

УДК 521.937

## Сравнительный анализ долгопериодических изменений длительности суток и солнечной активности с 1700 по 2003 год

*Г.С. Курбасова<sup>1</sup>, С.В. Курбасов<sup>2</sup>, М.Н. Рыбалова<sup>1</sup>, Г.Н. Шликар<sup>1</sup>*

<sup>1</sup> НИИ “Крымская астрофизическая обсерватория”, 98409, Украина, Крым, Научный  
e-mail: gsk@simeiz.ylt.crimea.com.

<sup>2</sup> Отделение квантовой радиофизики ФИАН (Физический институт им. П.Н. Лебедева РАН) Москва, Рос-  
сия e-mail: kurbasov@x4u.lebedev.ru

Поступила в редакцию 5 февраля 2008 г.

**Аннотация.** Проведен сравнительный анализ долгопериодических отклонений длительности суток от стандартных (86 400 сек) и солнечной активности за период с 1700 по 2003 годы. Для сравнительного анализа использовались среднегодовые данные **LOD**, <http://hpiers.obspm.fr/eop-pc/> и числа солнечных пятен **W**, <http://www.wdcb.ru/stp/>.

Цель анализа – изучение эволюции солнечно-земных связей в условиях недостаточной физической информации о происхождении и взаимосвязях подобных колебаний в нерегулярных изменениях длительности суток и параметрах, характеризующих солнечную активность. Анализ проведен тремя методами: периодограммным, экспоненциального приближения данных (метод Прони) и с помощью вейвлет-преобразования данных.

Сопоставление результатов анализа позволяет сделать общий вывод: подобные вариации с периодами  $\sim 11$  и  $\sim 22$  лет в данных **LOD** и **W** когерентны. Амплитуда квадрата модуля когерентности составляет 72 % для 11-летних и 74 % – для 22-летних вариаций.

COMPARATIVE ANALYSIS OF LONG-TERM VARIATIONS OF DURATION OF THE DAY AND SOLAR ACTIVITY OVER THE PERIOD 1700–2003, *by G.S. Kurbasova, S.V. Kurbasov, M.N. Rybalova, G.N. Shlikar*. We carried out the comparative analysis of long-term deviations of duration of the day from standard (86 400 sec) and solar activity over the period 1700–2003. For the comparative analysis mean annual data **LOD** were used, <http://hpiers.obspm.fr/eop-pc/> and numbers of sunspots **W**, <http://www.wdcb.ru/stp/>.

The purpose of the analysis is a study of evolution of solar-terrestrial relations in terms of the insufficient physical information on the origin and interrelations of similar oscillations in irregular variations of duration of the day and parameters characterising solar activity. The analysis is carried out using 3 methods: periodogram, exponential approximation of data (method Prony) and wavelet transform.

Comparison of results of the analysis allows to draw a common conclusion: similar variations with  $\sim 11$  and  $\sim 22$ -year periods in **LOD** and **W** data are coherent. The amplitude of a squared absolute value of coherence comprises 72% for 11-year and 74 % – for 22-year variations.

**Ключевые слова:** Солнце, колебания, цикл, вейвлет-преобразование

---

## 1 Введение

Длительные наблюдения динамики активности Солнца обнаруживают изменения, подобные изменениям в динамике вращения Земли. Различная природа источников этих изменений, недостаток физической информации о возможной связи механизмов генерации подобных колебаний вызывает необходимость обращаться к анализу и сопоставлению экспериментальных данных. Для изучения эволюции солнечно-земных связей требуется анализ и сопоставление долгопериодических вариаций (ДПВ) в длительных рядах наблюдений параметров сопоставляемых физических процессов.

С введением шкалы атомного времени стало возможным детальное изучение вращения Земли и выделение ее основных составляющих, условно подразделяемых на короткопериодические и сезонные колебания, долгопериодические колебания, нерегулярные изменения, включающие скачкообразные изменения скорости вращения, а также вековое замедление скорости вращения.

Развитие динамики вращения Земли за последние 300 лет характеризуют наблюдения отклонений длительности суток от стандартных (86400сек).

Внутренне согласованный временной ряд среднегодовых данных об отклонениях длительности суток от стандартных (**LOD**, <http://hpiers.obspm.fr/eor-pc/>) используется для сравнительного анализа в настоящей работе. В данных **LOD** обнаруживаются ДПВ, происхождение и нерегулярный характер изменения которых не находят объяснения в рамках строгих выводов гравитационной теории.

В настоящее время большинство исследователей полагают, что источником непривливых ДПВ в данных **LOD** являются процессы в ядре Земли и на границе ядро-мантия (Брагинский, 1982).

