Космічна наука і технологія. 1998. Т. 4, № 4. С. 132–137.

УДК 523.746.5

Аналіз закономірностей мікро-макроструктури сонячної циклічності

К. С. Войчишин

Державний науково-дослідний інститут інформаційної інфраструктури Національної академії наук України, Львів

Надійшла до редакції 13.04.98

Аналізується стан дослідження тонкої структури геліофізичних циклічних часових рядів. Відзначаються методичні труднощі виділення і підтвердження реальності існування близького до річного компонента місячних флуктуацій чисел Вольфа. Досліджується зв'язок параметрів тонкої структури сонячного циклу з внутрішньоциклічними і віковими змінами його параметрів. Подаються результати обробки середньомісячних чисел Вольфа, що служать основою кількісної інтерпретації і узагальнення закону Швабе–Вольфа. Наводяться аргументи, що підтверджують зв'язок мікро-макроструктури часових рядів індексів сонячної активності.

ВСТУП

Існування тонкої структури 11-річної циклічності індексів сонячної активності відзначалося неодноразово [20, 23]. Виділення на циклічній кривій так званих переломних точок, які опосередковано підтверджують цю структуру, пов'язане, однак, зі значними труднощами [3]. Останні обумовлені головним чином наявністю багатокомпонентних місячних флуктуацій. Їх окремі компоненти виявляють складну залежність від фази 11-річного [6], а можливо, і 22-річного [1] циклів. Ця обставина створює проблему, яку важко розв'язувати, і вимагає певних припущень щодо структури геліофізичних індексів і нестандартних підходів до розробки відповідних засобів обробки даних. Стаття присвячена викладу одного із таких підходів і огляду отриманих в його рамках результатів дослідження мікро-макроструктури сонячної циклічності.

1. ДЖЕРЕЛА ПРИПУЩЕНЬ

Серед місячних флуктуацій індексів сонячної активності значну наукову і практичну цінність передусім має близька за періодом до річного складова. Зусилля багатьох дослідників протягом більш ніж піввіку не дали [1–4, 16, 17] остаточної відповіді на питання про її реальність. Частотно-часовий аналіз короткоперіодичних коливань середньомісячних чисел Вольфа, усереднених за один оберт Сонця площ сонячних плям підтвердив їх реальність лише на обмежених часових інтервалах. Цюріхський часовий ряд з виключеною регулярною складовою через це трактують [17] як реалізацію локально стаціонарного випадкового процесу. В умовах відсутності обґрунтованої гіпотези про ергодичність досліджуваного процесу такий висновок, однак, не бездоганний. З його врахуванням гіпотетична, близька до річної складова може бути віднесена до коливань з випадково розподіленою фазою. Для сумарних площ сонячних плям, згідно з тими же дослідженнями, стійкість фази коливань з періодом близьким до одного року ймовірно має місце.

З методичної точки зору ці висновки також досить вразливі. В них, наприклад, нічого не сказано про врахування вікових змін потужностей і тривалостей 11-річних циклів. Якщо ці зміни не брати до уваги, то усереднені ординати циклічних кривих будуть враховані з різними вагами. А це, в умовах обмеженого обсягу даних, знижує достовірність висновків як відносно реальності шуканої компоненти, так і відносно величини її середнього періоду.

Викладені результати і виявлені труднощі виділення і аналізу тонкої структури індексів сонячної активності значною мірою можна здолати. Для цього необхідно прийняти і підтвердити гіпотезу існування тісного зв'язку між параметрами тонкої структури індексів сонячної активності і внутрішньоциклічними і віковими змінами її макропараметрів: потужності S, тривалості T, фази ψ та асиметрії α. В цьому випадку акцентована проблема, як буде показано далі, зводиться до задачі оптимального розбиття індексів сонячної активності на цикли і зведення останніх до середніх значень їх макропараметрів з допомогою порівняно простих обчислювальних процедур [7, 12].

