

УДК 551.58

ДИАГНОСТИКА ПРИЧИННО-СЛЕДСТВЕННОЙ СВЯЗИ СОЛНЕЧНОЙ АКТИВНОСТИ И ИЗМЕНЕНИЙ ГЛОБАЛЬНОЙ ПРИПОВЕРХНОСТНОЙ ТЕМПЕРАТУРЫ ЗЕМЛИ

© 2008 г. И. И. Мохов*, Д. А. Смирнов**

*Институт физики атмосферы им. А.М. Обухова РАН,
119017 Москва, Пыжевский пер., 3

E-mail: mokhov@ifaran.ru

**Саратовский филиал Института радиотехники и электроники РАН,
410019 Саратов, ул. Зеленая, 38

E-mail: smirnovda@info.sgu.ru

Поступила в редакцию 21.08.2007 г., после доработки 26.12.2007 г.

Количественно исследовано влияние солнечной активности на глобальную приповерхностную температуру Земли (ГПТ). Для этого применялся метод оценки причинности по Грейнджеру с анализом улучшения прогноза одного процесса при использовании данных из другого процесса по сравнению с “автопрогнозом”. Использовались два варианта реконструкций вариаций потока солнечного излучения, связанных с солнечной активностью – согласно [Hoyt et al, 1997] для 1680–1992 гг. (Н-данные) и согласно [Lean et al, 2005] для 1610–2005 гг. (L-данные). В целом результаты оценивания для двух реконструкций достаточно хорошо соответствуют друг другу. Выявлено значимое влияние солнечной активности на ГПТ с положительным знаком для двух периодов (с конца XIX века до конца 1930-х гг. и со второй половины 1940-х гг. до начала 1990-х гг.) без инерционности и запаздывания. В эти периоды с вариациями солнечной активности можно связать до 8 и 25% дисперсии процесса изменения ГПТ соответственно. Согласно Н-данным в 1980-х – начале 1990-х гг. воздействие Солнца усиливалось, а по L-данным со второй половины 1980-х гг. оно ослабло.

1. ВВЕДЕНИЕ

Одна из ключевых современных глобальных проблем связана с определением относительной роли естественных и антропогенных факторов изменений климата. Оценки возможных в будущем климатических изменений из-за антропогенных воздействий зависят от результатов анализа влияния естественных факторов, в том числе солнечной и вулканической активности, на климат, в первую очередь, на глобальную приповерхностную температуру (ГПТ) [1–5].

В [4], в частности, на основе кроссвейвлетного анализа различных реконструкций и данных измерений для потока солнечного излучения и данных для ГПТ отмечена переменность их связи с общим усилением влияния солнечной активности на глобальный климат во второй половине XX века. При этом с использованием глобальной трехмерной модели климата сделан вывод о том, что с влиянием солнечной активности может быть связана только сравнительно небольшая часть глобального потепления, отмеченного в последние десятилетия. Это подтверждают и выводы [2]. Количественные характеристики влияния солнечной активности на ГПТ необходимо проверять далее с помощью разных методов диагностики причинно-следственных связей. В [5] с использованием другого метода про-

веден кроссвейвлетный анализ временных рядов (числа солнечных пятен и ГПТ) и не было выявлено существенного воздействия солнечной активности на вариации климата.

В данной работе проведен анализ с помощью оценки причинности по Грейнджеру [6]. Этот метод активно используется для выявления взаимосвязи между сложными процессами в нейрофизиологии [7, 8] и экономике [9, 10], а в последнее время и в науках о Земле [11–13]. Оценка причинности по Грейнджеру дает информацию об интенсивности воздействия, его инерционности или запаздывании, степени нелинейности. Далее в разделе 2 описаны используемые данные и их характеристики, в разделе 3 – метод анализа, в разделе 4 – результаты. Обсуждение результатов и выводы представлены в разделе 5.

2. ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ДАННЫЕ И ИХ ХАРАКТЕРИСТИКИ

Для анализа использовались данные реконструкций и измерений для межгодовых вариаций потока солнечного излучения I согласно [14] для 1680–1992 гг. (Н-данные) и согласно [15] 1610–2005 гг. (L-данные) (см. также [16]), а также и данные [17] для среднегодовой ГПТ T (CRU-данные)