Наряду с гипотезой об источниках генерации ДПВ в **LOD** существует ряд публикаций, в которых результаты статистического анализа интерпретируются как факт влияния солнечной активности на нерегулярные изменения длительности суток (Ривин, 1989). В условиях ограниченной физической информации о механизме этого влияния существует необходимость в дополнительном анализе и сопоставлении соответствующих экспериментальных данных с помощью современных математических методов.

Со времен Галилея до наших дней числа солнечных пятен (числа Вольфа, **W**, <http://www.wdcb.ru/stp/>) представляют собой самый длинный ряд, по которому можно оценить эволюцию солнечной активности, хотя с физической точки зрения эти оценки не дают исчерпывающей информации о солнечной активности.

В настоящей работе обсуждаются результаты проведенного сравнительного анализа с целью установления взаимосвязи ДПВ в данных **LOD** и числах солнечных пятен **W**, за период с 1700 по 2003 гг.

Последовательности сопоставляемых данных (рис. 1) представляют собой классические временные ряды, а усреднение на годовом интервале обеспечивает устойчивые оценки членов ряда. Тем не менее, способов для определения истинного спектра по такой сравнительно короткой последовательности данных не существует.

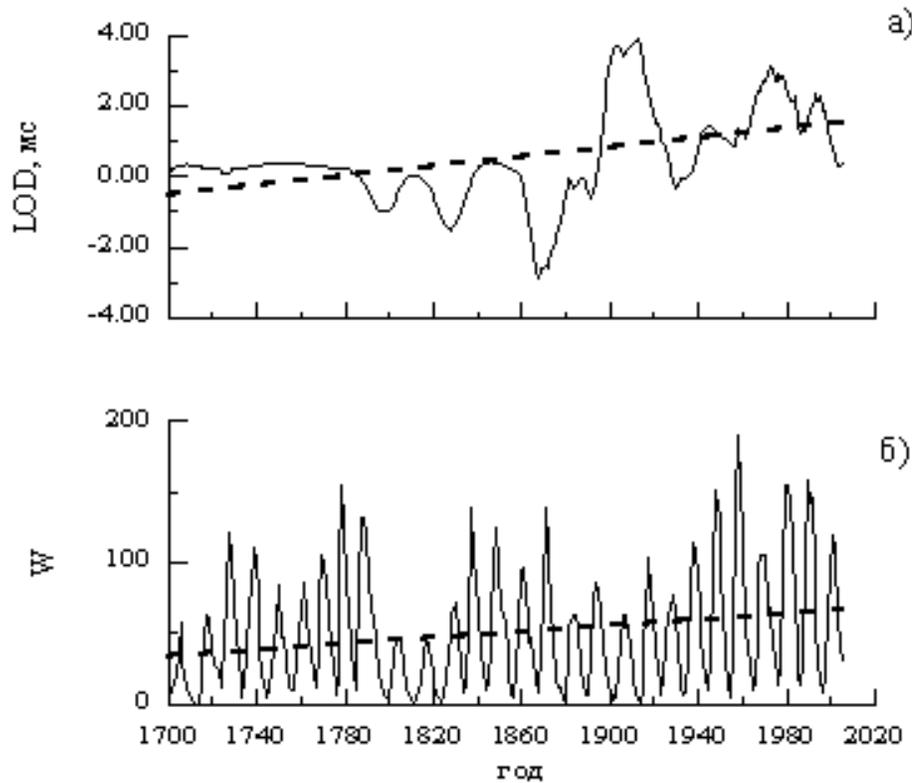
Для сравнительного анализа временных рядов **LOD** и **W** использовались современные модифицированные методы и программы спектрального оценивания и экспоненциального приближения (метод Прони) экспериментальных данных (Марпл, 1990) и метод вейвлет-преобразований.

Алгоритм и программа вейвлет-анализа составлены с учетом рекомендаций Витязева (2001) с конкретной реализацией в системе “Математика-4”.

## 2 Сравнительный анализ данных LOD и W

### 2.1 Периодограммный спектральный анализ

Процедуру вычисления оценок спектральной плотности мощности (СПМ), основанную на прямом преобразовании данных и последующем усреднении, Шустер назвал методом периодограмм и впервые применил его для отыскания скрытых периодичностей в данных о числах солнечных пятен (Шустер, 1906).



**Рис. 1.** Исходные данные: а) отклонения длительности суток от стандартных ( $LOD$ ), б) числа солнечных пятен ( $W$ )

Альтернативный метод моделирования временного ряда  $W$ , основанный на линейном регрессионном анализе, был предложен Дж. Юлом (Юл, 1928).

