СНИЖЕНИЕ РИСКОВ И ЛИКВИДАЦИЯ ПОСЛЕДСТВИЙ ЧРЕЗВЫЧАЙНЫХ СИТУАЦИЙ. ОБЕСПЕЧЕНИЕ БЕЗОПАСНОСТИ ПРИ ЧС

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ КОЛИЧЕСТВА ПОЖАРОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ПАРАМЕТРОВ СОЛНЕЧНОЙ АКТИВНОСТИ (НА ПРИМЕРЕ АРХАНГЕЛЬСКОЙ ОБЛАСТИ)

В.В. Пусь, доктор технических наук, профессор;
В.Е. Бахметов.
Санкт-Петербургский университет ГПС МЧС России

Для прогнозирования количества пожаров использованы параметры солнечной активности – числа Вольфа, колебания радиуса Солнца и солнечной постоянной. Вычислены и обсуждены относительные погрешности прогноза «на год вперед» в одно- и двухфакторной модели.

Ключевые слова: прогнозирование количества пожаров, солнечная активность, числа Вольфа, колебания радиуса Солнца и солнечной постоянной

FORECAST OF NUMBERS OF FIRES USING OF PARAMETERS OF SOLAR ACTIVITY (ON EXAMPLE OF THE ARKHANGELSK REGION)

V.V. Pus'; V.E. Bahmetov.
Saint-Petersburg university of State fire service of EMERCOM of Russia

Parameters of solar activity – Wolf numbers, variation of the Sun's radius and the solar constant – have been used for predicting the numbers of fires. The relative errors in the forecast «for the year ahead» for the one- and the two-factor models have been calculated and discussed.

Keywords: prediction of the numbers of fires, solar activity, Wolf numbers, variation of the Sun's radius and solar constant

Давно замечено влияние природных явлений на психофизиологическое состояние человека. Имеется ряд теорий, связывающих всё, что происходит на Земле, с циклами солнечной активности (СА). Еще в конце XVIII столетия английский ученый В. Гершель, основатель звездной астрономии, сделал попытку установить связь между числом солнечных пятен, неурожаями и ценами на хлеб и определил довольно большую корреляцию между ними.

В середине XIX столетия немецкий астроном-любитель, аптекарь Г. Швабе впервые установил периодичность циклов появления солнечных пятен в 10 лет. Позднее эта цифра была уточнена швейцарским астрономом Р. Вольфом как среднеарифметическая их периода в 11, 1 лет, хотя в действительности цикл имеет вариацию от 8,5 до 14 лет между соседними минимумами и от 7,3 до 17 лет между максимумами.

Вольф Р. разработал также методику подсчета солнечных пятен на диске; получаемое число называют теперь числом Вольфа: $W=k(f+10g)$, где f – число отдельных пятен, в данный момент наблюдаемых на солнечном диске, а g – число образованных ими групп. Этот индекс очень удачно отражает вклад в СА не только от самих пятен, но и от всей активной области.

На сегодняшний день, кроме цикла в 11 лет, известен ряд других циклов, но, самое главное, доказана синхронность максимумов СА с периодами возникновения кризисов, революций и войн. Найдено, что слом в развитии социума происходит в реперных точках динамического экстремума (наиболее высокого прироста по модулю СА). Не ясным оставался механизм взаимосвязи человеческого организма и Солнца.

Дальнейшие исследования показали, что Солнце – не твердое тело, оно вращается дифференциально: его экваториальные области вращаются заметно быстрее полярных областей. В таких системах происходит постоянная генерация мощных магнитных полей, которые, взаимодействуя друг с другом, проявляют себя в виде СА. Солнечные магнитные поля, в свою очередь, вступают во взаимодействие с земными полями, в результате чего получаем то, что принято называть магнитными бурями. Именно магнитные бури, а не непосредственно Солнце, воздействуют на биологические и технические системы Земли. Причем, чем система сложнее, тем слабее может быть импульс, способный её разрушить.

Магнитные бури отражаются на работе мобильных телефонов, вызывают сбои в интернете, в автоматических системах, нарушают высокочастотную авиационную радиосвязь.

