ОЦЕНКА ВЗАИМНОГО ВОЗДЕЙСТВИЯ ЭЛЬ-НИНЬО – ЮЖНОГО КОЛЕБАНИЯ И ИНДИЙСКОГО МУССОНА

И.И. Мохов[1], Д.А. Смирнов[2,3], П.И. Наконечный[3], С.С. Козленко[1], Ю. Куртс[4]

[1] Институт физики атмосферы им. А.М. Обухова РАН, Москва
[2] Саратовский филиал Института радиотехники и электроники им. В.А. Котельникова РАН, Саратов
[3] Саратовский государственный университет, Саратов
[4] Институт климатических исследований общества Макса Планка, Потсдам, Германия

Проведен анализ взаимосвязи Эль-Ниньо – Южного колебания (ЭНЮК) и индийского муссона с помощью оценки причинности по Грейнджеру по данным за период 1871–2003 гг. В дополнение к известным результатам о наличии отрицательной корреляции между процессами установлено, что связь является двунаправленной, и получены характеристики ее инерционности и нелинейности. Анализ вариаций характеристик связи с использованием скользящего окна шириной от 10 до 100 лет показывает, что взаимодействие процессов представляет собой чередование различных режимов, включая и интервалы почти однонаправленной связи.

Введение

С проявлениями Эль-Ниньо – Южного колебания (ЭНЮК) и индийского муссона связаны важнейшие процессы в Азиатско-Тихоокеанском регионе, имеющие глобальное значение (см. *Climate Change, 2007*). Сильнейшие межгодовые вариации глобальной приповерхностной температуры зависят от интенсивности явлений ЭНЮК. В области влияния муссонов с ключевой ролью индийского муссона проживает более двух третей населения Земли (*Zhou et al., 2008*). Исследование взаимосвязи ЭНЮК и активности индийского муссона представляет не только региональный, но и глобальный интерес. Взаимосвязь этих процессов установлена различными методами с высокой надежностью (*Bliss and Walker, 1932; Kripalani and Kulkarni, 1997; Kumar et al., 1999; Krishnamurthy and Goswami, 2000; Kripalani et al., 2001; Kripalani et al.,* *2001; Sarkar et al., 2004; Maraun and Kurths, 2005; Zubair and Ropelewski, 2006; Climatc Change, 2007; Yim et al., 2008*).

Увеличение температуры поверхности океана (ТПО) в экваториальных широтах в Тихом океане во время Эль-Ниньо с соответствующим изменением конвективных процессов, зональной циркуляции Уокера и меридиональной Хэдли, смещением внутритропической зоны конвергенции сопровождается значительными сезонными аномалиями температуры и осадков во многих регионах. При этом для сильной антикорреляционной связи характеристик Эль-Ниньо и индийского муссона проявляются существенные вариации, в частности, отмечено заметное ослабление, начиная с последней четверти XX века (см., напр., *Climatic Change, 2007*). Исследование взаимосвязи ЭНЮК и индийского муссона должно включать, наряду с анализом когерентности этих процессов, оценки интенсивности воздействия одного процесса на другой, т.е. количественные оценки направленных связей, а также тенденций их изменения при изменениях климата. В данной работе подобные оценки получены с помощью анализа причинности по Грейнджеру, как линейного (*Granger, 1969*), так и нелинейного (*Ancona et al., 2004; Feldmann and Bhattacharya, 2004; Ishiguro et al., 2008*), что все чаще используется в науках о Земле (см., напр., *Wang et al, 2004; Mokhov and Smirnov, 2006a; Mokhov and Smirnov, 2006b; Mosedale et al., 2006; Mokhov and Smirnov, 2008*).

