютого 1984 р. — липня 2003 р. На рис. 11 приведено графік «резонансів» для можливих середніх періодів ритміки на інтервалі 5—400 діб. Проводилась обробка середньодобових незгладжених значень геомагнітного індексу  $D_{st}$  на дискретній послідовності довжиною 6000 значень (біля 16.5 ро-

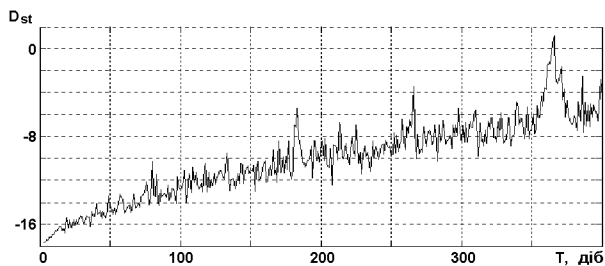


Рис. 11. Графік залежності від величини середнього періоду максимального значення середньодобового числа  $D_{st}$  на усередненому циклі, тривалість якого дорівнює цьому середньому періоду

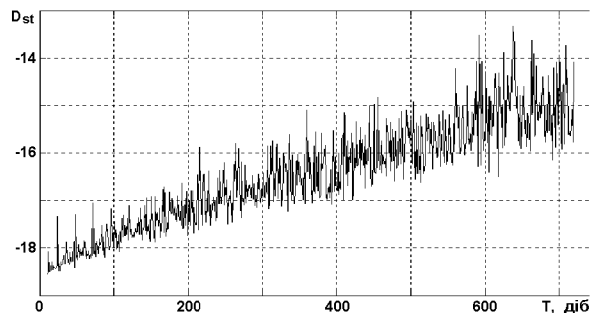


Рис. 12. Графік залежності від величини середнього періоду максимального щогодинного значення числа  $D_{st}$  на середньому циклі, тривалість якого рівна цьому періоду

Таблиця 5. Оцінки середніх періодів ритміки  $D_{st}$  на інтервалі 10—400 діб

№ п/п	Інтервал значень пошукового періоду діб	Інтервал значень середнього періоду діб	Середній період, діб
1	355—375	365—366	365.570
2	260—275	266—266	266.000
3	170—190	181—183	182.438
4	127—140	133—133	133.000
5	114—123	117—121	118.504
6	70—90	76—83	79.603
7	30—47	37—40	39.107
8	15—22	18—21	19.504

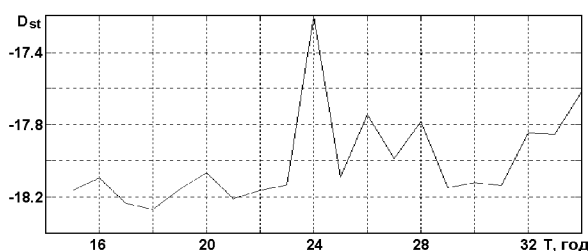


Рис. 13. Графік частини резонансної кривої при зміні періоду в інтервалі 15; 34 год для одного з 121 обчислювальних експериментів

ків) при її випадковому зсуві від початку на максимально можливий інтервал в 1000 точок, тобто майже на три роки, за тією ж методикою, що для  $W$  і  $F10.7$ . При цьому були виділені інтервальні оцінки середніх періодів ритміки на інтервалі 10—400 діб.

В табл. 5 наведені інтервальні оцінки середніх періодів відповідних циклічних складових індексу  $D_{st}$ .

Для більш точної оцінки малих періодів циклічних складових проведено аналіз погодинних значень планетарного геомагнітного індексу  $D_{st}$  за той же період. Побудовано графік «резонансів» для можливих середніх періодів ритміки щогодинного геомагнітного індексу  $D_{st}$  протягом того ж періоду 02.1984—07.2003 рр. на інтервалі 5—720 год, приведений на рис. 12.

Проводилась обробка щогодинних не згладжених значень геомагнітного індексу  $D_{st}$  на дискретній послідовності довжиною 150000 значень (біля 17 років) при її випадковому зсуві від початку на максимально можливий інтервал в 20000 точок (більше двох років).

На рис. 13 приведено зміну частини графіка на рис. 12 при зміні середнього періоду в інтервалі 15—34 год, коли випадковим чином зміщується в заданих межах розміщення вибраної для аналізу частини всієї реалізації.

В табл. 6 наведено інтервальні оцінки середніх періодів циклічних складових. Як видно, найбільш точно визначаються періоди високочастотних циклічних складових: 12 год (півдоба), 24 год (доба), 168 год (7 діб), 215 год (9 діб), 264 год (11 діб), 360 год (15 діб). На рис. 12 також достатньо чітко вирізняються піки, кратні добовим (48 год, 72 год, 96 год). Наявність добового періоду достатньо очевидна, бо це період обертання Землі навколо власної осі. Півдобовий період напевно пов'язаний з нахилом осі обертання Землі до екваторіальної площини Сонця. Дуже характерною є наявність періодів 7 і 9 діб, які фактично проявлялись і у циклічності змін сонячної активності (за індексом  $F10.7$ ), але за рахунок меншої роздільної здатності для середньодобових значень, там було зафіксовано лише інтервальну оцінку 7—9 діб.