За период 11-летнего солнечного цикла случается около 500 магнитных бурь. Особенно опасны всплески СА для тех, кто страдает сердечно-сосудистыми заболеваниями и болезнями головного мозга. У диспетчеров, водителей и операторов снижается реакция. Спортсмены, работающие на пике физических нагрузок, в такие дни особенно подвержены травмам.

Анализ многолетних статистических данных по пожарам показывает, что больше всего пожаров в Российской Федерации фиксируется в жилом секторе (порядка 75 %) и причиной подавляющего числа пожаров является неосторожное обращение с огнем (приблизительно 50 %). Следовательно, возникновение пожаров в значительной степени определяется хозяйственно-бытовой деятельностью человека, а причиной пожара может быть его психофизиологическое состояние.

В работе [1] показано, что учет корреляционных связей между числами Вольфа, характеризующими СА, и количеством пожаров может быть положен в основу методики достаточно точного прогнозирования этого параметра пожарной безопасности, в частности для Архангельской области.

Цель настоящей статьи – показать, что для решения задачи прогнозирования количества пожаров могут быть использованы и другие характеристики СА – колебания радиуса Солнца R и солнечной постоянной S_C относительно их постоянных значений.

На расстоянии от Земли в 1 а.е. (астрономическую единицу – среднее расстояние от центра тяжести Земля – Луна до Солнца) средний видимый радиус Солнца составляет 960″ (угловых секунд) [2]. Величину R можно представить в виде:

$$R=R_0+\Delta R,$$

где ΔR – отклонение R от постоянного значения R_0= 960″.

Солнечная постоянная Sc определяется как полное количество лучистой солнечной энергии, проходящей за единицу времени через единицу площади, перпендикулярной направлению на Солнце, на расстоянии в 1 а.е. Величину Sc также можно записать как:

$$Sc=S_0+\Delta Sc,$$

где S_0=1370 Вт/м^2 – постоянная часть Sc [2].

В табл. 1 (столбец 2) приведены годовые значения международных чисел Вольфа W, осредненные по дням, для 1982–1994 гг. [3], а в столбцах 3, 4 – результаты наблюдений ΔR и ΔSc, полученные в 1982–1994 гг., соответственно в обсерватории Маунт Вилсон (США) и с помощью американских спутников Nimbus 7 и EBBS [4, 5].

В заголовке табл. 1 числа Вольфа, параметры ΔR, ΔSc и количество пожаров $N_{\text{пожАрх}}$ обозначены также латинскими буквами x, y, t и z – более удобными символами при записи соответствующих уравнений, выборочных данных и т.п.

В качестве объекта прогнозирования использованы значения количества пожаров в Архангельской области в 1982–1995 гг. [6, 7], приведенные в табл. 2.

Таблица 1. **Параметры активности Солнца, показатели пожаров**

Годы	W (x)	ΔR (y)	ΔSc (t)	$N_{\text{пожАрх}}$ (z)
1	2	3	4	5
1982	115,9	0,08	1,74	2006
1983	66,6	–0,05	1,70	1984
1984	45,9	–0,11	1,75	2265
1985	17,9	–0,13	1,49	2233
1986	13,4	–0,16	1,40	1984
1987	29,4	–0,09	1,55	1934
1988	100,2	–0,08	1,88	3000
1989	157,6	0,03	2,23	2820
1990	142,6	0,15	2,65	2847
1991	145,7	0,27	2,67	2973
1992	94,3	0,10	2,20	2942
1993	54,6	0,03	2,19	2913
1994	29,9	–0,13	1,74	2817
1995	–	–	–	2810

Таблица 2. **Архангельская область (статистика пожаров)**

Годы	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Кол-во пожаров	636	629	718	708	629	613	951	894	2847	2973	2942	2913	2817	2810

Приказом МВД СССР от 3 мая 1985 г. № 102 (в ред. 1989 г.), затем приказом МВД РФ от 24 марта 1992 г. № 85 [8] были введены новые правила учета пожаров, в которых существенно расширен перечень пожаров и возгораний, подлежащих учету. Это привело приблизительно к трехкратному увеличению показателей в 1990–1991 гг. (табл. 2). Поэтому для удобства дальнейших вычислений (приведения статистических данных к одному масштабу) показатели пожаров за 1981–1989 гг. были откорректированы следующим образом.

