



Рис. 3. Спектр потужності в області періодів 1-25 р. часового ряду ЗМПС, що включає 21 та 22 цикли активності. Цифрами позначено значення періоду максимального піку в роках

1. Котов В.А. Общее магнитное поле Солнца как звезды // Изв. Крым. астрофиз. обсерв. – 1994. – Т. 91. – С. 5–24. 2. Лейко У.М. Общее магнитное поле Солнца и магнитная асимметрия // Кинематика и физика небес. тел. – 2001. – Т. 17. – С. 348–356. 3. Лейко У.М. Особенности изменения общего магнитного поля Солнца в 21–23 циклах // Труды конф. "Год астрономии: солнечная и солнечно-земная физика", Пулковско, 5–11 июля 2009 г. – С.Пб. – С. 283–285. 4. Antonucci E., Hoeksema J.T., Scherrer P.H. Rotation of the photospheric magnetic fields – A north-south asymmetry // Astrophys. J. – 1990. – Vol. 360. – P. 296–304. 5. Carbonell M., Terradas J., Oliver R., Ballester J.L. The statistical significance of the North-South asymmetry of solar activity revisited. // Astronomy and Astrophysics. – 2008. – Astro-phmanuscript no. 0454. 6. Donner R., Thiel M. Scale resolved phase coherence analysis of hemispheric sunspot activity^ a new look at the north-south asymmetry. // Astronomy and Astrophysics. – 2007. – Vol. 475. P. L33–L36. 7. Newton H.W., Milson A.S. Note on the observed differences in spottedness of the Sun's northern and southern hemispheres // Monthly Notice Roy. Astron. Soc. – 1956. – Vol. 465. – P. 398–404. 8. Ozguc A., Atac T., Rybak J. Temporal variability of the flare index (1996–2001) // Solar Phys. – 2003. – Vol. 214. N 1. – P/ 145–155. 9. Zolotova N.V., Ponyavin D.I. Phase asynchrony of the north-south sunspots activity // Astronomy and Astrophysics. – 2006. – Vol. 449. P. L1–L4.

Надійшла до редколегії 11.06.10

УДК 550.38

О. Парновський, І. Жук

## РЕГРЕСІЙНЕ МОДЕЛЮВАННЯ КОСМІЧНОЇ ПОГОДИ

*Створено феноменологічні моделі взаємодії сонячного вітру з магнітосферою Землі. Вони забезпечують прогнозування Dst-індексу з використанням даних космічних апаратів та наземних станцій. Метод поєднує переваги емпіричного та статистичного підходів. Математично він ґрунтується на частковому регресійному аналізі та методі Монте Карло.*

*The phenomenological models of interaction between the solar wind and the magnetosphere are constructed. They provide forecasts of Dst index using data from spacecraft and ground stations. This approach combines the benefits of empirical and statistical approaches. Mathematically it is based upon the partial regression analysis and Monte Carlo simulations.*

**1. Вступ.** У даній роботі запропоновано новий метод моделювання структури геокосмічної системи і прогнозування геомагнітних індексів у моделі чорної скрині – метод регресійного моделювання. Він сполучає риси статистичних і емпіричних методів і використовує математичний апарат методів регресійного і дисперсійного аналізу. Для розв'язку цієї задачі цей метод підходить якнайкраще, оскільки, по-перше, магнітосфера Землі є дуже складною нелінійною динамічною системою, а по-друге, з початку космічної ери накопичена величезна кількість даних про параметри сонячного вітру і геомагнітної активності.

Прогнозування космічної погоди має велике наукове і практичне значення [13]. Це зв'язано в першу чергу з тим, що такі дослідження дозволяють краще зрозуміти фізику процесів, що відбуваються в навколоземному просторі, які, незважаючи на велику кількість супутникових і наземних даних, усе ще досліджені вкрай погано. З іншого боку, прояви космічної погоди, як правило, характеризуються негативним впливом на технічні системи і на здоров'я людини (див., напр. [1]).