2. ОБГРУНТУВАННЯ ПІДХОДУ І ВИБІР МОДЕЛІ

Як найбільш стійке і єдине статистичне утворення [20] 11-річний цикл індексів сонячної активності характеризується певною формою. Хоча для всіх циклів цюріхської нумерації ця форма і не є однотипною [21], з точністю до обмеженого числа параметрів її можна трактувати як статистично стійку характеристику [7]. Тоді 11-річну циклічність чисел Вольфа, наприклад, можна трактувати як послідовність стохастичних циклів з параметрами S, T, ψ і функцією їх форми Φ. Мінливість параметрів сонячних циклів носить в загальному випадку нестаціонарний характер. Зведена до однакових значень цих параметрів функція форми $\Phi_{T_c}(\tau,\alpha,\beta,\ldots)$ припускається статистично стійкою, принаймні в широкому розумінні, характеристикою. Тому мінливість параметрів α, β, ... гіпотетично обмежена однорідністю їхніх статистичних характеристик до другого порядку включно. В реальних сигналах статистична стійкість форми циклів з потрібним ступенем наближення може і не існувати, а тому потребує в кожному конкретному випадку спеціального дослідження.

Оскільки властиві геліофізичним часовим рядам порушення статистичної стійкості форми 11-річних циклів проявляються головним чином у випадковій гіпотетично нестаціонарній мінливості тривалості вітки росту T' відносно загальної тривалості T [8], то за параметр α природно взяти коефіцієнт асиметрії

$$\alpha = \frac{T'}{T}, \quad 0 \le \alpha \le 1. \tag{1}$$

В рамках вибраної моделі циклічності функція $\Phi_{T_c}(\tau,\alpha,\beta,\ldots)$ описує цикли будь-якої тривалості, тому коефіцієнт α буде визначати асиметрію як вихідних, так і зведених до однакової тривалості циклів, тобто

$$\alpha = \frac{T'}{T} = \frac{T'_c}{T_c},$$

де T'_c і T_c — відповідно тривалість вітки росту і тривалість усередненого циклу. Отже, циклічну структуру чисел Вольфа можна описати параметричною моделлю у вигляді

$$w(t) = \sum_{j=1}^{\tau} S_j \Phi_{T_j,\alpha_j}(\tau_j) + \upsilon(t). \tag{2}$$

Тут потужність 11-річного циклу визначається виразом

$$S(j) = \int_{t_{1,j}}^{t_{2,j}} w(t)dt,$$

$\Phi_{T,\alpha}(\tau)$ — нормована на одиницю функція форми

$$\Phi_{T,\alpha}(\tau) \equiv 0 \quad \text{для} \quad \tau < 0 \quad \text{і} \quad \tau > T,$$

$\upsilon(t)$ — деяка аддитивна шумова складова. Аргумент функції форми τ_j, тривалість T_j і фаза ψ_j визначаються границями j-го циклу $t_{1,j}$ і $t_{2,j}$ як $\tau_j = (t - t_{1,j})$, $T_j(t_{2,j} - t_{1,j})$ і $\psi_j = (t_{1,j} - t_{2,j-1})$.

Запропонована параметрична модель дозволяла сформулювати і розв'язувати задачу оцінювання параметрів і функції форми 11-річного циклу чисел Вольфа і тим самим підтвердити гіпотезу статистичної стійкості форми сонячного циклу та наявності її тонкої структури, зокрема, близької до річної складової.

3. ФОРМУЛЮВАННЯ ЗАДАЧІ ОЦІНЮВАННЯ

Припустимо, що зведена до середніх значень параметрів T_c і α_c функція $\Phi_{T_c,\alpha_c}(\tau)$ відображає загальні закономірності сонячної циклічності і є відомою. Тоді шляхом лінійного перетворення аргументу вітки росту

$$\Phi_{T_c,\alpha_c}(\tau), \quad 0 \le \tau \le \alpha_c T_c$$

і вітки спаду

$$\Phi_{T_c,\alpha_c}(\tau), \quad \alpha_c T_c \le \tau \le T_c$$

за допомогою викладених в роботі [12] співвідношень можна обчислити функцію форми будь-якої тривалості і асиметрії.