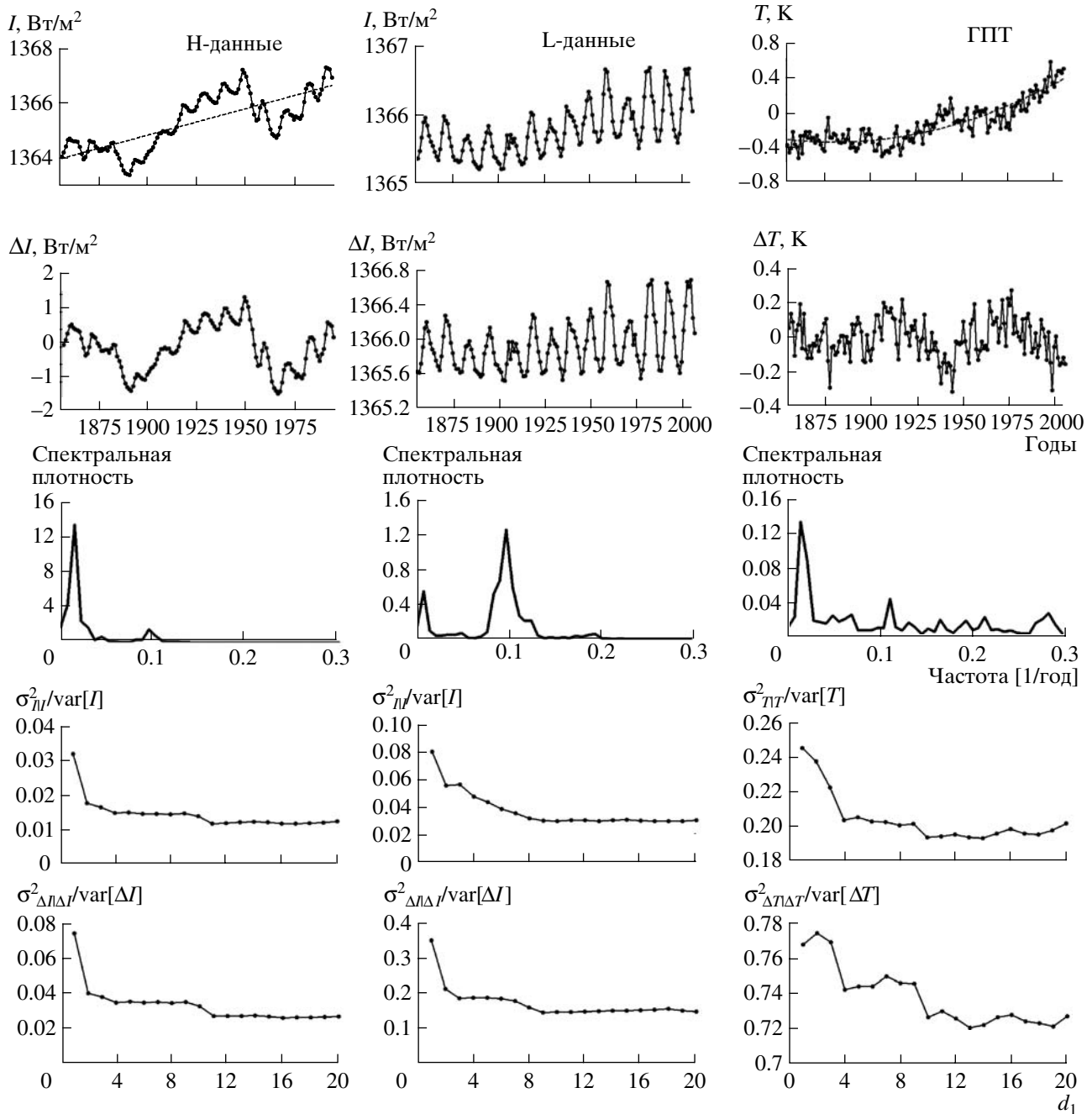


Рис. 1. Данные и их характеристики: верхний ряд – исходные данные (штриховые линии – тренды); второй ряд – данные с удаленными трендами, третий – оценки спектров мощности; четвертый ряд – ошибки прогноза линейных АР-моделей в зависимости от размерности модели, нормированные на дисперсию; пятый ряд – нормированные ошибки прогноза для данных с удаленными трендами. Слева представлены иллюстрации для реконструкций потока солнечного излучения согласно Н-данным, в центре – для реконструкций согласно L-данным, справа – для ГПТ.

для 1856–2006 гг. Данные [15] – новая версия реконструкций [18].

Временные ряды солнечной постоянной $I(t)$ в двух версиях (Н- и L-данные) и среднегодовые аномалии ГПТ $T(t)$ представлены на рис.1 (верхние

графики). Для всех трех временных рядов проявляется общее повышение их средних значений с течением времени. Естественно ожидать, что усиление солнечной активности должно приводить к увеличению температуры Земли. При этом вста-

ют вопросы: 1) с какой доверительной вероятностью можно сделать такой вывод; 2) какую долю изменения ГПТ определяет усиление солнечной активности. Можно также поставить вопрос о том, влияют ли “высокочастотные” флуктуации солнечной активности на “высокочастотные” флуктуации ГПТ или же влияние проявляется в медленном процессе изменения среднего. Для ответа на эти вопросы проведено построение эмпирических авторегрессионных (АР) моделей обоих процессов с анализом как исходных временных рядов, так и рядов с удаленными трендами (рис. 1, второй ряд). Тренды определялись с использованием многочленов невысокого порядка на основе метода наименьших квадратов. Для вариаций потока солнечного излучения по Н-данным тренд характеризовался линейной функцией $x(t) = a + bt$. Для ГПТ использовалась аппроксимация квадратичной функцией $x(t) = a + bt + ct^2$. L-данные для вариаций потока солнечного излучения включают соответствующие данные без тренда [15].

На рис.1 (в третьем ряду) представлены оценки спектров мощности анализируемых переменных с удаленными трендами. Они получены путем сглаживания периодограмм с помощью модифицированного окна Бартлетта с параметром $M = 100$ [19]. Для вариаций потока солнечного излучения по Н-данным (в третьем ряду слева) спектр мощности имеет пик, соответствующий 11-летней цикличности и еще более высокий пик 70–80-летней цикличности. Для вариаций потока солнечного излучения по L-данным спектр аналогичен, но относительно более четок пик 11-летней цикличности и менее выражен масштаб с периодом около 100 лет (в середине третьего ряда) (см. также [4]). В спектре для ГПТ (в третьем ряду справа) присутствуют характерные временные масштабы – около 50 лет и 8–9 лет. В целом, нерегулярные временные реализации и широкополосные спектры предполагают достаточно адекватное описание процессов с помощью стохастических авторегрессионных моделей.

3. ИСПОЛЬЗУЕМЫЙ МЕТОД АНАЛИЗА

Причинность по Грейнджеру, применяющаяся для диагностики взаимного влияния процессов, характеризуется улучшением прогноза одного процесса при учете значений второго процесса по сравнению с “автопрогнозом” [6] (пример использования для атмосферных и океанических процессов см. в [12]). При этом сначала для каждого сигнала $x(t)$ строится индивидуальная авторегрессионная модель вида

$$x(t) = f(x(t-1), x(t-2), \dots, x(t-d), \mathbf{a}) + \xi(t), \quad (1)$$

где d – размерность, f – многочлен порядка K , коэффициенты которого \mathbf{a} рассчитываются методом наименьших квадратов, т.е. минимизируется сумма квадратов остатков модели (ошибок “автопрогно-

за”): $\frac{1}{W-P-d} \sum_{t=d+1}^W [x(t) - f(x(t-1), x(t-2), \dots, x(t-d), \mathbf{a})]^2 \rightarrow \min$, где W – длина временного ряда, P – число оцениваемых коэффициентов (свободных параметров модели). Для линейной модели $P = d + 1$. Наличие ненулевых ошибок прогноза объясняется нормальным белым шумом ξ . В рассматриваемом случае в качестве переменной x используются величины $I(t)$ и $T(t)$. Полученные минимальные дисперсии ошибок обозначаются σ_{II}^2 и σ_{TT}^2 .