Активні розробки в цій області ведуться, починаючи з роботи Р. Бартона, Р. МакФеррона і К. Рассела [4], опублікованої ще в 1975 році. Однак до нинішнього часу успіх подібних розробок був обмеженим через недолік достовірних даних про параметри сонячного вітру. Унаслідок цього, фізичні механізми взаємодії сонячного вітру з магнітосферою вивчені недостатньо глибоко. Основна проблема полягає в тому, що магнітосфера Землі являє собою дуже складну нелінійну динамічну систему, у якій протікають і взаємодіють процеси з різними просторовими і часовими масштабами, і яка практично постійно знаходиться в нерівноважному стані. Крім того, повна інформація про її стан недоступна. Досить очевидно, що адекватне моделювання всіх цих процесів надзвичайно важко, тому, для моделювання розвитку геомагнітних збурень застосовуються альтернативні підходи.

Створені до сьогодення методи моделювання взаємодії сонячного вітру з магнітосферою не повною мірою виправдали себе [8; 10]. Найбільше яскраво це виявляється в проблемах з короткостроковим прогнозуванням космічної погоди [12]. Нейронні мережі [11; 17; 26; 28] та адаптивні фільтри [2; 7; 29] демонструють непогані результати,

однак, у цих роботах обсяг вибірки зазвичай не перевищує 6 місяців. Цього явно недостатньо для коректного опису варіацій геомагнітної активності, викликаних довгоперіодичними варіаціями сонячної активності, в першу чергу, циклами Швабе та Хейла [30]. Статистичні методи [8; 16; 21; 27] дають цікаві результати, але звичайно використовуються для накладення обмежень на параметри емпіричних моделей. У свою чергу, емпіричні моделі [3-6; 14; 15; 22-25] використовуються найбільш часто, але більшість з них є технічними доробками піонерської статті [4], що страждала від малої кількості супутникових даних і поганого розуміння фізичного механізму взаємодії сонячного вітру з магнітосферою. Оскільки кільцевий струм, з яким звичайно пов'язують Dst-індекс, що описує зміни меридіональної компоненти геомагнітного поля, не описується в рамках ідеальної магнітної гідродинаміки (МГД), то глобальне МГД-моделювання практично незастосовне до цієї задачі. Крім того, воно виявилось нездатним врахувати каскад плазмових нестійкостей, відповідальних за розвиток вибухових процесів у хвості магнітосфери – магнітосферних суббур [8].

Цікавою особливістю більшості короткострокових методів є те, що на деякому етапі вони приводять до регресійної залежності. Тому, здається природним спробувати побудувати таку залежність відразу, опустивши всі попередні етапи.

**2. Опис методики.** Нехай ми маємо нелінійну дискретну динамічну систему (далі – систему) з невідомим числом  $N_{tot}$  входів  $u_n$  і одним виходом  $y$ . При цьому, на кожному кроці  $m$  нам відомі тільки  $N < N_{tot}$  входів  $u_n(m)$ ,  $n = \overline{1, N}$  і вихід  $y(m)$ . Для простоти будемо вважати, що значення цих величин відомі нам точно.

Тоді, на довільному кроці  $M$  ми можемо представити вихід системи  $y$  вигляді суми  $y(M + \Theta) = y^*(M + \Theta) + \Delta y(M + \Theta)$ , де  $\Theta$  – кількість кроків уперед, на яке здійснюється прогнозування (глибина прогнозування),  $\Delta y(M + \Theta)$  – помилка прогнозування, яку ми будемо вважати випадковою, а  $y^*(M + \Theta)$  – прогнозне значення, визначене за частковою регресійною залежністю:

$$y^*(M + \Theta) = C_0 + \sum_{k=1}^K C_k x_k(u_n(m), y(m)), m = \overline{1, M}. \quad (1)$$

Тут  $x_k$ ,  $k = \overline{1, K}$  – регресори, що представляють собою довільні функції вхідних параметрів  $u_n(m)$ , відомих на момент прогнозування  $M$ ,  $C_k$ ,  $k = \overline{0, K}$  – коефіцієнти регресії,  $C_0$  – коефіцієнт при постійному регресорі  $x_0 \equiv 1$ ,  $K$  – кількість регресорів, не враховуючи постійного.