Якщо за критерій близькості вибрати віддаль між деяким еталонним циклом

$$Z_{ET}(t) = S\Phi_T, \alpha(\tau)$$

і вихідним $Z_B(t)$ циклами у вигляді цільової функції

$$F(S,\alpha,T,t_1) = \left[\frac{1}{T}\int_{t_1}^{t_1+T}\left[Z_B(t) - Z_{ET}(t)\right]^2 dt\right]^{\frac{1}{2}}, \qquad (3)$$

то задача оптимального оцінювання за критерієм мінімуму середнього квадратичного відхилення параметрів 11-річної і близької до річної складової чисел Вольфа зводиться до задачі мінімізації вигляду

$$\sigma = \min_{S\,T\,\alpha\,t_1} F\left[S,T,t_1\right]. \qquad (4)$$

Використання співвідношень (3), (4) передбачає розбиття вихідного часового ряду на цикли, а останніх, як це видно із (1), — на вітки росту і спаду [12]. Представлення чисел Вольфа у вигляді параметричної моделі (2) описує їх циклічну структуру як з фазовими порушеннями, так і без них [7] і тому має для практики аналізу сонячної циклічності цікаві властивості. Окрім того, воно певною мірою об'єднує ідеї суперпозиції гармонік Вольфа [6] і еруптивності Вальдмайера [23]. Відносно представлення (2) можна сказати, що в його основі лежить стійкість форми циклів як найважливішої характеристики періодичності, ритмічності та циклічності з тим істотним доповненням, що від гіпотези еруптивності тут ефективно використовується властивість перервності.

Хоча ступінь стиснення істотної інформації, який забезпечується представленням (2), є відносно невеликим, воно має переваги в обробці, інтерпретації результатів і, що найважливіше в контексті обговорюваних проблем, в збереженні інформації про тонку структуру сонячних циклів та зміну їх фаз.

Оптимальне розбиття часового ряду на цикли, їх трипараметричне нормування [7] дозволяє в рамках моделі (2) ефективно виділити їх ритмічну, в сенсі роботи [11], складову з квазідетермінованими адитивним

$$w_{jk} = m_k + \upsilon_{jk}, \qquad (5)$$

мультиплікативним

$$w_{jk} = m_k \zeta_{jk} \qquad (6)$$

або адитивно-мультиплікативним

$$w_{jk} = (m_k + \upsilon_{jk})\zeta_{jk} \qquad (7)$$

компонентами. Тут w_{jk} — апроксимовані усередненим (еталонним) циклом 11-річні цикли числа Вольфа, а υ_{jk} і ζ_{jk} — випадкові з нульовими середніми і, гіпотетично, квазідетермінованими складовими тонкої структури часового ряду.

Співвідношення (5), (6), (7) дають можливість ставити і розв'язувати задачі класифікації та ідентифікації інформативних ознак мікро- і макроструктури циклічних часових рядів, будувати поля інформативних ознак належності їх до певних класів.

4. ОЦІНЮВАННЯ ТОНКОЇ СТРУКТУРИ

Обробку і аналіз емпіричних даних природно розпочинати в рамках найпростіших уявлень про їх структуру, при необхідності ускладнюючи їх. Для геліофізичних даних з циклічною структурою такі уявлення дає співвідношення (5). В цьому випадку процедура обчислення зводиться до усереднення k ординат кожного з j циклів за співвідношенням

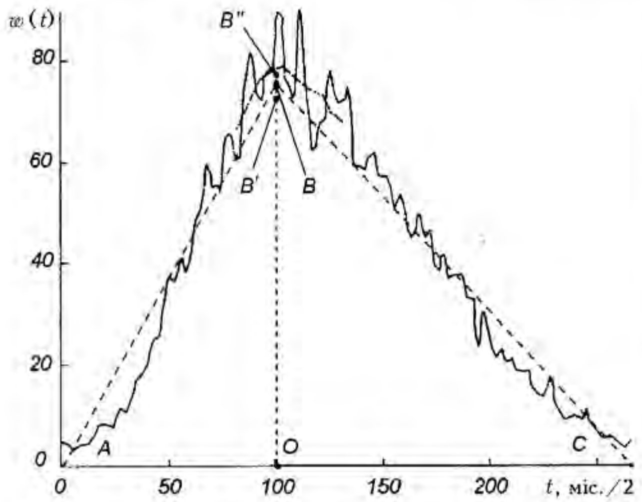
$$w'_k = \frac{1}{T}\sum_{j=1}^{q} w_{jk}, \qquad (8)$$

де w_{jk} — ординати трикратнонормованих (за потужністю S, тривалістю T і асиметрією α) циклів середньомісячних чисел Вольфа.