По зависимости σ_{II}^2 и σ_{TT}^2 от d и K можно определить, какие значения величин d и K следует использовать при дальнейшем анализе связанности. Он проводится с помощью построения по паре временных рядов совместных АР-моделей вида

$$\begin{aligned} I(t) &= f_1(I(t-1), \dots, I(t-d_1), \\ T(t-1+\Delta), \dots, T(t-d_2+\Delta), \mathbf{a}) + \xi(t), \\ T(t) &= f_2(T(t-1), \dots, T(t-d'_1), \\ I(t-1+\Delta), \dots, I(t-d'_2+\Delta), \mathbf{b}) + \eta(t). \end{aligned} \quad (2)$$

Здесь f_1, f_2 – многочлены порядков K, K' (порядки те же, что и в соответствующих индивидуальных моделях), d_1, d'_1 – размерности индивидуальных моделей, d_2, d'_2 – количество учтенных значений из другого процесса, неположительное число Δ определяет время запаздывания в воздействии. Так, $\Delta = 0$ соответствует зависимости текущего значения одной переменной от предыдущего значения другой, а $\Delta = 1$ – от синхронного значения другой. Полученные минимальные дисперсии ошибок прогноза потока солнечного излучения и ГПТ для совместной модели обозначим σ_{IT}^2 и σ_{TI}^2 соответственно. В качестве оценок “интенсивности” влияния потока солнечного излучения на процесс изменения ГПТ и ГПТ на поток солнечного излучения используются относительные величины улучшения прогноза $PI_{I \rightarrow T} = (\sigma_{TI}^2 - \sigma_{TT}^2) / \text{var}[T]$ и

$PI_{T \rightarrow I} = (\sigma_{IT}^2 - \sigma_{II}^2) / \text{var}[I]$, где $\text{var}[I], \text{var}[T]$ – дисперсии $I(t)$ и $T(t)$. Физический смысл величины $PI_{I \rightarrow T}$ состоит в следующем: при отсутствии изменений потока солнечного излучения и прочих равных условиях дисперсия вариаций ГПТ уменьшилась бы на долю, равную $PI_{I \rightarrow T} \cdot \text{var}[T] / \sigma_{TT}^2$. Кроме оценки $PI_{I \rightarrow T}$ для характеристики чувствительности ГПТ к изменениям солнечной постоянной можно использовать коэффициенты второго уравнения модели (2) (см. раздел 4.2). По физическому смыслу величина $PI_{T \rightarrow I}$ должна быть равной нулю и в рассматриваемом случае рассчитывается для контроля работы метода. При

ее существенном отличии от нуля следует признать неадекватность используемой модели.

Наряду с характеристиками воздействия $PI_{I \rightarrow T}$ и $PI_{T \rightarrow I}$, с помощью теста Грейнджера–Сарджента [20] аналитически оценивается статистическая значимость их отличия от нуля. Тест основан на том, что для несвязанных АР-процессов разность сумм квадратов остатков совместной и индивидуальной моделей, деленная на сумму квадратов остатков совместной модели и умноженная на число $W/(P_2 - P_1)$, характеризуется F -распределением Фишера с числом степеней свободы $(P_2 - P_1, W - P_2)$, где P_1, P_2 – число свободных параметров в индивидуальной и совместной моделях соответственно. Если полученная величина PI превышает $[(1 - p) \times 100]\%$ -ный квантиль этого распределения, то она признается значимой на уровне значимости p . В данной работе как значимые рассматриваются только оценки с $p \leq 0.05$.

Анализ взаимосвязи $I(t)$ и $T(t)$ проводился для периода 1856–1992 гг. ($W = 137$ лет) по Н-данным и для периода 1856–2005 гг. ($W = 150$ лет) по Л-данным. Сначала проводился анализ связанности сигналов за весь доступный период с 1856 г. Эти интегральные результаты представлены в виде графиков зависимости оценок $PI_{I \rightarrow T}(\Delta)$ и $PI_{T \rightarrow I}(\Delta)$ вместе с поточечным уровнем значимости оценок. Затем проводился анализ в скользящем окне шириной W временных шагов ($W = 30, 40, 50, 60$) при фиксированном Δ . Результаты представлены в виде графиков $PI_{I \rightarrow T}(N)$ и $PI_{T \rightarrow I}(N)$ с поточечным уровнем значимости, где N – положение начала окна на оси времени, т.е. $PI_{I \rightarrow T}(N)$ и $PI_{T \rightarrow I}(N)$ относятся к интервалу времени $[N, N + W - 1]$. Кроме того, проводился анализ в окне переменной ширины (с переменным началом и фиксированным концом) с представлением графиков $PI_{I \rightarrow T}(M)$ и $PI_{T \rightarrow I}(M)$, которые относятся к интервалу времени $[M, 1992]$ для Н-данных и $[M, 1985]$ для Л-данных.

4. РЕЗУЛЬТАТЫ

4.1. Индивидуальные модели

Для вариаций потока солнечного излучения по Н-данным ошибка прогноза АР-модели имеет промежуточную точку насыщения $d = 4$ и следующее небольшое уменьшение при $d = 11$ (рис. 1, слева в четвертом ряду). Полезную информацию по выбору оптимальной размерности моделей дает анализ остатков. Адекватная модель должна соответствовать некоррелированным нормально распределенным остаткам. Тесты показали, что гистограммы для любого d унимодальны и в целом соответствуют гипотезе нормальности. Что касается коррелированности, то остатки модели с $d = 1$ демонстриру-

ют 11-летнюю цикличность, а для $d \geq 11$ остатки не имеют признаков коррелированности. Однако уже при $d = 4$ эта 11-летняя цикличность очень слабо проявляется. В связи с тем, что в данной работе предполагалось проводить анализ и весьма коротких рядов, то предпочтительно выбрать как можно меньшую размерность. Поскольку модель с $d = 4$ уже отражает характерные особенности анализируемых процессов и является очень экономной, то ее разумно использовать как основную версию, а при необходимости проверять результаты, увеличивая размерность до $d = 11$.

Увеличение порядка многочлена K в АР-модели не приводит к существенному улучшению прогноза. Остатки нелинейных моделей не более соответствуют гипотезе о некоррелированности и нормальности, чем для линейных. Так, при $d = 4$ и $K = 4$ дисперсия остатков равна 0.11, тогда как при $K = 1$ она равна 0.15. Однако при $d = 4$ модель с многочленом четвертого порядка содержит 70 свободных параметров, а линейная модель – всего 5. Так что это уменьшение дисперсии остатков нельзя признать значимым, т.к. длина всего ряда составляет $W = 137$ точек. Поэтому для этого процесса мы принимаем $K = 1$. Результаты для ряда с удаленным трендом аналогичны, см. рис. 1 (слева в нижнем ряду).