Последующие модификации периодограммного метода на протяжении более 50 лет были направлены на получение устойчивых результатов (малые спектральные флуктуации) и хорошей точности (малое смещение относительно истинных спектральных значений на всех частотах). Количественные значения этих показателей возможно получить в случае гауссовских процессов, для которых подробно теоретически изучены статистические характеристики спектральных оценок.

Современные модифицированные методы спектрального оценивания экспериментальных данных, в том числе и периодограммный метод, которым получены обсуждаемые ниже результаты, содержат унифицированный подход.

Выбор конкретного метода спектрального оценивания для данных  $LOD$  и  $W$  (негауссовские процессы) основывается только на экспериментальных данных. Исходя из этого для оценок СПМ в настоящей работе реализована оптимальная процедура сегментирования и усреднения за счет применения окна данных и использования перекрывающихся сегментов. Цель применения окна – ослабить эффекты из-за боковых лепестков и уменьшить смещение оценок. Цель перекрытия сегментов – увеличить число усредняемых сегментов и тем самым уменьшить дисперсию оценок СПМ. Для каждого одномерного массива данных оценки СПМ вычисляются согласно уравнению

$$\hat{P}_W(f) = \frac{1}{P} \sum_{p=0}^{P-1} \tilde{P}_{xx}^{(p)}(f), \quad (1)$$

где  $\hat{P}_W(f)$  – оценка СПМ,  $P$  – количество сегментов данных,  $\tilde{P}_{xx}^{(p)}(f)$  – спектр  $p$ -го сегмента в диа-

пазоне частот  $-\frac{1}{2T} \leq f \leq \frac{1}{2T}$  ( $T$  – интервал отсчета). При этом дисперсия оценок (1) примерно обратно пропорциональна числу сегментов, т. е.

$$\text{var}\{\widehat{P}_W(f)\} \propto \frac{P_{xx}^2(f)}{P}. \quad (2)$$

Для сопоставления данных **LOD** и **W** одномерные процедуры оценки СПМ (1) обобщаются в алгоритме двухканального спектрального оценивания СПМ. При этом двухканальная усредненная периодограмма имеет вид:

$$\widehat{P}_{per}(f) = \frac{1}{K} \left[ \frac{1}{NT} \sum_{k=1}^K X_k(f) X_k^H(f) \right], \quad (3)$$

где

$$X_k(f) = T \sum_{n=0}^{N-1} X_k[n] \exp(-j2\pi f n T), \quad (4)$$

$X_k(f)$  –  $2 \times 1$  – вектор, построенный по  $N$ -отсчетам двухканального вектора  $X_k[n]$ , взятого из  $k$ -го сегмента.

Члены матрицы когерентности, соответствующие взаимным спектрам, интерпретируются в терминах функции когерентности, которая имеет вид:

$$\Phi_{xy}(f) = \frac{P_{xy}(f)}{\sqrt{P_{xx}(f)} \sqrt{P_{yy}(f)}}, \quad (5)$$

где  $P_{xx}(f), P_{yy}(f)$  – автоспектральные плотности мощности в каналах  $x$  и  $y$ ;  $P_{xy}(f)$  – взаимные спектральные плотности мощности каналов  $x$  и  $y$ .

Для обнаружения общего сигнала в двух последовательностях данных (каналах) вычисляется амплитуда квадрата модуля когерентности (КМК) в виде

$$КМК(f) = |\Phi_{xy}(f)|^2. \quad (6)$$

Отставание или опережение в канале  $x$  по отношению к каналу  $y$  характеризует фаза когерентности, которая вычисляется по формуле:

$$\Theta(f) = \arctan \left[ \frac{\text{Im}\{\Phi_{xy}(f)\}}{\text{Re}\{\Phi_{xy}(f)\}} \right]. \quad (7)$$

Результаты периодограммного анализа данных **LOD** и **W**, полученные с учетом (1)–(7), приведены на рис. 2.

На этом рисунке показаны: а) графики оценок относительных СПМ (периодограммы), вычисленные по исходным данным, из которых предварительно удалены линейные тренды (рис. 1); б) сглаженные периодограммы, вычисленные с использованием сегментов длительностью 152 года и перекрытием 71 год. Сегменты обрабатывались окном данных Хемминга.