Аналіз оцінки (8) показує [8], що вона містить явно виражену тонку структуру і в центральній частині циклу утворює його двовершинність. Переважаючим фактором збільшення амплітуди останньої є підвищення точності врахування зміни фаз усереднених циклів. Різницеве диференціювання цієї кривої безпосередньо виявляє квазіперіодичну складову з періодом $T = (11.6 + 0.5)$ міс. Другою за інтенсивністю, яка міститься в кривій w'_{jk}, є близька до піврічної складова. Остання має значну інтенсивність і помітну стійкість на значній частині циклічної кривої.

Уточнену емпіричну оцінку кривої w'_k одержано з використанням алгоритмів, що дозволяють враховувати внутріциклічні зміни макропараметрів 11-річного сонячного циклу і при обробці використовувати подвоєння масиву вихідних даних [12]. Перше досягається за допомогою зведення вихідних різносиметричних циклів до однакової симетрії. Друге здійснюється з метою зменшення ефекту згладжування, який дають алгоритми зведення тривалості вихідних циклів та їх віток росту і спаду до середніх значень [7].

Одержану оцінку кривої усередненого 11-річного циклу середньомісячних чисел Вольфа з подвоєним масивом даних і з параметрами відповідно T =



Тонка структура 11-річного циклу сонячної активності, усередненого за 20 циклами середньомісячних чисел Вольфа з подвоєним масивом даних

= 266 міс/2 і q = 20 зображено на рисунку. Як видно, інтенсивність тонкої структури циклу залежить від його фази, досягає максимуму в його центрі і є складнішою порівняно з описаною раніше [7].

Наочне уявлення про реальність тонкої структури емпіричної оцінки $w'(t)$ можна знайти в роботі [12], де вона використовується як апроксимуюча функція для спостережуваних середньомісячних чисел Вольфа. Похибка цієї апроксимації дуже залежить від фази циклу. Якщо на периферії циклів ця похика досягає 100 %, то в центральній його частині на інтервалі біля п'яти років середня квадратична похибка становить уже близько 20 %. Якщо наведеною на рисунку кривою апроксимувати середньомісячні «стаціонаризовані» (з відсіченою адитивно-нестаціонарною складовою [13, 14] числа Вольфа, то вказаний рівень похибок знижується до 10 %, що вдвічі менше від перепадів пікових значень місячних флуктуацій кривої $w(t)$. Такий же 10-відсотковий рівень середньої квадратичної похибки досягається при апроксимації середньомісячних згладжених чисел Вольфа, якщо апроксимаційною функцією обрати оцінку $w(t)$, розраховану за згладженими середньомісячними числами Вольфа з подвоєним масивом даних. В останньому випадку середня квадратична похибка має добре виражений локальний мінімум, який досягає 5-відсоткового рівня [13].

Вказаний мінімум практично збігається з локальним мінімумом максимальної глибини близької до річної складової в центральній частині кривої $w(t)$. Цей локальний мінімум характеризує, по суті, зону локальної стійкості тонкої структури усередненого 11-річного циклу середньомісячних чисел Вольфа. Якщо абсцису цього локального мінімуму позначити через k_0, то її функціональний зв'язок з абсцисою k, значення якої для вітки спаду відраховуються від її кінця, можна описати співвідношенням

$$k_j = \frac{k_0 \alpha_j T_j}{T'_c} \tag{9}$$

або

$$k'_j = \frac{k_0\left(1-\alpha_j\right)T_j}{\left(T_c - T'_c\right)} \tag{10}$$

відповідно для вітки росту і спаду ($T_c - T'_c$), де k_0 і k'_j — абсциси ординат локального мінімуму в усередненому і вихідному циклах відповідно.

5. ТОЧНІСТЬ ВИБОРУ ПАРАМЕТРА ВИСОТИ

Відхилення пікових значень усередненого циклу в епоху максимуму сонячної активності від ковзного середнього на інтервалі, що дорівнює 13 міс, показаного на рисунку пунктиром, досягає близько 20 %. В умовах стійкості цих піків практично на всій множині спостережуваних циклів (див. рис. 4 в роботі [12]) їх заміну на ординати ковзної середньої при вирішенні задач апроксимації і прогнозування не можна трактувати інакше як інформаційним розтринькуванням. Дійсно, чому варто надавати перевагу як оцінці висоти циклу, усередненій за 13-ма значеннями ординат при невизначеній абсцисі порівняно з оцінкою ординати, отриманої усередненням 20 і більше значень, взятих з статистично стійких локальних зон, взагалі кажучи, незалежних 11-річних циклів середньомісячних чисел Вольфа? А з іншого боку, як обґрунтувати вибір характеристики висоти 11-річного циклу чисел Вольфа, коли значна частина рівних за інтенсивністю піків кривої припадає не лише на епоху максимуму але і на вітку спаду? В рамках розвинутого підходу ця задача розв'язується з допомогою простої геометричної побудови [10].