Для вариаций потока солнечного излучения по Л-данным не столь четко наблюдается насыщение дисперсии остатков по размерности (см. рис. 1, в середине четвертого ряда). Анализ остатков вновь показывает, что разумно взять $d = 4$ и $K = 1$ как базовый вариант. Тот же самый вывод следует и из анализа этой переменной с удаленным трендом (рис. 1, в середине нижнего ряда). Некоторое отличие результатов для Н-данных и Л-данных (хотя и не сильное) связано, в частности, с более четко выраженной 11-летней цикличностью в Л-данных. Это различие проявляется в значениях коэффициентов индивидуальных АР-моделей для двух реконструкций.

Соответственно для ГПТ (рис. 1, четвертый и пятый ряды справа) хорошим выбором можно считать размерность $d = 4$. Признаков нелинейности не отмечено.

По результатам индивидуального анализа для описания всех сигналов практически разумным выбором представляется линейная АР-модель с $d = 4$. Это справедливо для анализируемых рядов и с трендами, и без трендов. Поскольку такие модели способны воспроизвести наблюдаемые монотонные тренды, то наличие тренда сказывается только на значениях коэффициентов АР-моделей, а не на оптимальных величинах d и K .

4.2. Совместные модели

Расчет взаимных корреляционных функций (ВКФ) на некоторых временных интервалах при-

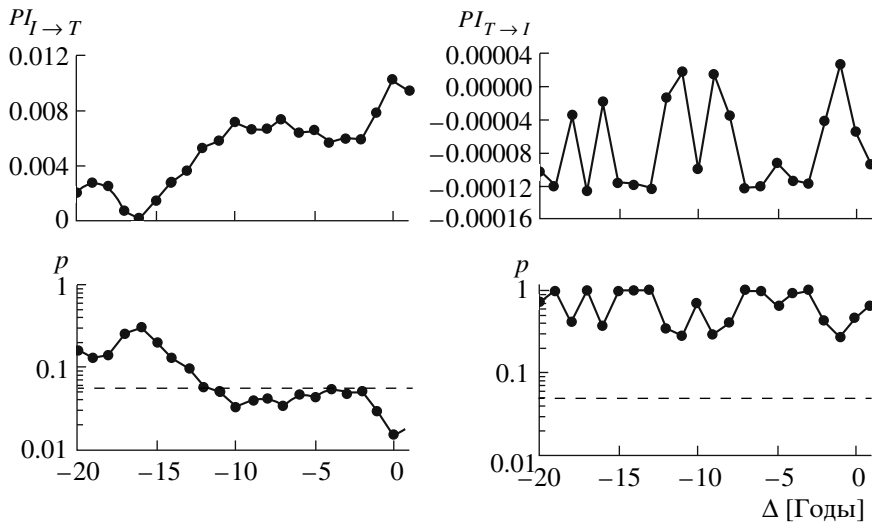


Рис. 2. Оценки интенсивности влияния (уменьшение дисперсии ошибки прогноза совместной АР-модели) потока солнечного излучения на ГПТ (слева) и наоборот (справа) в зависимости от пробного времени запаздывания по Н-данным. На нижних графиках отмечен поточечный уровень значимости оценок, штриховая линия соответствует уровню $p = 0.05$.

водит к выводам о наличии зависимости между $I(t)$ и $T(t)$ с лагом 1 год (солнечная активность “ведет”) на уровне значимости $p = 0.05$. На отдельных интервалах ВКФ значимо отлична от нуля при нескольких лагах, в том числе и отрицательных. Поэтому сделать по ВКФ вывод о наличии воздействия $I \rightarrow T$ можно, но надежно определить более детальные характеристики (время запаздывания, “интенсивность” воздействия или чувствительность ГПТ к вариациям солнечной постоянной) затруднительно. Анализ причинно-следственных связей по Грейнджеру дает такую дополнительную информацию. Ниже описываются соответствующие результаты и выборочно приводятся значения ВКФ.

Результаты оценки связи с использованием линейной модели (2) с $d_1 = d'_1 = 4$ и $d_2 = d'_2 = 1$, построенной на основе Н-данных $I(t)$ и $T(t)$ для периода 1856–1992 гг., представлены на рис. 2. Проявляется воздействие солнечной активности на температуру Земли: $PI_{I \rightarrow T} = 0.01$ при $\Delta = 0$. Хотя улучшение прогноза и составляет всего 1% от дисперсии ГПТ, оно значимо на уровне $p < 0.02$, т.е. с доверительной вероятностью не менее 0.98. Этот поточечный уровень значимости можно считать и уровнем значимости для вывода о наличии влияния $I \rightarrow T$ в целом, т.к. характеристика связи рассчитывается обычно, начиная с нулевого Δ . Если значимое воздействие обнаружилось бы только при ненулевом $\Delta = \Delta_0 < 0$, то нужно было бы учесть поправки на множественный характер теста с проверкой $|\Delta_0|$ статистик [12]. Увеличение пробного времени запаздывания $|\Delta|$ в ана-

лизируемом случае приводит к уменьшению значимости оценки связанности, хотя результаты для $\Delta = 0$ и $\Delta = 1$ получены очень близкими (их отличие не более 5%). Это связано со значительной автокорреляцией для ряда $I(t)$. Далее при анализе используется $\Delta = 0$, т.к. значимость оценки при $\Delta = 1$, т.е. при оценке зависимости T от синхронного значения I , немного меньше. Выявленное воздействие $I \rightarrow T$ при $\Delta = 0$ и $\Delta = 1$ свидетельствует о том, что ГПТ реагирует на изменения потока солнечного излучения без запаздывания с точностью до 1 года (дискретность используемых данных составляет 1 год). Влияние ГПТ на I не проявляется (рис. 2, справа).

При $d'_2 > 1$, как показал анализ, значимость выводов о наличии связи снижается, т.е. воздействие $I \rightarrow T$ безынерционно (с точностью до 1 года). Полученные выводы устойчивы к вариациям параметров метода. На них не влияет увеличение размерности d_1 до 11 и увеличение порядка многочлена до 2. Одновременное увеличение обоих параметров не дает полезной информации. Когда число свободных параметров совместной модели становится сравнимым с длиной временного ряда, выводы о наличии воздействия становятся статистически незначимыми.