Вычислялись средние значения пар пожаров за 1988–1989 гг. и 1990–1991 гг.:

$$((951+894)/2=922{,}5;\ \ (2847+2973)/2=2910).$$

Затем данные с 1981 г. по 1989 г. умножались на коэффициент, равный 2910/922,5=3,154, то есть в дальнейших вычислениях уже использовались модифицированные показатели табл. 1. (столбец 5), сохраняющие характер изменения исходных показателей табл. 2.

Для аналитической аппроксимации экспериментальных данных, как и в работе [1], использовались параболы k-го порядка:

$$z=a_0+a_1u+\ldots+a_ku^k, \quad k=1, 2, \ldots, 8. \tag{1}$$

Оценки коэффициентов $a_0, a_1, \ldots, a_k$ в (1) могут быть получены методом наименьших квадратов как решение системы нормальных уравнений для параболы. При этом непосредственное оценивание коэффициентов в (1) сопровождается необходимостью их повторного пересчета при переходе к параболе более высокого порядка.

Указанной трудности удается избежать, если вместо базисной системы одночленов $1, u^2, \ldots, u^k$ в (1) взять ортогональную систему полиномов Чебышева $\varphi_0(u)$=const, $\varphi_1(u), \ldots, \varphi_k(u)$, причем $\varphi_k(u)$ – полином порядка k, и вместо (1) использовать разложение вида:

$$z=c_0\varphi_0(u)+c_1\varphi_1(u)+\ldots+c_k\varphi_k(u). \tag{2}$$

В этом случае при переходе от параболы (k–1)-го порядка к параболе k-го порядка оценки для коэффициентов не будут изменяться, потребуются только дополнительные вычисления по оцениванию коэффициента c_k.

Вычисления ортогональных функций $\varphi_0(u)$, $\varphi_1(u)$, … , $\varphi_k(u)$ и оценок $\bar{c}_r$ коэффициентов c_r в (2) для точек $u_1, \ldots, u_n$ и соответствующих им наблюдений $z_1, \ldots, z_n$ ($n > k+1$) производились по формулам [9]:

$$\varphi_0(u)=1;$$

$$\varphi_1(u)=u-\sum u_j/n,$$

(здесь и далее, если нет указаний, суммирование выполняется от 1 до n);

$$\varphi_2(u) = u^2 - (\sum u_j^2\, \varphi_1(u_j) / (\sum \varphi_1^2(u_j))\, \varphi_1(u) - \sum u_j^2 / n\ ;$$

$$\ldots$$

$$\varphi_k(u) = u^k - (\sum u_j^k\, \varphi_{k-1}(u_j) / (\sum \varphi_{k-1}^2(u_j))\, \varphi_{k-1}(u) -$$

$$- (\sum x_j^k\, \varphi_{k-2}(u_j) / (\sum \varphi_{k-2}^2(u_j))\, \varphi_{k-2}(u) - \ldots - \sum u_j^2 / n\ ;$$

$$\bar{c}_r = \sum_{j=1}^{n} \varphi_r(u_j)(z_j) \Big/ \sum_{j=1}^{n} \varphi_r^2(u_j). \qquad r = 0, 1, \ldots, k.$$

Непосредственно параболическое интерполирование осуществлялось следующим образом. Для чисел Вольфа из табл. 1 поочередно отбирались отсчеты $x_1, \ldots, x_{10}$ за 1982–1991 гг. и точка x_{11}=94,3 прогноза за 1992 г. Затем из той же табл. 1 числам Вольфа соотносились количества пожаров за 1983–1992 гг., – отсчеты $z_1, \ldots, z_{10}$ – и контрольный отсчет $z_{11}=z_{\text{ист}}$ =2913 за 1993 г., отвечающий точке прогноза (x_{11}). Затем аналогичная процедура повторялась для значений y (ΔR) и t (ΔSc). Такой отбор значений временного ряда пожаров
со сдвигом на год вперед по отношению к значениям параметров солнечной активности W, ΔR и ΔSc позволяет производить прогноз «на 1 год вперед».