Сравнительный анализ графиков на рис. 2 указывает на существенное сглаживание периодограмм в результате сегментирования. Для анализа были выбраны подобные ДПВ с периодами  $\sim 11$  и  $\sim 22$  года, имеющие сравнительно высокие оценки СПМ. Подробное сопоставление вариаций с периодом  $\sim 11$  лет выполнено по данным, обработанным цифровым линейно-фазовым фильтром высокой частоты с частотой отсечки равной  $\frac{1}{13}$  циклов на год. Сопоставление вариаций с периодом  $\sim 22$  года выполнено после обработки данных фильтром с полосой пропускания от 18 до 29 год. Спектральное сравнение отфильтрованных данных проведено методом двухканального авторегрессионного (АР) анализа. На рис. 3 приведены результаты АР-анализа. В совместных спектрах данных (рис. 3,б,г) АР-анализ обнаруживает когерентные колебания с периодами 11 и 22 года. Тот факт, что эти вариации обнаруживаются в автоспектрах сравниваемых данных, исключает возможность влияния более мощного колебания на характер совместного спектра. Вычисленные величины (6) и (7) для 11-летних колебаний равны:  $КМК = 72\%$ ,  $\Theta = -10$  лет и для 22-летних  $КМК = 74\%$ ,  $\Theta = -10$  лет (событие в данных **W** опережает событие в данных **LOD** на 10 лет).

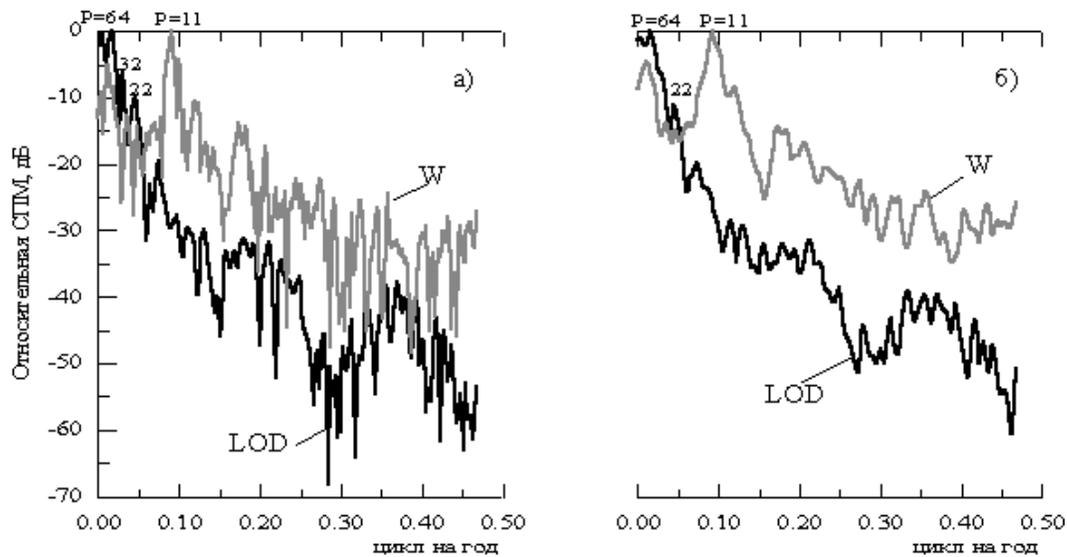


Рис. 2. Периодограммы исходных данных: а) односегментные; б) трехсегментные

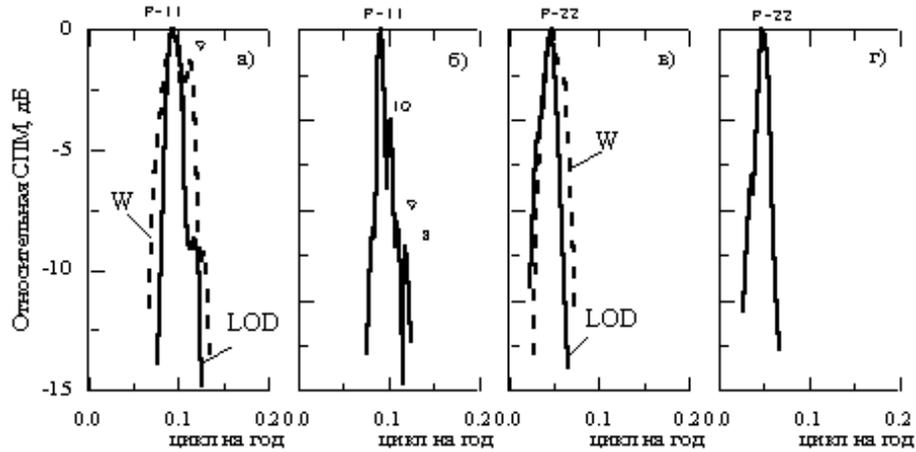


Рис. 3. AR-анализ данных LOD (I канал) и W (II канал): а), в) автоспектры; б), г) совместные спектры