Початковий набір регресорів  $x_k$  вибирається з відомих моделей системи, загальнофізичних міркувань, аналізу автокореляційних та крос-кореляційних функцій, а також простим перебором. При цьому необхідно пам'ятати, що регресори в загальному випадку можуть бути довільними функціями будь-якої кількості вхідних параметрів. Після того, як за методом найменших квадратів (МНК) були визначені коефіцієнти  $C_k$ , для кожного регресора  $x_k$  обчислюється коефіцієнт Фішера  $F_k$  [34], прямо пов'язаний з його статистичною значимістю. Потім, регресори, статистична значимість яких виявляється меншою заздалегідь встановленого рівня, відкидаються, і процедура повторюється доти, поки всі позostalі регресори не стають статистично значимими. Після цього додаються нові регресори, обрані з тих же міркувань, що і первинні. При цьому якщо деякий набір регресорів  $x_k$  виявився статистично значимим, має сенс також перевірити значимість комбінацій виду  $\prod_k x_k^{p_k}$ , де  $p_k$  можуть бути довільними дійсними числами, вклю-

чаючи нуль. Відзначимо, що для кожного значення  $\Theta$  набір регресорів має визначитися незалежно. Цю операцію слід повторювати доти, поки не почне виконуватися деякий наперед заданий критерій якості прогнозу. Такими критеріями, у залежності від переслідуваних цілей, можуть бути, наприклад, обмеження максимальної помилки прогнозу  $\Delta y$ , досягнення визначеного коефіцієнта кореляції між величинами  $y^*$  і  $y$ , або обмеження середньоквадратичного відхилення (СКВ)  $y^*$  від  $y$  і ширини довірчого інтервалу.

Звернемо увагу, що цей метод вимагає досить значного обсягу даних про вхідні і вихідні параметри системи.

**3. Результати.** Тепер продемонструємо застосування цього методу до задачі прогнозування космічної погоди. При цьому  $y(m) = D_{st}(m)$ , де Dst – шторм-тайм варіація геомагнітної активності [30], а 1 крок за  $m$  відповідає 1 годині. Був обраний мінімальний рівень статистичної значимості регресорів 90% ( $F=2.7$ ). При цьому кількість регресорів  $K$  в остаточних регресіях була порядку 100. Як критерій якості було обрано 2 параметри: коефіцієнт кореляції LC і ефективність прогнозу [12], рівна  $PE = 1 - SD^2/\sigma^2$ , де SD – середньоквадратичне відхилення прогнозу, а  $\sigma$  – стандартне відхилення вибірки. Використовувалася вибірка з каталогу OMNI2 [9], що містила дані з 1976 по 2003 рр.

За початкову регресію бралася авторегресія

$$y^*(M + \Theta) = C_0 + \sum_{k=1}^K C_k y(M + 1 - k). \quad (2)$$

Моделювання за методом Монте Карло показало [20], що в авторегресії (2) значення  $K$  повинне бути порядку 2000, однак ми обмежилися значенням  $K = 998$ . Максимальне значення  $k$ , при якому статистична значимість перевищувала 99.95% ( $F=12.1$ ), становило 825. Аналогічний результат був отриманий і для  $a_p$ -індексу. Відзначимо, що в роботі [8] відзначалося, що значимість попередніх значень Кр-індексу зберігається до 10-20 діб.

На наступному кроці до отриманої регресії додавалися входи  $u_n(m)$ , а потім їхні ступені і добутки. При цьому була встановлена статистична значимість меридіонального  $\theta_V$  й азимутального  $\phi_V$  кутів напрямку потоку сонячного вітру. Застосування критерію Стьюдента дозволило виявити сезонну залежність їхньої значимості, що, у випадку меридіонального кута, дозволило установити фізичний механізм його впливу на магнітосферу.

Крім того, за допомогою даного методу можна легко враховувати відомі ефекти. Наприклад, облік добових і сезонних варіацій Dst-індексу досягається шляхом включення в регресію 18 регресорів, що є комбінаціями величин  $x_{k_1}(m) = \sin((m-1920)\pi/4383)$ ,  $x_{k_2}(m) = \cos((m-1920)\pi/4383)$ ,  $x_{k_3}(m) = \sin((m-2)\pi/12)$  та  $x_{k_4}(m) = \cos((m-2)\pi/12)$ , а також їхніх ступенів. Тут 1920 – число годин між початком року і весняним рівноденням (80 діб), 4383 – число годин у півріччі, 2 – різниця в часі між Гринвічем і північним геомагнітним полюсом, 12 – кількість годин у половині доби.

Результати прогнозування для різних значень  $\Theta$  і вибірок представлені в Таблиці 1. Більш докладно методику та аналіз геоэффективності параметрів сонячного вітру викладено у роботах [18-20; 31-33].