Далее, для краткости, интервал времени, например 1982–1991 гг., и год точки прогноза, 1992 г. для параметров СА и интервал 1983–1992 гг. и год результата прогноза – 1993 г. для числа пожаров названы базовыми датами.

Затем отбор отсчетов $u_1, \ldots, u_{10}, u_{11}$ и сопутствующего ему набора отсчетов $z_1, \ldots, z_{10}, z_{11}$ повторялся для следующих базовых дат: 1983–1992, 1993 гг. и 1984–1993, 1994 гг.

Чтобы избежать больших чисел при вычислениях и чтобы независимые и зависимые переменные были приблизительно одного порядка, значения $u_1, \ldots, u_{10}, u_{11}$ в табл. 1 масштабировались делением на 100 для W, умножением на 10 для ΔR, и оставались неизменными для ΔSc, а значения $z_1, \ldots, z_{10}, z_{11}$ (количество пожаров) нормировались делением на 1000.

Погрешность прогноза по выборкам объема n=10 оценивалась отношением:

$$\delta_k = \left| z_{\text{ист}}(u_{11}) - z_k(u_{11}) \right| / z_{\text{ист}}(u_{11}),$$

где $z_{\text{ист}}(u_{11})$, $z_k(u_{11})$ – соответственно истинный (табл. 1) и прогнозируемый показатель пожаров, вычисленный на основе интерполирующей параболы k-го порядка (k=1, … , 8).

Результаты вычисления погрешностей прогноза «на 1 год вперед» с использованием параметров СА приведены в табл. 3. При этом значения погрешностей в верхней, средней и нижней строках для каждого набора из трех базовых дат (столбцы 3–10) относятся к вычислениям, связанным соответственно с числами Вольфа, параметрами ΔR и ΔSc.

Таблица 3. **Погрешности прогноза числа пожаров «на 1 год вперед» для Архангельской области**

Базовые даты		Погрешности прогноза, δ_k, k – порядок аппроксимирующей параболы							
для чисел Вольфа, ΔR, ΔSc	для чисел пожаров	δ_1	δ_2	δ_3	δ_4	δ_5	δ_6	δ_7	δ_8
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1982–1991 гг., 1992 г.	1983–1992 гг., 1993 г.	0,13 0,08 0,07	0,14 0,06 0,05	0,17 0,12 0,04	0,23 0,13 0,03	0,22 0,21 0,01	0,08 0,27 0,01	0,01 0,57 0,00	0,09 1,38 0,01
1983–1992 гг., 1993 г.	1984–1993 гг., 1994 г.	0,13 0,05 0,02	0,11 0,02 0,02	0,11 0,03 0,01	0,10 0,01 0,01	0,19 0,01 0.04	0,21 0,05 0,04	0,23 0,01 0,19	0,31 0,01 0,33
1984–1993 гг., 1994 г.	1985–1994 гг., 1995 г.	0,15 0,16 0,12	0,16 0,20 0,09	0,14 0,20 0,06	0,11 0,19 0,07	0,04 0,24 0,09	0,05 0,31 0,11	0,04 0,31 0,10	0,00 0,29 0,08

Качественный анализ погрешностей табл. 3 показывает, что в большинстве случаев наибольшая точность прогнозирования количества пожаров в Архангельской области «на 1 год вперед» достигается при использовании параметра ΔSc (отклонения солнечной постоянной S_C от своего постоянного значения).

Более наглядное представление о точности прогноза дают вычисленные из табл. 3 осредненные по трем прогнозам значения погрешностей для параметров W, ΔR, ΔSc и степеней аппроксимирующего полинома k=1–8, приведенные в табл. 4.