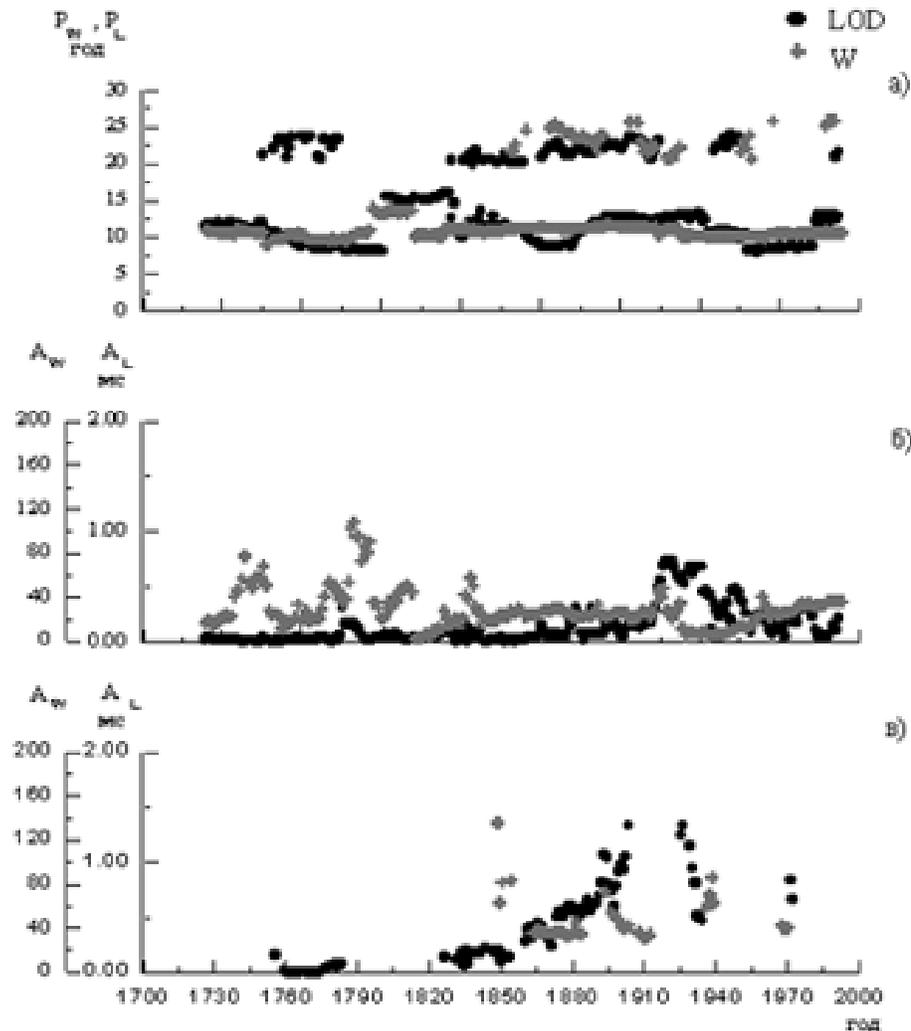
## 2.2 Моделирование данных LOD и W в виде линейных комбинаций экспоненциальных функций (метод Прони)

Различие между периодограммой моделью и подходом Прони состоит в способе, с помощью которого выбираются частоты. В случае периодограммы заранее выбирается гармоническая последовательность частот. В методе Прони частоты оцениваются на основе имеющихся данных. Причем экспоненциальное представление данных сводится к виду:

$$\hat{X}[n] = \sum_{k=1}^{\frac{p}{2}} 2A_k \exp[\alpha_k(n-1)T] \cos[2\pi f_k(n-1)T + \Theta_k], \quad (8)$$

где  $1 \leq n \leq N$ ,  $T$  – интервал отсчетов,  $A_k$  и  $\alpha_k$  – амплитуда и коэффициент затухания  $k$ -ой экспоненты,  $f_k$  и  $\Theta_k$  – частота и начальная фаза,  $p$  – число экспонент.

В нашем приложении методом Прони выполнено экспоненциальное моделирование (затухающие экспоненты) по данным LOD и W на ограниченном сегменте со смещением сегмента на 1 отсчет



**Рис. 4.** Оценки периодов ( $P_W, P_L$ ) и амплитуд ( $A_W, A_L$ )  $\sim 11$  и  $\sim 22$ -летних вариаций в данных **LOD** и **W** методом Прони (длительность сегмента данных 70 лет, смещение – 1 год)

(1 год). При выборе длительности сегмента решался компромисс между чрезмерным сглаживанием и получением устойчивой локальной оценки параметров колебаний с периодом около 11 и 22 года.