1. Используемые данные и предварительный анализ

Для анализа использовались среднемесячные данные для индексов ЭНЮК (I_{EN}) и Индийского муссона (I_{IN}) для периода 1871–2003 гг. В качестве индекса ЭНЮК использовалась ТПО в области Nino-3 (5° ю.ш. – 5° с.ш., 150° з.д. – 90° з.д.) в Тихом океане по данным GISST2.3 (U.K. Meteorological Office) за период 1871–1996 гг. (*Rayner et al., 2003*) (доступны на сайте http://paos.colorado.edu/research/wavelets/nino3data.asc), дополненным данными Climate Prediction Center за период 1997–2003 гг. (*Reynolds and Smith, 1994*) (доступны на сайте http://www.cpc.noaa.gov/data/indices/sstoi.indices), аналогично подходу Торренса и Компо, представленному на сайте (http://atoc.colorado.edu/research/wavelets/wavelet1.html). Индийский муссон характеризовался вариациями среднемесячного количества осадков над Индией (*Mooley and Parthasarathy, 1984*). Индекс, характеризующий муссон, обозначен как $x_1(t)$, а ЭНЮК – как $x_2(t)$.

Сезонные вариации в обоих процессах связаны с общим внешним воздействием – годовым ходом инсоляции. Наличие общего внешнего воздействия может привести к ошибочным выводам о влиянии одного процесса на другой при дальнейшем анализе. Поэтому для исключения сезонной изменчивости из обоих временных рядов был удален годовой ход. Для этого рассчитывались средние (для всего анализируемого периода 1871–2003 гг.) значения величины x_k ($k = 1, 2$) для каждого месяца, например для января. Полученное среднее значение вычиталось из всех январских значений x_k и т.д. Далее обозначения x_1 и x_2 сохраняются для индексов с удаленным годовым ходом.

Полученные временные ряды представлены на рис. 1, а их локальные и интегральные вейвлет-спектры (см. *Torrence and Compo, 1998*) – на рис. 2. Для муссона наибольшая мощность сосредоточена во внутригодовых вариациях, как видно из локального спектра. Для ЭНЮК выделяются компоненты с периодами около 3 и 5 лет как в интегральном спектре, так и в локальном.

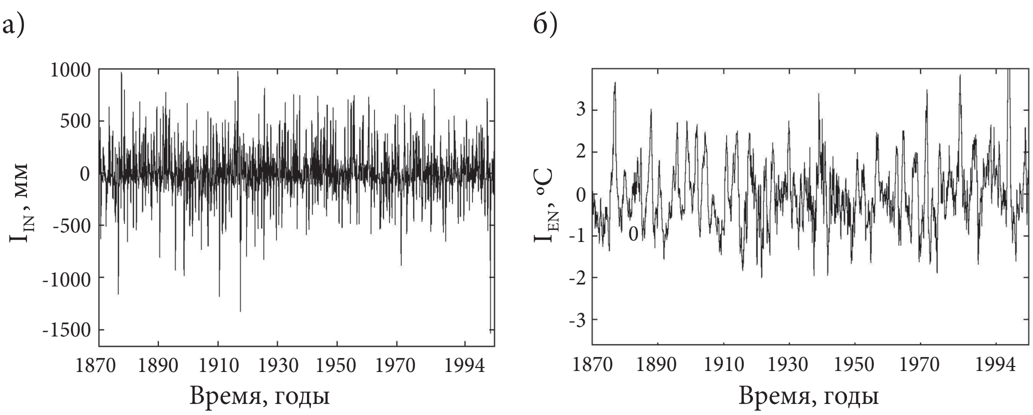


Рис. 1. Изменения со временем индексов, характеризующих Индийский муссон (а) и ЭНЮК (б), после удаления из них сезонного хода.

Оценка взаимной корреляционной функции (ВКФ) для рассматриваемых сигналов имеет максимальное абсолютное значение –0.22 при временном запаздывании ЭНЮК относительно муссона на 3 месяца. Стандартное отклонение оценки ВКФ согласно формуле Бартлетта (*Bartlett, 1978*) равно 0.025. В предположении гауссовского закона распределения оценки ВКФ, что справедливо для имеющихся достаточно длинных рядов, можно найти и 95%-й доверительный интервал: -0.22 ± 0.05. Несмотря на то, что абсолютное значение ВКФ невелико, оно отлично от нуля с очень высокой доверительной вероятностью.