Дополнительную информацию о характере связи дают коэффициенты АР-модели. Полученная “оптимальная” линейная АР-модель имеет вид:

$$\begin{aligned} I_t &= a_0 + a_1 I_{t-1} + a_2 I_{t-2} + a_4 I_{t-4} + \xi_t, \\ T_t &= b_0 + b_1 T_{t-1} + b_4 T_{t-4} + c I_{t-1} + \eta_t, \end{aligned} \quad (3)$$

где ξ и η – независимые друг от друга шумы с дисперсиями $\text{var}[\xi] = 0.015$, $\text{var}[\eta] = 0.010$ и представлены только коэффициенты, значимые на уровне $p < 0.05$: “коэффициент связи” $c = 0.029(\pm 0.024)$ К/(Вт/м²), $b_0 = -39.5(\pm 32.4)$ К, безразмерные коэффициенты $a_1 = 1.74(\pm 0.17)$, $a_2 = -0.77(\pm 0.35)$, $a_4 = 0.33(\pm 0.17)$, $b_1 = 0.52(\pm 0.17)$, $b_4 = 0.26(\pm 0.17)$. В скобках показаны поточечные 95%-ные доверительные интервалы, цифры в скобках – удвоенные стандартные отклонения оценок. Увеличение солнечной активности приводит к увеличению ГПТ, о чем свидетельствует положительный коэффициент c . Этот коэффициент характеризует чувствительность ГПТ к вариациям $I(t)$. В частности, параметр чувствительности можно определить нормированной частной производной

$$s = \frac{\partial T_t}{\partial I_{t-1}} \frac{\langle I \rangle}{100} \quad \text{или} \quad s = \frac{c \langle I \rangle}{100}, \quad \text{где } \langle I \rangle \text{ – среднее}$$

значение I на интервале, использованном для построения АР-модели и оценки коэффициента c . Эта величина показывает, на сколько градусов изменится температура в следующем году, если поток солнечного излучения изменится на 1%. Для интервала 1856–1992 гг. $\langle I \rangle = 1365.3$ Вт/м² и чувствительность ГПТ к вариациям $I(t)$ составляет $s = 0.40(\pm 0.16)$ К/%. Количественные характеристики связи PI и s различаются. Последняя не зависит от прогностических возможностей индивидуальной (т.е., возможно, не самой лучшей) АР-модели, а зависит только от коэффициентов совместной АР-модели. При этом, согласно полученным результатам, обе характеристики связи либо одновременно статистически значимы, либо одновременно не значимы, т.е. дают одинаковый вывод о наличии связи.

По Н-данным $I(t)$ и $T(t)$ без трендов также выявляется воздействие $I \rightarrow T$ с нулевым запаздыванием на уровне значимости $p = 0.05$: $c = 0.026(\pm 0.025)$ К/(Вт/м²). При этом, хотя доверительная вероятность несколько ниже, чем для исходных данных, результаты очень близки. Отличия не более 10% – в пределах ошибки оценивания. Это свидетельствует о том, что удаление трендов – не обязательная процедура, поскольку тренды адекватно описываются в рамках модели (3). Для рядов без трендов есть смысл оценить и ВКФ, т.к. они хотя бы “визуально” стационарны. Так, значение ВКФ при анализе синхронных значений составляет 0.26 и значимо на уровне $p = 0.063$. Квадрат этого значения (коэффициент детерминации) характеризует долю дисперсии одного процесса, которая учитывается “простой” линейной регрессионной моделью $T(t) = A + BI(t) + \xi(t)$. Эта доля составляет около 6%, т.е. больше, чем улучшение прогноза векторной АР-модели (менее 2%). Причина этого состоит в том, что в простой регрессии не учитывается собственная динамика процессов, а только “статистический эффект” взаимодействия – взаимная корреляция их одновременных значений. Кроме того, простая линейная регрессия дает по определению

симметричный результат: как 6% дисперсии ГПТ можно объяснить при учете солнечной активности, так и наоборот. Кроме того, достоверность оценки ВКФ оказывается несколько ниже (уровень значимости для ВКФ $p = 0.063$ больше, чем $p = 0.047$ для PI). Это связано с тем же игнорированием собственной динамики, в результате чего дисперсия остаточных ошибок простой регрессионной модели оказывается больше и приводит к завышенной оценке p , т.е. к несколько меньшей чувствительности метода при определении связи.

При использовании для $I(t)$ L-данных для всего периода 1856–2005 гг. воздействия $I \rightarrow T$, значимого хотя бы на уровне $p = 0.05$, не отмечено. Анализ для более коротких периодов дает значимые оценки связи, аналогичные полученным по Н-данным. Наиболее значимы они для периода 1856–1985 гг.: влияние $PI_{I \rightarrow T} = 0.01$ при $\Delta = 0$ значимо на уровне $p = 0.05$. При этом коэффициент связи с оценен величиной $0.068(\pm 0.066)$ К/(Вт/м²), а параметр чувствительности s – величиной $0.94(\pm 0.89)$ К/%. Зависимость результатов анализа L-данных от положения конца временного интервала свидетельствует о существенных изменениях связи $I(t)$ по L-данным и $T(t)$ в последние годы. Это подтверждается ниже при анализе со скользящим окном. Анализ L-данных и $T(t)$ без трендов значимого воздействия $I \rightarrow T$ не выявил.

4.3. Совместные модели со скользящим окном

Оценивались также характеристики воздействия при более локальном (во времени) анализе – в скользящем окне шириной W . С опорой на результаты, представленные выше, использовались параметры $d_1 = d'_1 = 4$, $d_2 = d'_2 = 1$, $K = K' = 1$, $\Delta = 0$. Ширина окна выбрана равной $W = 40$ лет. При $W = 30$ проявляются очень сильные вариации характеристик связи в зависимости от времени. По грубым оценкам число свободных параметров модели параметров не должно превышать \sqrt{W} [6]. В рассматриваемом случае число свободных параметров в уравнении для $I(t)$ равно $d_1 + d_2 + 1 = 6$, так что ширина окна $W = 30$ лет критична и оценки нельзя считать надежными. Для $W = 40$ лет вариации характеристик связи более слабые. При увеличении W до 50 и 60 лет результаты меняются слабо.