Выбор порядка модели (оценка количества экспонент) производилась с помощью информационного критерия Акаике (ИКА). Основанием для применения этого критерия служит низкий уровень шума и способ подгонки параметров модели (метод наименьших квадратов). На рис. 4 приведены графики оценок периодов и амплитуд  $\sim 11$  и  $\sim 22$ -летних вариаций методом Прони.

Как следует из рис. 4 для вариаций с периодами  $\sim 11$  и  $\sim 22$  года наблюдается не только изменение дисперсий амплитуд и периодов, но и преимущественная локализация этих колебаний на отдельных временных интервалах. Поэтому для изучения эволюции ДПВ был проведен вейвлет-анализ.

### 2.3 Вейвлет-анализ

Модифицированный периодограммный метод спектрального анализа данных **LOD** и **W** (п. 2.1) основан на преобразовании Фурье и максимально приспособлен для анализа стационарных процессов.

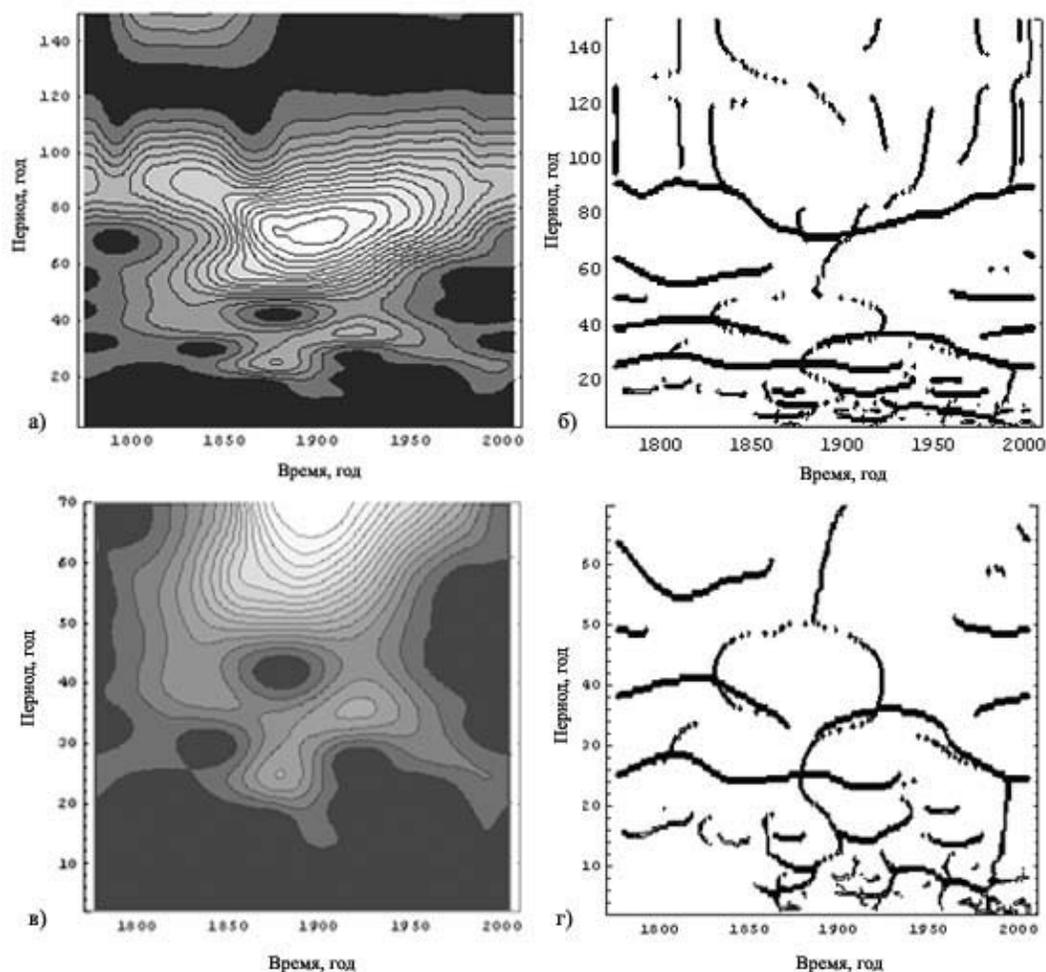


Рис. 5. Вейвлет-анализ данных LOD: а) скалограмма и б) скелетон в диапазоне от 2 до 140 лет; в) скалограмма и г) скелетон в диапазоне от 2 до 70 лет