Кросс-вейвлетный анализ (аналогично, напр., *Jevrejeva at al., 2003*) выявляет наиболее сильную когерентность ЭНЮК и муссона на масштабах 2–7 лет (рис. 3). При этом наряду с интервалами с высокой когерентностью отмечаются интервалы ослабления и даже отсутствия значимой взаимосвязи этих процессов. Кроме того, варьируется и степень сфазированности в целом противофазных взаимных изменений со сменой ведущего и ведомого процессов.

Вейвлет-когерентность свидетельствует о наличии взаимосвязи исследуемых процессов (преимущественно в противофазе), но не позволяет диагностировать однонаправленность или двунаправленность связи.

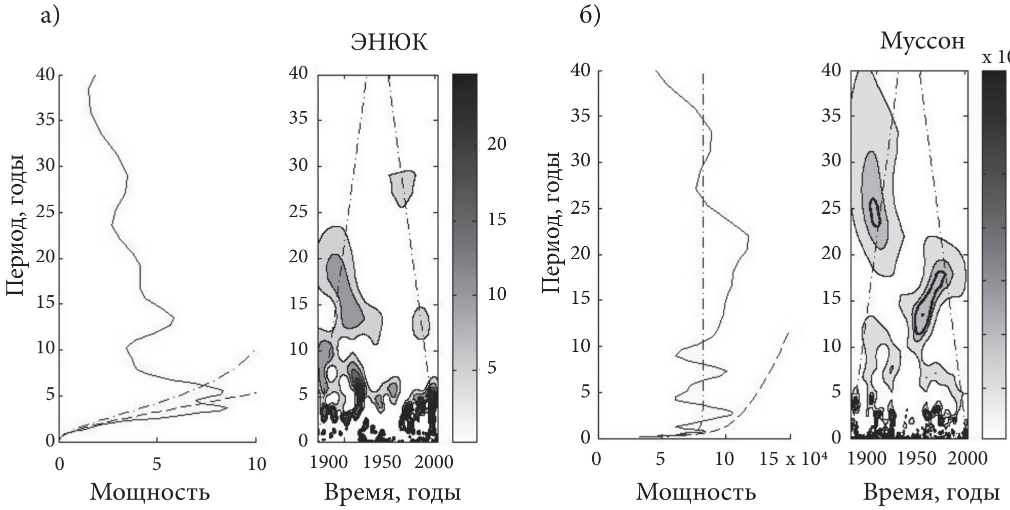


Рис. 2. Интегральные (слева) и локальные (справа) вейвлет-спектры для ЭНЮК (а) и индийского муссона (б). На локальных спектрах штрих-пунктирные линии отделяют области краевых эффектов, а жирные линии ограничивают области, где мощность сигнала больше, чем ожидается для «модели стационарного красного шума» на уровне значимости $p = 0.05$. На интегральных спектрах штриховые линии показывают 95%-й квантиль значений мощности для модели стационарного красного шума, а штрих-пунктирные – ее среднее значение.

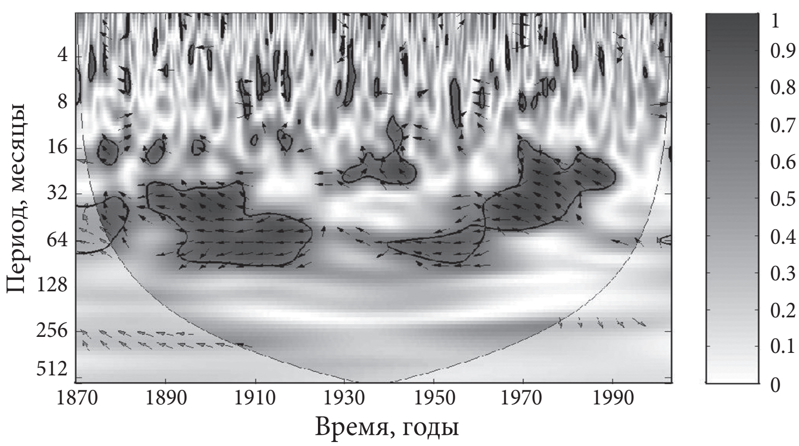


Рис. 3. Вейвлет-когерентность между индийским муссоном и ЭНЮК. Сплошные линии отделяют области краевых эффектов, а жирные линии ограничивают области, где вейвлет-когерентность отлична от нуля на уровне значимости $p = 0.05$.