Анализ связи $I(t)$ по Н-данным и $T(t)$ не выявил влияние ГПТ на $I(t)$ (справа на рис. 3). Только одно из 98 значений поточечно значимо на уровне $p = 0.05$, что следует объяснить как допустимую случайную флуктуацию оценки. Значимое на уровне $p = 0.02$ воздействие $I \rightarrow T$ (слева на рис. 3) отмечено для интервала 1897–1936 гг. (при $N = 1897$). Для этого периода изменения солнечной активности определяют 8% дисперсии ГПТ. Воздействие $I \rightarrow T$ значимо

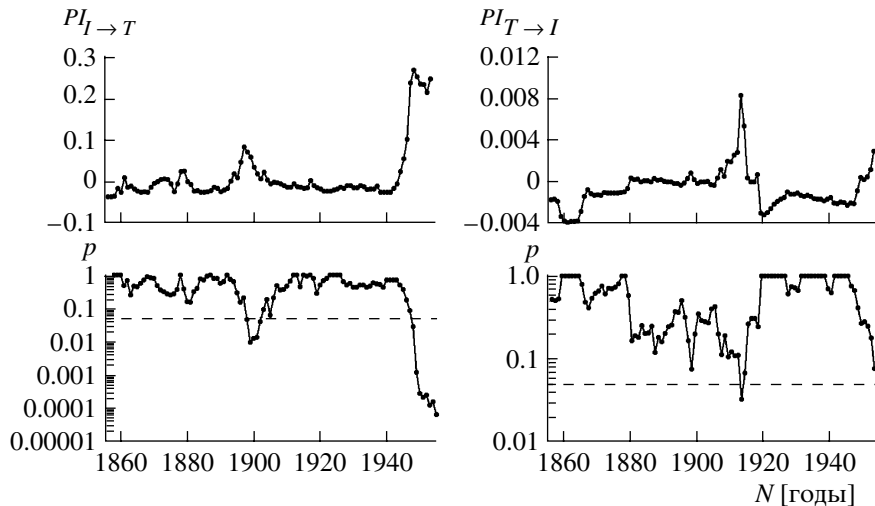


Рис. 3. Оценки интенсивности взаимного влияния (в скользящем окне шириной $W = 40$ лет) вариаций потока солнечного излучения по Н-данным и ГПТ: слева – влияние потока солнечного излучения на ГПТ; справа – наоборот. На нижних графиках отмечен поточечный уровень значимости, штриховая линия соответствует $p = 0.05$.

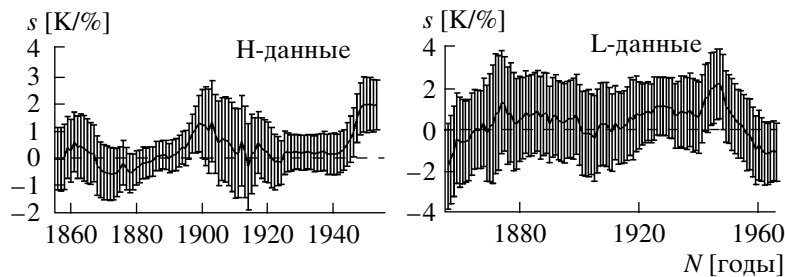


Рис. 4. Оценки чувствительности ГПТ к вариациям потока солнечного излучения с 95%-ными доверительными интервалами. Слева – с использованием Н-данных, справа – с использованием L-данных.

и для более широкого временного интервала 1896–1939 гг.

Еще более сильное воздействие $I \rightarrow T$ отмечено во второй половине XX века. Для $W = 40$ лет оно значимо на уровне $p < 0.05$ при $N > 1945$; на уровне $p < 0.001$ при $N > 1947$; на уровне $p < 0.0001$ при $N = 1953$, соответствующем интервалу 1953–1992 гг. На интервале 1946–1985 гг. изменения солнечной активности определяют 10% дисперсии ГПТ, а при $N > 1946$ – от 21 до 27%. Параметр чувствительности s приведен на рис. 4 слева. Он положителен для упомянутых интервалов, т.е. увеличение солнечной активности приводит к увеличению ГПТ, как и в представленной выше интегральной модели (раздел 4.2).

В таблице приведены наиболее значимые характеристики воздействия: они выявлены для интервалов времени с конца XIX века до конца 1930-х гг. (1896–1939 гг. – I период) и со второй половины 1940-х гг. до начала 1990-х гг. (1946–1992 гг. – II период). Для $I(t)$ по Н-данным и $T(t)$ с удаленным трендом результаты аналогичны результатам для исходных сигналов, только чуть меньше оценка чувствительности s и улучшение прогноза. Для $I(t)$ по L-данным и $T(t)$ результаты подобны, но не полностью – см. рис. 4 (справа) и рис. 5. Значимое на уровне $p < 0.05$ воздействие $I \rightarrow T$ для I периода не проявляется при использовании данных без трендов (рис. 5, справа). Это воздействие проявляется только для данных с трендами и только при использовании окна шириной $W = 60$ лет (см. таблицу, второй столбец). При этом улучшение прогноза составляет

Наиболее статистически значимые характеристики влияния солнечной активности на ГПТ для двух выделенных периодов

	I период			II период		
	Период наиболее значимого влияния	Макс. период значимого влияния	$PI_{I \rightarrow T}$	Период наиболее значимого влияния	Макс. период значимого влияния	$PI_{I \rightarrow T}$
$I [14] - T$	1897–1936	1896–1939	0.08	1948–1987	1946–1992	0.27
$I [14] - T$, без трендов	1899–1938	1897–1939	0.08	1951–1990	1945–1992	0.23
$I [15] - T$	1879–1938(выявляется для $W = 60$)	1879–1938	0.02	1947–1986	1942–1987	0.16
$I [15] - T$, без трендов	–	–	–	1944–1983	1944–1987	0.13

Примечание. Отмечены интервалы, где это влияние наиболее значимо, максимально широкие интервалы, где оно значимо на уровне $p < 0.05$, и соответствующие максимальные величины улучшения прогноза. Прочерки в нижней строке означают отсутствие значимых выводов.

2%, что меньше, чем для $I(t)$ по Н-данным (8%). Что касается воздействия $I \rightarrow T$ для II периода, оно лучше согласуется с результатами для $I(t)$ по Н-данным: высоко значимо и составляет до 13–16% (рис. 5, слева). Отметим также, что воздействие солнеч-

ной активности на ГПТ по L-данным увеличивается для II периода, но после интервала 1944–1983 гг. спадает и перестает быть значимым уже с периода 1951–1990 гг. Такого спада не выявлено по Н-данным.