Реальные процессы, характеристиками которых служат данные LOD и W, изменяются как по частоте, так и по времени. Поэтому для анализа нами использовались вейвлет-функции, обладающие способностью выявлять в анализируемых данных как частотные, так и временные характеристики колебаний. В приведенном ниже вейвлет-анализе информативным является сам факт изменения частотно-временных характеристик колебаний в данных LOD и W. В отличие от метода Прони, где на каждом сегменте данные приближаются различными наборами функций, вейвлет-преобразование состоит в разложении одномерной информации, содержащейся в исходных данных, по базису вейвлет-функций посредством масштабных изменений и переносов. При этом выбранная для анализа вейвлет-функция (в нашем случае вейвлет Морле) обладает определенными свойствами самоподобия, т. е. фрактальностью. Приведем результаты вейвлет-анализа данных LOD и W. На рис. 5 показаны скалограммы (а,в) и скелетоны (б,г), вычисленные для двух диапазонов периодов: от 2 до 140 лет и от 2 до 70 лет с целью более подробного обозрения изменений в интересующем нас диапазоне частот (периодов).

На скалограммах (рис. 5а,в) максимумы энергии соответствуют синусоидальным колебаниям с периодами  $\sim 24$  год,  $\sim 36$  год,  $\sim 70$  год.

В силу нелинейности реальных процессов эти колебания эволюционируют во времени: изменя-