Таблиця 6. Оцінки середніх періодів ритміки  $D_{St}$  на інтервалі 5; 720 год

№ п/п	Інтервал значень шуканого періоду (в год.)	Інтервал значень середнього періоду, (год, діб)	Середній період, (год, діб)
9	705—718	708—711	29.5—29.625
10	656—674	662—670	27.583—27.916
11	630—648	636—641	26.5—26.708
12	580—600	582—592	24.25—24.667
13	545—575	552—565	23—23.542
14	446—465	450—456	18.75—19
15	400—419	411—415	17.125—17.291
16	388—406	396—403	16.5—16.792
17	346—370	360—360	15—15
18	255—276	264—264	11—11
19	207—230	212—221	8.833—9.208
20	160—174	163—170	6.792—7.083
21	15—34	24—24	1—1
22	5—18	12—12	0.5—0.5

**ВИСНОВКИ.** Показано циклічність змін космічних факторів та зумовлених ними геофізичних ефектів (в тому числі змін середньої температури поверхні Землі). На основі представлення цих змін як циклічних хаотичних процесів, розроблена методика їхнього аналізу та прогнозування. Вона передбачає здійснення прогнозу на основі ідеї повторюваності з певною точністю процесів змін в межах тих чи інших циклів.

Зокрема, на основі аналізу циклічності змін температури поверхні Землі за минулі 400 тис. років, зроблено прогноз про відносно невелике зниження температури, приблизно 1 К до кінця поточного сторіччя, якщо не буде суттєво збільшуватись потік енергії від Сонця. Проте протягом наступних 8 тис. років прогнозується пониження температури на більш ніж 6 К, що загрожує сучасній цивілізації наступом «льодовикових періодів» на Землі.

На основі аналізу так званих вікових циклів сонячної активності показано циклічність змін інтегральної інтенсивності потоку енергії від Сонця в напрямку Землі, яка призвела до його суттєвого підвищення протягом останніх 70—100 років, порівняно з попереднім відрізком 200—230 років. Напевно, це служить найбільш вагомою причиною глобального потепління на Землі, яке спостерігається за останні принаймні п'ятдесят років. Явища, зумовлені антропогенним фактором, можливо, лише підсилюють ефект потепління. Даний висновок підтверджується аналогічним підвищенням середньої температури поверхні Марса, що спостерігається останні 20 років [15]. За цей час вона виросла

на 0.65 К, тобто вона збільшувалась навіть швидше, ніж на Землі, хоча на Марсі на неї не впливав антропогенний фактор.

Був попередньо зроблений (вересень 2006 р.) за допомогою вказаної методики на основі повторюваності з 20-м циклом, прогноз завершення 23-го циклу сонячної активності. Момент такого завершення передбачався приблизно в січні — серпні 2007 р., що підтверджується з достатньою точністю.

Розроблено методику визначення середніх періодів та їхніх інтервальних оцінок для окремих циклічних складових. На її основі визначені інтервальні оцінки середніх періодів відносно повільних циклічних складових змін середньодобових значень такого індексу сонячної активності, як числа Вольфа  $W$ , починаючи з січня 1853 р. по березень 2007 р. Отримано 23 оцінки середніх періодів на інтервалі 3400—12500 діб (тобто приблизно від 10 до 33 років). Серед них цикл з середнім періодом близько 10.7 року, тобто стандартний «11-річний» цикл, цикл Хейла з середнім періодом 22.1 року (близько двох стандартних 11-річних циклів), а також середній період 32.04 роки (приблизно три 11-річних цикли).

На основі аналізу середньодобових значень рівня радіовипромінювання Сонця на хвилі 10.7 см (індексу  $F10.7$ ) протягом лютого 1984 р. — червня 2003 р. отримано 17 оцінок середніх періодів на інтервалі 5—400 діб. Серед них оцінка на інтервалі 20—35 діб, яка очевидно пов'язана з періодом обертання Сонця навколо власної осі. Також є період 53 доби, тобто приблизно подвійний оборот Сонця і також по-

двійний від нього на інтервалі 106—107 діб.

На основі аналізу середньодобових значень індексу  $D_{st}$  протягом лютого 1984 р. — червня 2003 р. отримано вісім оцінок середніх періодів на інтервалі 5—400 діб. Серед них інтервальні оцінки річного та піврічного циклу: 365—366 та 182—183 доби, а також майже точно визначився період в 133 доби та подвійний до нього 266 діб. Окремо вирізняється інтервальна оцінка 37—40 діб (середній період приблизно 39 діб), причому є також оцінки половинного, подвійного і потрійного періодів (18—21, 76—83 і 117—121 діб відповідно). Для точнішої оцінки малих періодів циклічних складових проведено аналіз погодинних значень планетарного геомагнітного індексу  $D_{st}$  за той же період. Отримано ще 14 оцінок середніх періодів на інтервалі 5—720 год (до 30 діб). Серед них найбільш точно визначаються періоди височастотних циклічних складових: 12 год (півдоби), 24 год (доба), 168 год (7 діб), 215 год (9 діб), 264 год (11 діб), 360 год (15 діб). Характерною є наявність періодів 7 і 9 діб, які фактично проявлялись і у циклічності змін сонячної активності (за індексом  $F10.7$ ). Виділення окремо тижневого періоду ставить проблему, чи пов'язаний тиждень, установлений в соціальному житті людей, все-таки з космічними факторами. Крім того, маємо інтервальні оцінки періодів 636—641 год (26.5—26.708 діб) і 662—670 год (27.583—27.916 діб), що вказують на зв'язок з періодом обертання Сонця навколо власної осі. Інтервальна оцінка періоду 708—711 год (29.5—29.625 діб) теж може бути віднесена за рахунок диференційованого обертання різних частин Сонця, але можливо тут вже проявляється вплив періодичного обертання Місяця навколо Землі [18].