2. Метод оценки «причинно-следственных» связей по Грейнджеру

Пусть имеются временные ряды от двух процессов $\{x_k(t)\}$, $t = 1, 2, ..., N$, $k = 1, 2$, где x_k – переменные; N – длина рядов. Требуется выяснить, влияет ли процесс x_1 на x_2 (воздействие $1 \to 2$) и обратно (воздействие $2 \to 1$). Если воздействие обнаружено, то нужно получить его количественные характеристики, включая оценки инерционности, нелинейности и пр. Для этого используется понятие «причинности по Грейнджеру», оценки которой основаны на построении эмпирических моделей и расчете ошибок прогноза одного процесса с учетом и без учета другого.

При линейной оценке причинности по Грейнджеру (*Granger, 1969*) для процессов $x_1(t)$ и $x_2(t)$ сначала строятся «индивидуальные» авторегрессионные (АР) модели

$$x_k(t) = A_{k,0} + \sum_{i=1}^{d_k} A_{k,i} x_k(t-i) + \xi_k(t),\ k = 1, 2, \tag{1}$$

где d_k – порядок соответствующей модели; ξ_k – нормальный белый шум.

Введем обозначения: $\mathbf{A}_k$ – вектор коэффициентов $A_{k,i}$; $\Sigma_k^2 = \sum_{t=i_0+1}^{N} \left(x_k(t) - A_{k,0} - \sum_{i=1}^{d_k} A_{k,i} x_k(t-i) \right)^2$ – сумма квадратов остаточных ошибок модели; i_0 – см. ниже. Вектор $\mathbf{A}_k$ оценивается методом наименьших квадратов: $\hat{\mathbf{A}}_k = \arg\min_{\mathbf{A}_k} \Sigma_k^2$. Обозначим $s_k^2 = \min_{\mathbf{A}_k} \Sigma_k^2$, тогда несмещенная оценка дисперсии шума ξ_k есть $\hat{\sigma}_k^2 = \dfrac{s_k^2}{N - i_0 - (d_k + 1)}$, где $d_k + 1$ – число оцениваемых коэффициентов.

Далее строится совместная АР-модель

$$x_k(t) = a_{k,0} + \sum_{i=1}^{d_k} a_{k,i} x_k(t-i) + \sum_{i=1}^{d_{j\to k}} b_{k,i} x_j(t-i) + \eta_k(t),\ j, k = 1, 2,\ j \neq k, \tag{2}$$

где $d_{j\to k}$ – размерность «добавки» в уравнение одного процесса данных от другого, которая может рассматриваться как характеристика инерционности воздействия; η_k – нормальный белый шум. Аналогично

$\Sigma_{k|j}^2 = \sum_{t=i_0+1}^{N} \left(x_k(t) - a_{k,0} + \sum_{i=1}^{d_k} a_{k,i} x_k(t-i) + \sum_{i=1}^{d_{j\to k}} b_{k,i} x_j(t-i) \right)^2$ – сумма квадратов ошибок прогноза процесса x_k при учете x_j, где $i_0 = \max\{d_k, d_{j\to k}\}$. Минимальное значение $\Sigma^2_{k|j}$ обозначим $s^2_{k|j}$, а несмещенную оценку дисперсии остаточных ошибок – $\hat{\sigma}^2_{k|j}$. Улучшение прогноза x_k при учете x_j характеризует воздействие $j \to k$: $PI_{j\to k} = \hat{\sigma}^2_k - \hat{\sigma}^2_{k|j}$. Далее везде приводится нормированная величина улучшения прогноза $PI_{j\to k} \big/ \hat{\sigma}^2_k$.