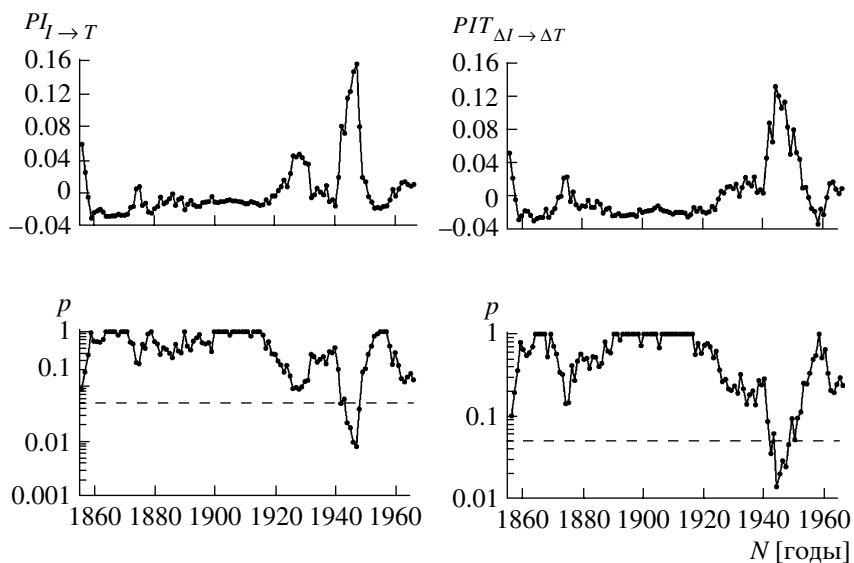


Рис. 5. Оценки интенсивности взаимного влияния (в скользящем окне шириной $W = 40$ лет) вариаций потока солнечного излучения по L-данным и ГПТ: слева – по исходным данным, справа – по данным с удаленными трендами. На нижних графиках отмечен поточечный уровень значимости, штриховая линия соответствует $p = 0.05$.

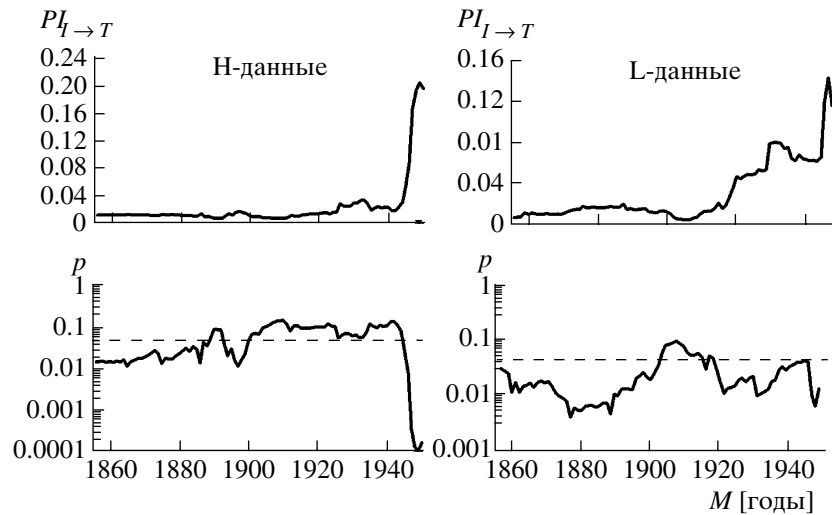


Рис. 6. Оценки интенсивности влияния солнечной активности на ГПТ в окне переменной ширины, охватывающем интервал [M, 1992] для H-данных (слева) и [M, 1985] для L-данных (справа). На нижних графиках отмечен поточечный уровень значимости, штриховая линия соответствует $p = 0.05$.

4.4. Совместные модели с окном переменной ширины

Вопрос о том, насколько изменяется воздействие солнечной активности на ГПТ с удалением от настоящего времени в прошлое рассматривался путем построения совместных моделей в окне переменной ширины – с переменным началом и фиксированным концом (рис. 6). При анализе H-данных использовались окна, охватывающие интервал времени вплоть до конца ряда, т.е. [M, 1992]. При анализе L-данных использовался интервал [M, 1985], который дает наиболее значимые результаты, тогда как сдвиг конца окна до 1990 г. и более приводит к тому, что все результаты анализа связанности становятся незначимыми в соответствии с результатами раздела 4.2. По H-данным воздействие проявляется при $M \geq 1945$ (слева на рис. 6), для L-данных воздействие проявляется существенно раньше – при $M \geq 1915$ (справа на рис. 6). При удалении далее в прошлое ($1901 \leq M \leq 1940$ для H-данных и $1900 \leq M \leq 1914$ для L-данных) воздействие становится незначимым. Еще дальше в прошлое (до $M \leq 1899-1900$) воздействие становится значимым согласно обеим реконструкциям потока солнечного излучения. Причем оно более значимо по L-данным.

При удалении трендов воздействие $I \rightarrow T$ оказывается значимо по H-данным для любого M : оно почти монотонно падает от 10% до 1.5% при удалении M в прошлое. По L-данным с удаленным трендом воздействие незначимо при анализе до 1985 г., а проявляется только в период 1944–1987 гг.

Таким образом, результаты, полученные по H-данным, более стабильны к вариации параметров метода. В частности, они согласуются друг с другом при анализе для всего периода 1856–1992 гг., в скользящих окнах и в окне с переменным началом. Анализ по L-данным дает менее стабильные результаты, но во многом подтверждает выводы по H-данным.

5. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проведенный анализ причинности по Грейнджеру с использованием реконструкций и данных инструментальных наблюдений выявил значимое влияние солнечной активности на глобальную приповерхностную температуру Земли. Для этого воздействия не обнаружено эффектов инерционности и запаздывания (или их характерные времена лежат в пределах одного года). Существенной нелинейности в этом воздействии также не выявлено.

Статистически значимо и наиболее сильно влияние солнечной активности во второй половине XX века: определяет до 27% дисперсии ГПТ по H-данным [14] и до 16% по L-данным [15]. Эти результаты в целом согласуются с результатами анализа, проведенного в [4]. Согласуются с результатами [4] и выявленное усиление воздействия в 1983–1992 гг. по H-данным и в 1981–1986 гг. по L-данным. Еще один период значимого, но более слабого воздействия вариаций солнечного излучения на ГПТ (определяющего до 8% дисперсии ГПТ) – 1896–1939 гг. Увеличение солнечной активности приводит к росту ГПТ. Величина чувствительности ГПТ к вариациям солнечной активности

составляет до $0.40(\pm 0.16)$ К/% в среднем для периода 1856–1992 гг. по Н-данным и достигает $2.00(\pm 0.96)$ К/% в 1951–1990 гг. Для L-данных эти оценки составляют $0.94(\pm 0.89)$ К/% для периода 1856–1985 гг. и $2.25(\pm 1.72)$ К/% для 1946–1985 гг.