Побудуємо (див. рисунок) трикутник з основою, рівною тривалості усередненого циклу T і вершиною в точці $B(T, 2S/T)$, абсциса якої дорівнює тривалості вітки росту цього циклу, а ордината — подвійній потужності S розділеної на його тривалість T.

Аналогічно можна побудувати трикутники з основами, рівними тривалості вітки росту T' і спаду

T'' циклу з вершинами $B(T', 2S'/T')$ і $B(T'', 2S''/T'')$, де S' і S'' — потужності віток росту і спаду усередненого циклу середньомісячних чисел Вольфа.

В результаті описаних геометричних побудов на границі віток росту і спаду (а точніше на лінії, що має абсцису початку вітки спаду) усередненого 11-річного циклу середньомісячних чисел Вольфа визначимо три ординати, які позначено на рисунку буквами $OB' = 72$, $OB = 75$, $OB'' = 77$ і які мають переваги як характеристики висоти циклу і його віток росту і спаду порівняно з ковзним середнім $R(c) = 82$ відносних одиниць. Неважко помітити, що ордината OB з точністю до обрахунків є фактично середнім арифметичним ординат OB' і OB'', а ковзна середня характеризує лише висоту вітки спаду.

6. КІЛЬКІСНА ІНТЕРПРЕТАЦІЯ І УЗАГАЛЬНЕННЯ ЗАКОНУ ШВАБЕ—ВОЛЬФА

Перевага оцінки OB як характеристики висоти 11-річного циклу чисел Вольфа пояснюється двома обставинами. По-перше, оцінка OB, як зазначалось вище, має належне обгрунтування, а по-друге, її використання дає можливість надати кількісну інтерпретацію закону Швабе—Вольфа [10, 22], який в цьому випадку набуває функціональної залежності

$$T = \frac{2S}{R}. \tag{11}$$

Це означає, що числа Вольфа змінюються циклічно з постійною середньою тривалістю, рівною його подвійній середній потужності, поділеній на середню висоту.

Для випадку неусереднених параметрів ця залежність виконується на щорічних даних з середньою квадратичною похибкою, що не перевищує 3 % [9, 22].

Закону Швабе—Вольфа як емпіричній фундаментальній закономірності сонячної активності можна надати і загальнішої форми:

$$\frac{RT_\gamma}{S} = 2 \pm \sigma_\gamma, \qquad \gamma = 1, 2, 3, \tag{12}$$

де значення індексів означають належність параметра циклу або його віткам росту і спаду відповідно, встановлені різниці в оцінюванні висоти останніх входять відповідно в похибки σ_γ.

ВИСНОВОК

Суттєвим фактором ефективності вибраного способу виділення і аналізу мікро- і макроструктури середньомісячних індексів сонячної циклічності і аргументації висновків, що витікають з наведених матеріалів, є та обставина, що форма 11-річних циклів разом з їх тонкою структурою трактується статистично стійкою в силу природи явища, а їхня внутрішньоциклічна і вікова мінливість усувається трипараметричним нормуванням. А важливою особливістю підходу, що використовується для обробки даних з циклічною структурою з метою апоксимації і прогнозування, є можливість простими засобами виділяти закономірності статистичних і функціональних зв'язків між параметрами цієї структури у вихідних і усереднених циклах відповідно.