**4. Висновки.** Метод регресійного моделювання є потужним інструментом для дослідження нелінійних дискретних динамічних систем. При цьому він не вимагає розділення нелінійної динамічної системи на нелінійне функціональне перетворення і лінійну динамічну систему, а може застосовуватися до нелінійної динамічної системи як такої. Він однаково добре підходить для опису як слабкої нелінійності (у наведеному прикладі – спокійний стан магнітосфери), так і сильної нелінійності (збурений стан магнітосфери).

Іншою важливою його особливістю є те, що метод досить гнучкий щодо застосовуваного математичного апарата. Зокрема, коефіцієнти регресії можуть визначатися не тільки методом найменших квадратів, але і будь-якою модифікацією методу максимальної правдоподібності чи методу гарантованого оцінювання. Урахування похибок вимірювання може здійснюватися за допомогою методу Монте Карло.

Головними ж перевагами даного методу є його сумісність практично з будь-якими іншими методами і здатність враховувати будь-яку інформацію про досліджувану систему.

**Таблиця 1. Результати прогнозування для різних глибин прогнозування і вибірок**

$\Theta$ , год	RMS, нТл	LC	PE	Примітки
1	3,76	0,987	0,975	повна вибірка
1	4,50	0,982	0,964	повна вибірка, авторегресія
1	3,15	0,977	0,983	спокійна магнітосфера (Dst > -50 нТл)
1	6,25	0,984	0,931	збурена магнітосфера (Dst < -50 нТл)
3	7,60	0,941	0,899	повна вибірка
6	10,45	0,882	0,809	повна вибірка
9	12,84	0,820	0,711	повна вибірка
12	14,47	0,764	0,636	повна вибірка, попередній результат
18	16,72	0,677	0,514	повна вибірка, попередній результат
24	18,22	0,605	0,423	повна вибірка, попередній результат