Таблица 4. **Средние значения (*n*=3) погрешностей прогноза для *W*, Δ*R*, Δ*Sc***

k	1	2	3	4	5	6	7	8
W	0,14	0,14	0,14	0,15	0,15	0,11	0,09	0,13
$\Delta \boldsymbol{R}$	0,09	0,06	0,09	0,08	0,14	0,18	0,27	0,57
$\Delta \boldsymbol{Sc}$	0,07	0,05	0,04	0,04	0,05	0,05	0,10	0,14

Сравнительно небольшие значения погрешностей прогноза, достигаемые при линейной аппроксимации экспериментальных данных (k=1), позволяют надеяться получить более точный прогноз при использовании двухфакторных моделей прогнозирования.

Для этого по экспериментальным данным за 1982–1995 гг. (табл. 1):

$$u_1, v_1, z_1; u_2, v_2, z_2; \dots ; u_n, v_n, z_n; \qquad (3)$$

определялись функциональные зависимости $z=f(u, v)$ между результативным признаком z и двумя факторными признаками u и v (здесь под парой (u, v) подразумеваются пары (x, y) (x, t) или (y, t)). Затем по вычисленным значениям $z_{n+1}=f(u_{n+1}, v_{n+1})$ в точках прогноза (u_{n+1}, v_{n+1}) оценивалась точность прогноза для различных моделей.

Объем выборки (3) – n=10 (факторы – данные за 1982+j – 1991+j гг., j=0, 1, 2 в табл. 1). В качестве точек контроля использовались данные за 1992+j г. в табл. 1, не задействованные в общих вычислениях, например для j=0, x_{11}=94,3; y_{11}=0,10, t_{11}=2,20. Как и ранее, данные по пожарам брались со сдвигом «на 1 год вперед». Например, если для параметров W, ΔR, ΔSc использовались данные за 1982–1992 гг., с точками прогноза за 1992 г., то для показателей пожара – данные за 1983–1993 гг., с показателем $z_{\text{ист}}$ за 1993 г. и т.п. При этом показатели пожаров (данные столбца 5 табл. 1) нормировались делением на 100; то есть показатель пожара $z_{\text{ист}}$ за 1993 г. полагался равным 29,13.

Изучались двухфакторные модели типа:

$$z=\alpha+\beta u+\gamma v, \qquad (4)$$

(под парой (u, v) подразумеваются пары (x, y), (x, t), или (y, t)).

Неизвестные параметры α, β и γ определялись методом наименьших квадратов.

Вычисления результирующих показателей (количество пожаров) для двухфакторных моделей (4), скажем, для модели $z(x, y)$, производились по формуле (7.15.17) [9]:

$$z(x, y)=\bar{z}+(\xi-\bar{x})\frac{s_z}{s_x}[(r_{xz}-r_{xy}\, r_{yz}) / (1-r^2_{xy})]+(\eta-\frac{\bar{y}s_z}{s_y}[(r_{yz}-r_{xy}\, r_{xz}) / (1-r^2_{xy})], \qquad (5)$$

где s_z – выборочное стандартное отклонение для Z (количества пожаров); r_{xz} – выборочный коэффициент корреляции между X и Z (числом Вольфа и количеством пожаров) и т.д.
Погрешности прогноза оценивались отношениями:

$$\Delta z(u, v)=\left| z_{\text{ист}}(u_{n+1}, v_{n+1})-z(u_{n+1}, v_{n+1}) \right| / z_{\text{ист}}(u_{n+1}, v_{n+1}),$$

где $z_{\text{ист}}(u_{n+1}, v_{n+1})$ и $z(u_{n+1}, v_{n+1})$ – соответственно истинные точки контроля и прогнозируемые показатели пожара в точках (u_{n+1}, v_{n+1}), вычисленные на основе того или иного уравнения (4) для двухфакторных моделей.

Полагая в (5) ξ=94,3 и η=0,10 (значения контрольных точек для x и y (табл. 1 строка за 1992 г.) и вычислив остальные величины, получим $z(x, y)$ =25,73.

Вычислив $\Delta z(x, y)=|25{,}73-29{,}13|/25{,}73=0{,}12$, получим относительную погрешность линейной модели для двух факторов x и у.