1. Васильева Г. Я., Кузнецов Д. А., Шпитальная А. А. и др. К вопросу о годичных вариациях солнечной активности // Солнечные данные. — 1974. — № 4. — С. 96—110.
2. Витинский Ю. И. К вопросу о годичной составляющей вариаций солнечной активности // Солнечные данные. —1973. — № 6. — С. 82—95.
3. Витинский Ю. И. Цикличность и прогнозы солнечной активности. — Л.: Наука, 1973. —258 с.
4. Витинский Ю. И. О годичной вариации сильных флуктуаций чисел Вольфа // Солнечные данные. — 1974. — № 4. —С. 111—118.
5. Витинский Ю. И., Исханов Р. Н. К вопросу об определении эпох экстремумов циклов солнечных пятен // Солнечные данные. — 1960. — № 1. — С. 70—75.
6. Витинский Ю. И., Копецкий М., Куклин Г. В. Статистика пятнообразовательной деятельности Солнца. — М.: Наука, 1986. — 296 с.
7. Войчишин К. С. Анализ амплитудно-фазовых нарушений ритмической структуры чисел Вольфа // Астрон. журн. — 1978. — **55**, вып. 6. — С. 811—822.
8. Войчишин К. С. Особенности тонкой структуры 11-летней цикличности солнечной активности // Астрон. журн. — 1981. — **58**, вып. 1. — С. 167—173.
9. Войчишин К. С. О внутренней согласованности параметров солнечного цикла и предвычислении его ординат. // Астрон. журн. — 1987. — **64**, вып. 3. — С. 617—626.
10. Войчишин К. С. О возможности выявления функциональных зависимостей в циклической структуре гелиофизических индексов // Пробл. упр. и информатики. — 1997. — № 2. — С.120—125.
11. Войчишин К. С., Драган Я. П. Пример образования периодически коррелированных случайных процессов // Радиотехника и электроника. — 1973. — **18**, № 9. — С. 1957—1960.
12. Войчишин К. С., Стодилка М. И. О статистической устойчивости солнечной цикличности // Астрон. журн. — 1982. — **59**, вып. 6. — С. 1171—1183.
13. Войчишин К. С., Стодилка М. И. О стационаризации месячных флуктуаций гелиофизических индексов // Астрон. журн. — 1984. — **61**, вып. 5. — С. 976—984.

14. Войчишин К. С., Стодилка М. И. Временная структура цикличности среднемесячных наблюденных чисел Вольфа. — Львов, 1985. — 48 с. — (Препринт / АН УССР. Физ.-мех. ин-т, N 99).
15. Кандаурова К. А. Статистический анализ и прогноз цюрихского ряда чисел Вольфа с исключенной регулярной частью // Солнечные данные. — 1971. — № 11. — С. 80–89.
16. Кожевников Н. И. Годовая составляющая в спектре активности Солнца // Астрон. циркуляр. — 1978. — № 1018. — С. 2–4.
17. Кожевников Н. И. Годовая составляющая активности Солнца // Солнечные данные. — 1979. — № 5. — С. 91–96.
18. Музалевский Ю. С., Жуков Л. В. О флуктуациях месячных чисел Вольфа // Астрон. журн. — 1970. — **47**, вып. 3. — С. 541–543.
19. Оноприенко В. И. Проблема цикличности в теоретической геологии // Геолог. журн. — 1972. — № 32. — Вып. 6. — С. 3–14.
20. Чистяков В. Ф. Циклическая деятельность Солнца. — Владивосток: Дальневосточное книжное изд-во, 1973. — 124 с.
21. Эйгенсон А. М. О многомерной классификации 11-летней цикличности солнечной активности // Вестн. Львов. ун-та. Сер. астрон. — 1981. — № 56. — С. 22–24.
22. Voichishin K. S. The procedure of detecting the general regularities of the time structure of cyclic signals // Pattern Recogn. and Image Analysis. — 1994. — **4**. — P. 188–294.
23. Waldmeier M. Neue Eigenschaften der Sonnenfleckenkurve // Astron. Mitt. — 1935. — S. 106–294.

ANALYSIS OF MICRO-MACROSTRUCTURE REGULARITIES IN THE CYCLIC RECURREPENCE OF THE SOLAR ACTIVITY

K. S. Voichyshyn

We analyze the current status research on the thin structure of heliophysical cyclic time series. Methodological difficulties in picking out and corroboration of the reality of an annual component in the monthly fluctuations of Wolf numbers are noted. Relations between the parameters are studied. The results of processing of the average monthly Wolf numbers, which form the basis for the quantitative interpretation and generalization of the Schwabe–Wolf law, are presented. Arguments which corroborate the relationship between the microstructure and macrostructure of the time serves of solar activity indices are given.