Чтобы оценить статистическую значимость отличия полученной величины $PI_{j\to k}$ от нуля, используется F-тест (*Seber, 1977*). Обозначим P_k и $P_{k|j}$ – число коэффициентов в индивидуальной и совместной моделях процесса x_k соответственно. Для статистически независимых процессов x_1 и x_2 величина

$$F_{j\to k} = \frac{(N - i_0 - P_{k|j})\,(s^2_k - s^2_{k|j})}{(P_{k|j} - P_k)\, s^2_{k|j}} \tag{3}$$

распределена по F-закону Фишера с числом степеней свободы $(P_{k|j} - P_k,\ N - i_0 - P_{k|j})$. Вывод о наличии влияния $j \to k$ делается на уровне статистической значимости p, т.е. с вероятностью случайной ошибки не более p, если $F_{j\to k}$ превосходит $(1–p)$-квантиль F-распределения.

Если необходим учет нелинейности в моделях, то процедура остается той же, но модели строятся с нелинейными функциями, например индивидуальные модели вида

$$x_k(t) = f_k(x_k(t-1), x_k(t-2), \ldots, x_k(t-d_k), \mathbf{A}_k) + \xi_k(t), \tag{4}$$

и аналогичные совместные модели

$$x_k(t) = f_{k|j}(x_k(t-1), \ldots, x_k(t-d_k), x_j(t-1), \ldots, x_j(t-d_{j\to k}), \mathbf{A}_k) + \eta_k(t), \tag{5}$$

где f_k, $f_{k|j}$ – многочлены порядка L_k. Однако вид нелинейных функций важно подобрать должным образом. При этом регулярной процедуры, обеспечивающей «хороший» выбор, не существует. В ряде работ использовались многочлены (*Ishiguro et al., 2008; Mokhov and Smirnov, 2006*), радиальные базисные функции (*Ancona et al., 2004*), локальные модели (*Feldmann and Bhattacharya, 2004*). Далее используются алгебраические многочлены невысокого порядка.

Для подбора d_k, $d_{j\to k}$ и L_k используются следующие соображения. При фиксированном L_k величину d_k следует выбирать достаточно большой, чтобы остаточные ошибки модели были дельта-коррелированы. Для автоматизации процедуры удобно использовать информационный критерий Шварца (*Schwartz, 1978*): d_k выбирается так, чтобы минимизировать величину

$S_k = \frac{N}{2}\ln\hat{\sigma}_k^2 + \frac{\ln N}{2}P_k$. Далее достаточно проверить адекватность полученной АР-модели. Во-первых, остаточные ошибки должны быть дельта-коррелированными для применимости F-теста. Во-вторых, ее временные реализации должны быть близки к наблюдаемому ряду $x_k(t)$ в статистическом смысле: графики схожи визуально, диапазон вероятных значений модельных переменных содержит весь наблюдаемый ряд, и т.п. Если это выполняется, то индивидуальная модель удовлетворительна, иначе следует увеличивать значение d_k. Для подбора $d_{j\to k}$ при найденном d_k также можно использовать критерий Шварца, т.е. минимизировать $S_{j\to k} = \frac{N}{2}\ln\hat{\sigma}_{k|j}^2 + \frac{\ln N}{2}P_{k|j}$. Для целей выявления связи более подходит выбор такого значения $d_{j\to k}$, которое доставляет максимум $PI_{j\to k}$ или дает величину $PI_{j\to k}$, большую нуля на минимальном уровне значимости p. Последние два критерия на практике чаще всего дают одинаковые результаты. Затем проверяется адекватность построенной совместной АР-модели, как указано выше, и в случае необходимости меняется пробное значение $d_{j\to k}$. Выбор L_k проводится по критерию Шварца или по наиболее значимой величине $PI_{j\to k}$. Пробные значения d_k, $d_{j\to k}$, L_k должны меняться в таком диапазоне, чтобы число коэффициентов любой используемой АР-модели было значительно меньше N. По грубой оценке оно не должно превышать $\sqrt{N}$, т.е. примерно 40 в нашем случае.

3. Результаты оценки причинности по Грейнджеру

Оценки рассчитывались сначала для всего интервала 1871–2003 гг. Затем проводился анализ со скользящим окном шириной от 10 до 100 лет.