1. Babayev E.S. Space weather and human health at the Earth's surface: results of Azerbaijani studies // Geophysical Research Abstracts. – 2007. – Vol. 9. – 00798. 2. Balikhin M.A., Boaghe O.M., Billings S.A., Alleyne H.St.C.K. Terrestrial magnetosphere as a nonlinear resonator // Geophys. Res. Lett. – 2001. – Vol. 28, № 6. – P. 1123-1126. 3. Ballatore P., Gonzalez W.D. On the estimates of the ring current injection and decay // Earth Planets Space. – 2003. – Vol. 55. – P. 427-435. 4. Burton R.K., McPherron R.L., Russel C.T. An empirical relationship between interplanetary conditions and Dst // J. Geophys. Res. – 1975. – Vol. 80. – P. 4202-4214. 5. Cid C., Saiz E., Cerrato Y. Physical models to forecast the Dst index: A comparison of results // Proc. Solar Wind 11 – SOHO 16 "Connecting Sun and Heliosphere" (Whistler, Canada, 12 – 17 June, 2005) (ESA SP-592). – 2005. – P. 116-119. 6. Fenrich F.R., Luhmann J.G. Geomagnetic response to magnetic clouds of different polarity // Geophys. Res. Lett. – 1998. – Vol. 25. – P. 2999-3002. 7. Harrison R.F., Drezet P.M. The application of an adaptive non-linear systems identification technique to the on-line forecast of Dst index // Proc. Les Wooliscroft memorial Conf. / Sheffield Space Plasma Meeting: Multipoint measurements versus theory (Sheffield, UK, Apr 24-26, 2001) (ESA SP-492). – 2001. P. 141-146. 8. Johnson J.R., Wing S. A cumulant-based analysis of nonlinear magnetospheric dynamics // Report PPPL-3919rev – 2004. 9. King J.H., Papitashvili N.E. Solar wind spatial scales in and comparisons of hourly Wind and ACE plasma and magnetic field data // J. Geophys. Res. – 2002. – Vol. 110, № A2. – A02209. 10. Khabarova O.V. Current Problems of Magnetic Storm Prediction and Possible Ways of Their Solving // Sun and Geosphere. – 2007. – Vol. 2, № 1. – P.32-37. 11. Kugblenu S., Taguchi S., Okuzawa T. Prediction of the geomagnetic storm associated  $D_{st}$  index using an artificial neural network algorithm // Earth Planets Space. – 1999. – Vol. 51. – P. 307-313. 12. Li X., Temerin M., Baker D.N. et al. The Predictability of the Magnetosphere and Space Weather // EOS. – 2003. – Vol. 84, № 37. 13. Marubashi K. The space weather forecast program // Space Sci. Rev. – 1989. – Vol. 51. – P. 197-214. 14. O'Brien T.P., McPherron R.L. An empirical phase-space analysis of ring current dynamics: solar wind control of injection and decay // J. Geophys. Res. – 2000. – Vol. 105, № A4. – P. 7707-7720. 15. O'Brien T.P., McPherron R.L. Forecasting the Ring Current Index Dst in Real Time // J. Atm. & Sol.-Terr. Phys. – 2000. – Vol. 62, № 14. – P. 1295-1299. 16. Oh S.Y., Yi Y. Relationships of the solar wind parameters with the magnetic storm magnitude and their association with the interplanetary shock // J. Korean Astron. Soc. – 2004. – Vol. 37. – P. 151-157. 17. Pallochchia G., Amata E., Consolini G. et al. ANN prediction of the Dst index // Mem. S.A.It. Suppl. – 2006. – Vol. 9. – P. 120-122. 18. Parnowski A.S. Statistical approach to Dst prediction // J. Phys. Studies. – 2008. – Vol. 12, № 4. 19. Parnowski A.S. Statistically predicting Dst without satellite data // Earth, Planets and Space. – 2009. – Vol. 61, № 5. – P. 621-624. 20. Parnowski A.S. Regression modeling method of space weather prediction // Astrophysics & Space Science. – 2009. – Vol. 323, № 2. – P. 169-180. 21. Rangarajan G.K., Barreto L.M. Use of Kp index of geomagnetic activity in the forecast of solar activity // Earth Planets Space. – 1999. – Vol. 51. – P. 363-372. 22. Siscoe G., McPherron R.L., Liemohn M.W. et al. Reconciling prediction algorithms for Dst // J. Geophys. Res. – 2005. – Vol. 110. – A02215. 23. Temerin M., Li X. A New Model for the Prediction of Dst on the Basis of the Solar Wind // J. Geophys. Res. – 2002. – Vol. 107, № A12. – 1472. 24. Temerin M., Li X. Dst model for 1995-2002 // J. Geophys. Res. – 2006. – Vol. 111, № A4. – A04221. 25. Valdivia J.A., Sharma A.S., Papadopoulos K. Prediction of magnetic storms by nonlinear models // Geophys. Res. Lett. – 1996. – Vol. 23, № 21. – P. 2899-2902. 26. Watanabe S., Sagawa E., Ohtaka K., Shimazu H. Prediction of the Dst index from solar wind parameters by a neural network method // Earth Planets Space. – 2002. – Vol. 54. – P. 1263-1275. 27. Wei H.L., Billings S.A., Balikhin M.A. Analysis of the geomagnetic activity of the Dst index and self-affine fractals using wavelet transforms // Nonlinear Processes in Geophysics. – 2004. – Vol. 11. – P. 303-312. 28. Wing S., Johnson J.R., Jen J. et al. Kp forecast models // J. Geophys. Res. – 2005. – Vol. 110. – A04203. 29. Zhou X.-Y., Wei F.-S. Prediction of recurrent geomagnetic disturbances by using adaptive filtering // Earth Planets Space. – 1998. – Vol. 50. – P. 839-845. 30. Акасофу С.-И., Челмен С. Солнечно-земная физика. – М.: Мир, 1975. – 900 с. 31. Парновский А.С. Метод регрессионного моделирования и его применение к задаче прогнозирования космической погоды // Проблемы управления и информатики. – 2009. – № 3. – С. 128-135. 32. Парновский А.С. Прогнозирование Dst индекса методом линейного регрессионного анализа // Космічна Наука і Технологія. – 2008. – т. 14, № 3. – С. 48-54. 33. Парновский А.С., Ермолаев Ю.И., Жук И.Т. Космическая погода: история исследования и прогнозирование // Космічна наука і технологія. – 2010. – т. 16, № 2. – С. 90-99. 34. Худсон Д. Статистика для физиков. Лекции по теории вероятностей и элементарной статистике. – М.: Мир, 1970. – 297 с.

Надійшла до редколегії 10.06.10