Результаты вычисления погрешностей прогноза для двухфакторной модели (4) (3 варианта) приведены в табл. 5, где $\Delta z(x, y)$, $\Delta z(x, t)$, $\Delta z(y, t)$ – погрешности двухфакторных моделей, в которых использовались данные: x – числа W Вольфа; y – значения параметра ΔR; t – значения параметра ΔSc.

Таблица 5. **Относительные погрешности прогноза количества пожаров «на 1 год вперед» для двухфакторных моделей линейного типа**

Базовые даты		Погрешности прогноза,		
для чисел Вольфа, ΔR, ΔSc	для количеств пожаров	$\Delta z(x, y)$	$\Delta z(x, t)$	$\Delta z(y, t)$
1982–1991 гг., 1992 г.	1983–1992,1993	0,12	0,07	0,09
1983–1992 гг., 1993 г.	1984–1993,1994	0,10	0,08	0,01
1984–1993 гг., 1994 г.	1985–1994,1995	0,16	0,14	0,13
Средние значения (n=3) $\Delta z(\cdot, \cdot)$		0,13	0,10	0,08

Анализ погрешностей прогноза (данных табл. 3–5) показывает, что среди однофакторных моделей наибольшая точность прогнозирования количества пожаров в Архангельской области «на 1 год вперед» достигается при использовании параметра ΔSc (отклонения солнечной постоянной S_C от своего постоянного значения). Средняя ошибка прогноза – 7 % (с использованием чисел Вольфа – 14 %).

Среди двухфакторных линейных моделей лучшей является модель $z(y, t)$ (прогноз по параметрам СА ΔR – отклонение радиуса Солнца от постоянного значения и ΔSc) со средней ошибкой прогноза 8 %.

В целом прогнозирование количества пожаров «на 1 год вперед» на основе параметров СА ΔR и ΔSc обеспечивает большую точность прогноза по сравнению с числами Вольфа. Однако на практике все же следует ориентироваться на линейную модель с использованием чисел Вольфа, хотя и допускающую большую (приблизительно вдвое) погрешность, но доступную в реализации. Числа Вольфа регулярно публикуются, их вычислением занимаются авторитетные научные коллективы, в то время как задача нахождения параметров ΔR и ΔSc в значительной степени связана с космическими исследованиями и в настоящее время еще не вышла за рамки эксперимента.

Литература

1. Пусь В.В., Бахметов В.Е. Прогноз количества пожаров на основе чисел Вольфа // Проблемы управления рисками в техносфере. 2013. № 1 (25). С. 78–83.

2. Кононович Э.В., Мороз В.И. Общий курс астрономии: учеб. пособие / под ред. В.В. Иванова. М.: Едиториал УРСС, 2001. 544 с.

3. Каталог FTP /STP/SOLAR_DATA/SUNSPOT_NUMBERS/INTERNATIONAL. URL: http:// ftp.ngdc.noaa.gov/STP/SOLAR_DATA/SUNSPOT_NUMBERS/INTERNATIONAL (дата обращения: 11.03.2015).

4. Ulrich R.K., Bertello L. Solar–cycle dependence of the Sun’s radius in the neutral iron line 525 mm // Nature. 1995. V. 377. № 6546. P. 214–215.

5. Чистяков В.Ф. Пульсации солнечного ядра и колебания климата // Солнечная активность и ее влияние на Землю. Владивосток: Дальнаука, 2001. С. 152–166.

6. Статистика пожаров в 1981–1990 гг. // Отдел службы и подготовки ПАСС УВД Архангельской области. URL: http://www.29mchs.gov.ru (дата обращения: 11.03.2015).

7. Сопилов В.В., Булатова Ж.Ю. Анализ пожаров, произошедших в Архангельской области за 2003 г. Архангельск: ГПС Архангельской обл., 2004. 58 с.

8. Об утверждении Инструкции по государственному учету пожаров и последствий от них в Российской Федерации: Приказ МВД Рос. Федерации от 24 марта 1992 г. № 85. Доступ из информ.-правового портала «Гарант».

9. Линник Ю.В. Метод наименьших квадратов и основы математико-статистической теории обработки наблюдений. Л.: Физматгиз, 1962. 352 с.