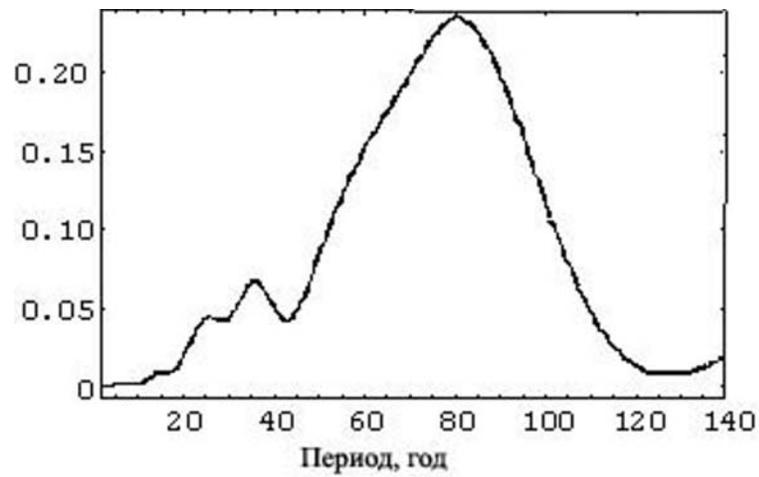


Рис. 6. Скейлограмма, распределение энергии по периодам

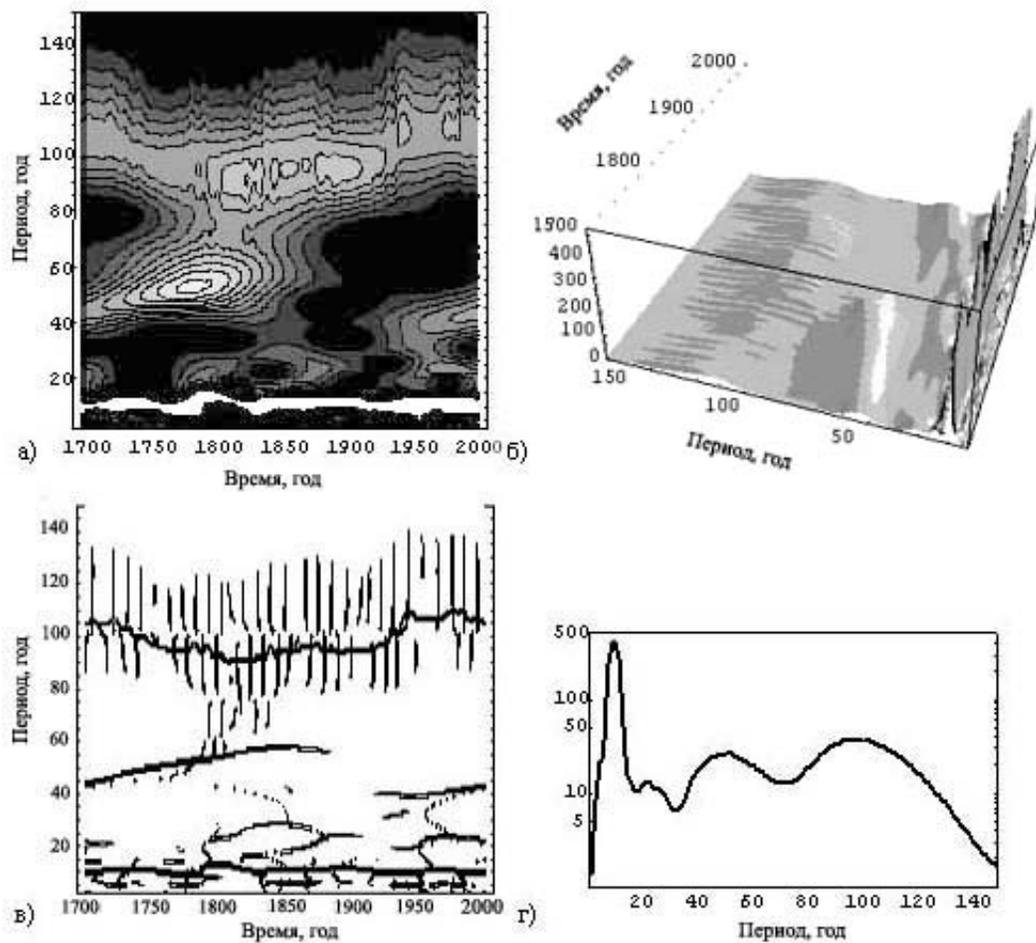


Рис. 7. а), б) скалограммы; в) скелетон; г) распределение энергии по масштабам (скейлограмма) в логарифмическом масштабе

ется частота и амплитуда, а также характер временной локализации, на что указывают графики скелетонов (рис. 5б,г).

Интересующее нас колебание с периодом около 11 лет определяется на рис. 5 (б,г) как нерегулярное по частоте и по времени локализации. Результаты вейвлет-анализа не обнаруживают в данных **LOD** вариации с периодом  $11 \pm 2$  года до 1852 года. Колебание с периодом  $22 \div 25$  год определяется устойчиво на интервале 1830–1950 гг.

График распределения энергии по периодам (аналог периодограммы) приведен на рис. 6.

По сравнению с периодограммой (рис. 2б), на графике скейлограммы (рис. 6) наблюдается некоторое смещение (около 2-х лет) в сторону увеличения периодов наиболее мощных компонент.

Динамику изменений колебаний с периодами около 11 и 22 года в данных **LOD** (рис. 5) можно сравнить с развитием во времени подобных колебаний в данных **W**.

На рис. 7 приведены результаты вейвлет-анализа данных **W** в диапазоне периодов 2–150 лет. Наиболее мощные спектральные линии соответствуют периодам 11, 57, 90–95 годам. Колебание с периодом около 22 лет обнаруживается на скалограмме (рис. 7а,б) как относительно слабое и нерегулярное по времени. Более подробная информация об изменении этих колебаний как по частоте, так и по времени представлена на графиках скелетона (рис. 7в). На рис. 7г приведен график распределения энергии по периодам (скейлограмма). Представляется возможность сравнить распределение спектральной энергии по периодам в случае периодограммы и вейвлет-анализа: максимальная спектральная энергия приходится на колебание с периодом  $\sim 11$  лет в том и другом методе анализа; колебание с периодом  $\sim 22$  года определяется обоими методами с меньшей достоверностью. Однако в случае вейвлет-анализа можно проследить за распределением энергии этого колебания на различных временных интервалах.

### 3 Заключение

Приведенные в настоящей работе результаты анализа обнаруживают существование когерентности между колебаниями  $\sim 11$  и  $\sim 22$  года в данных **LOD** и **W**.

Механизм этой взаимосвязи не имеет физического обоснования в настоящее время. Установленная когерентность подобных ДПВ в данных **LOD** и **W** является проявлением более общих законов циклической связи солнечных и земных процессов и иерархической структуры координации колебаний параметров, характеризующих солнечно-земные процессы.

Результаты проведенного вейвлет-анализа указывают на перспективность этого метода в анализе эволюции солнечно-земных связей.

### Литература

- Брагинский С.И. // Теория магнитного поля Земли. М.: Земля и Вселенная. 1982. Т. 6. С. 40.  
Витязев В.В. // Вейвлет-анализ временных рядов. СПб.: Изд-во С-Петербур. университета. 2001.  
Марпл С.Л. // Цифровой спектральный анализ и его применения. М.: Мир. 1990.  
Ривин Ю.Р. // Циклы Земли и Солнца. М.: Наука. 1989.  
Шустер (Schuster A.) // Trans. R. Soc. London. 1906. Ser. A. V. 206. P. 69.  
Юл (Yull G.U.) // Phyllos. Trans. R. Soc. London. 1927. Ser. A. V. 226. P. 267.