1. Большаков В. А. Теория М. Миланковича — новая концепция // Изв. АН России. Сер. географ.—2000.—№ 1.—С. 20—30.
2. Василик П. В., Лычак М. М. О циклах влияния космических факторов на климат и биосферу Земли // Пробл. упр. и информ.—2005.—№ 6.—С. 48—56.
3. Владимирский Б. М., Темуриянц Н. А., Мартинюк В. С. Космическая погода и наша жизнь. — Фрязино: «Век-2», 2004.—224 с.—(Наука для всех).
4. Дьяконов В. П. Компьютерная математика. Теория и практика. — М.: Нолидж, 2001.—1295 с.
5. Ишков В. Н. Геоэффективная активность Солнца: от краткосрочного прогноза вспышечных явлений до долгосрочного прогноза солнечных циклов // Биологические эффекты солнечной активности. Междисциплинарный семинар. 6-9 апреля 2004 г., Пушино-на-Оке. — Г.: Ротапринт ИКИ РАН, 2004.—С. 8—9.

6. Котляков В. М., Лориус К. Четыре климатических цикла по данным ледяного ядра из глубокой скважины на станции Восток в Антарктиде // Изв. АН России. Сер. географ.—2000.—№ 1.—С. 7—19.
7. Лычак М. М. Теория хаотичности і її застосування до обробки даних // Третья Украинская конференция по перспективному космическому исследованию: Сб. тез. — Кацивели, Крым, 2003.—С. 161.
8. Лычак М. М. Циклічні хаотичні процеси і виявлення в даних «прихованих» періодичностей // Пятая Украинская конференция по перспективному космическому исследованию: Сб. тез. — Киев: ИКИ НАНУ-НКАУ, 2005.—С. 189.
9. Лычак М. М., Царук Н. П. Тенденції змін рівня сонячної активності // Наук. вісті НТУУ КПІ.—2006.—№ 6.—С. 119—124.
10. Лычак М. М., Царук Н. П., Шевченко В. М. Дослідження тенденцій зміни та оцінювання взаємозв'язку факторів сонячної та геомагнітної активності // Шестая Украинская конференция по перспективному космическому исследованию: Сб. тез. — Киев: ИКИ НАНУ-НКАУ, 2006.—С. 159.
11. Лычак М. М. Исследование и прогнозирование солнечной активности // Биологические эффекты солнечной активности. Междисциплинарный семинар. 6—9 апреля 2004 г., Пушино-на-Оке. — Г.: Ротапринт ИКИ РАН, 2004.—С. 40—41.
12. Лычак М. М. Интервальные характеристики хаотических последовательностей // Кибернет. и систем. анализ.—2004.—№ 5.—С. 58—71.
13. Лычак М. М. Анализ циклических процессов солнечной активности // Пробл. упр. и информ.—2006.—№ 1-2.—С. 248—259.
14. Лычак М. М., Бобко Н. А., Зелык Я. И. и др. Первая очередь банка синхронных данных для анализа влияния солнечной активности на состояние здоровья населения // Пробл. упр. и информ.—2006.—№ 4.—С. 108—121.
15. На Марсе — глобальное потепление // Вселенная, пространство, время.—2007.—№ 5.—С. 19.
16. Николис Дж. Динамика иерархических систем. Эволюционное представление. — М.: Мир, 1989.—486 с.
17. Хакен Г. Синергетика: иерархия неустойчивостей в самоорганизующихся системах и устройствах. — М.: Мир, 1985.—423 с.
18. Хьюз В. Принцип Маха и эксперименты по анизотропии массы // Гравитация и относительность / Под ред. Х. Цзю, В. Гоффмана. — М.: Мир, 1965.—С. 202—220.

#### CYCLES OF SOLAR ACTIVITY AND OF GEOPHYSICAL EFFECTS CAUSED BY IT. ANALYSIS AND FORECASTING OF THE CYCLES

*M. M. Lychak*

We show the cyclicity of changes of space factors and of geophysical effects caused by them (including changes in average temperature of the Earth's surface). The procedure of analysis and forecasting of these changes is developed on the basis of representing them as cyclic chaotic processes. This methodology implies making forecasts using the concept of repetitiveness of volatility processes with certain accuracy during one or another cycle.