Результаты, полученные по Н-данным, достаточно устойчивы к вариациям параметров метода. В частности, сделанные на их основе выводы полностью сохраняются при удалении трендов. Результаты по L-данным несколько менее стабильны и в деталях отличаются (не столь явно видно воздействие для периода 1896–1939 гг.), но в целом хорошо согласуются с результатами по Н-данным. По L-данным воздействие солнечной активности на ГПТ начало уменьшаться со второй половины 1980-х гг.

Согласно полученным результатам, влияние солнечной активности на климат Земли существенно меняется со временем. Во второй половине XX века оно было наиболее сильно и определяло до четверти дисперсии аномалий ГПТ. Следует отметить, что при анализе не учитывалось влияние изменений концентрации парниковых газов и вулканических и антропогенных аэрозолей в атмосфере, так что представленные оценки воздействия вариаций солнечной активности на ГПТ являются оценками сверху. При этом слабое отличие результатов анализа рядов с трендами и без трендов указывает на то, что полученные оценки не сильно завышены. Это подтверждают и результаты предварительного анализа с учетом вклада различных естественных и антропогенных факторов в изменения ГПТ, которые планируется представить в последующих публикациях.

Авторы выражают благодарность Дж. Лин за предоставление новой версии реконструированных данных для потока солнечного излучения. Работа выполнена при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (гранты №№ 07-05-00381, 05-05-64907, 08-05-00532) и программ РАН, в том числе программы Президиума РАН “Математические методы в нелинейной динамике”.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Антропогенные изменения климата / Под ред. М.И. Будыко, Ю.А. Израэля Л.: Гидрометеоздат, 1987. 406 с.
2. Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change / Eds: (S. Solomon et al.) Cambridge: Cambridge Univ. Press, 2007. 996 p.
3. Gray L.J., Haigh J.D., Harrison R.G. Review of the Influences of Solar Changes on the Earth's Climate. Hadley Centre Tech. Note № 62. Met Office. Exeter. 2005. 82 p.
4. Мохов И.И., Безверхий В.А., Елисеев А.В., Карпенко А.А. Взаимосвязь изменений глобальной приповерхностной температуры с изменениями солнечной активности по данным наблюдений и реконструкций для XVII–XX веков и по модельным расчетам // Докл. РАН. 2006. Т. 409. № 1. С. 1–5.
5. Moore J., Grinsted A., Jevrejeva S. Is there evidence for sunspot forcing of climate at multi-year and decadal periods? // Geophys. Res. Lett. 2006. V. 33. L17705, doi:10.1029/2006GL026501.
6. Granger C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods // Econometrica. 1969. V. 37. P. 424–438.
7. Ding M., Chen Y., Bressler S.L. Grange causality: Basic Theory and Application to Neuroscience // Handbook of Time Series Analysis. Weinheim: Wiley-VCH, 2006. P. 437–460.
8. Schelter B., Winterhalder M., Eichler M. et al. Testing for directed influences among neural signals using partial directed coherence // J. Neurosci. Methods. 2006. V. 152. P. 210.
9. Geweke J. Inference and causality in econometric time series models // Handbook of Econometrics Eds: Z. Griliches, M.D. Intrigillator. North Holland. 1984. V. 2. P. 1101–1144.
10. Granger C.W.J. Testing for causality: a personal viewpoint // J. Econ. Dynam. Control. 1980. V. 2. P. 329–352.
11. Wang W., Anderson B.T., Kaufmann R.K., Myneni R.B. The relation between the North Atlantic Oscillation and SSTs in the North Atlantic basin // J. Climate. 2004. V. 17. P. 4752–4759.
12. Мохов И.И., Смирнов Д.А. Исследование взаимного влияния процессов Эль-Ниньо – Южное колебание и Северо-Атлантического и Арктического колебаний нелинейными методами // Изв. РАН. Физика атмосферы и океана. 2006. Т. 42. № 5. С. 650–667.
13. Mokhov I.I., Smirnov D.A. El-Nino/Southern Oscillation drives North Atlantic Oscillation as revealed with nonlinear techniques from climatic indices // Geophys. Res. Lett. 2006. V. 33. P. L03708, doi:10.1029/2005GL024557.
14. Hoyt D.V., Schatten K.H. The Role of the Sun in Climate Change. Oxford: Oxford Univ. Press, 1997. 279 p.
15. Lean J., Rottman G., Harder J., Kopp G. Sorce contributions to new understanding of global change and solar variability // Solar Physics. 2005. V. 230. P. 27–53.
16. Wang Y.M., Lean J.L., Sheeley N.R. Modeling the Sun's magnetic field and irradiance since 1713 // Astrophys. J. 2005. V. 625. P. 522–538.
17. Climate Research Unit (University of East Anglia): <http://www.cru.uea.ac.uk>
18. Lean J. Evolution of the Sun's spectral irradiance since the Maunder Minimum // Geophys. Res. Lett. 2000. V. 27. P. 2425–2428.
19. Bartlett M.S. Stochastic Processes. Cambridge: Cambridge University Press, 1978.
20. Hlavackova-Schindler K., Palus M., Vejmelka M., Bhattacharya J. Causality detection based on information-theoretic approaches in time series analysis // Physics Reports. 2007. V. 441. P. 1–46.

Diagnostics of a Cause–Effect Relation between Solar Activity and the Earth’s Global Surface Temperature

I. I. Mokhov^a and D. A. Smirnov^b

^a *Oboukhov Institute of Atmospheric Physics, Russian Academy of Sciences, Pyzhevskii per. 3, Moscow, 119017 Russia*

e-mail: mokhov2ifaran.ru

^b *Saratov Branch, Institute of Radio Engineering and Electronics, Russian Academy of Sciences, Zelenaya ul. 38, Saratov, 410019 Russia*

e-mail: smirnovda@info.sgu.ru

Abstract—The influence of solar activity on the Earth’s global surface temperature (GST) was quantified. The method for estimation of the Granger causality was used, with analysis of the improvement of the prediction of one process by using data from another process as compared to autoprediction. Two versions of reconstructions of the solar flux variations associated with solar activity were used, according to Hoyt et al. [1977] for 1860–1992 (data H) and according to Lean et al. [2005] for 1610–2005 (data L). In general, the estimation results for the two reconstructions are reasonably well consistent. A significant influence of solar activity on GST with a positive sign was found for two periods, from the late 19th century to the late 1930s and from the latter half of the 1940s to the early 1990s, with no inertia or time delay. In these periods, up to 8 and 25% of the variance of the GST change, respectively, can be attributed to solar activity variations. The solar influence increased in the 1980s to the early 1990s according to data H and began to decrease since the latter half of the 1980s according to data L.