3.1. Индивидуальные модели

При построении линейных моделей число коэффициентов равно $P_k = d_k + 1$, так что d_k может увеличиваться до 39 при построении модели по данным за весь период 1871–2003 гг. Для квадратичных моделей $P_k = \frac{(d_k+1)(d_k+2)}{2}$, так что даже d_k не может быть более 7. При $L_k = 3$, должно быть $d_k \le 4$; при $L_k = 4$, $d_k \le 3$ и т.д.

Для муссона модель оптимальна при $d_1 = 1$ для любого L_1 (рис. 4а). При этом критерий Шварца имеет меньшее значение для линейной модели. Таким образом, оптимальна линейная модель с $d_1 = 1$. Она дает ошибку прогноза с дисперсией $\hat{\sigma}_1^2 / \mathrm{var}[x_1] = 0.98$, где $\mathrm{var}[x_1]$ означает эмпирическую дисперсию x_1, т.е. модель объясняет лишь 2% дисперсии x_1.

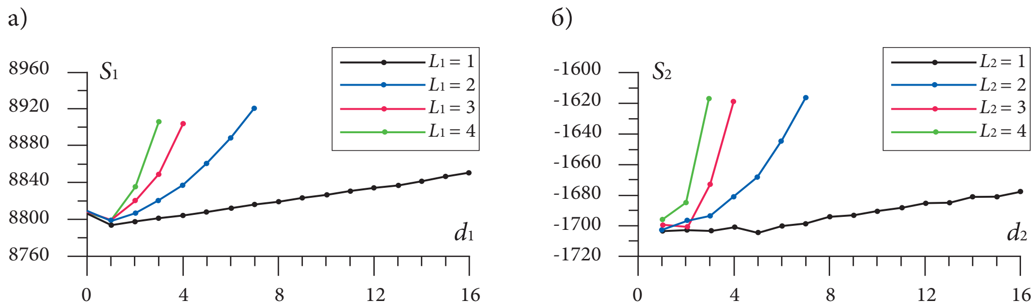


Рис. 4. Критерий Шварца для индивидуальных АР-моделей: а) муссон; б) ЭНЮК.

Для ЭНЮК два значения размерности линейной модели $d_2 = 1$ и $d_2 = 5$ дают практически одинаковое значение критерия Шварца (рис. 4б). Что касается оценки автокорреляционной функции остаточных ошибок, то при $d_2 = 1$ она значимо отличается от дельта-функции, а при $d_2 = 5$ – не значимо (графики не показаны). При $L_2 > 1$ оптимален вариант с $d_2 = 1$, однако, чтобы обеспечить некоррелированность остатков, требуется увеличивать d_2 до 5. Критерий Шварца для линейных моделей меньше, чем для нелинейных. На основании этих результатов, следует признать оптимальной линейную модель с $d_2 = 5$. Нормированная дисперсия ее ошибки прогноза равна $\hat{\sigma}_2^2 / \mathrm{var}[x_2] = 0.18$.

Анализ остаточных ошибок прогноза оптимальных моделей обоих процессов свидетельствует об их дельта-коррелированности. Кроме того, ошибки распределены примерно по нормальному закону (графики не показаны). Так что *F*-тест применим при оценке причинности по Грейнджеру.

3.2. Воздействие ЭНЮК на муссон

При построении моделей для муссона с учетом ЭНЮК при различных L_1 всегда используется $d_1 = 1$ с учетом результатов, представленных на рис. 4а. При $L_1 = 1$ и $L_1 = 3$ оптимальна величина $d_{2\to1} = 1$ согласно критерию Шварца (рис. 5а). Из них линейная модель дает меньшее значение критерия Шварца. Однако модель с $L_1 = 3$ дает большее и наиболее значимое улучшение прогноза, и эту более сложную модель следует признать оптимальной для анализа связей. При этом улучшение прогноза составляет $PI_{2\to1} / \hat{\sigma}_1^2 = 0.028$, т.е. примерно 3% от дисперсии всех факторов, не объясненных индивидуальной моделью. Это влияние значимо.

Выбор $d_{2\to1} = 1$ соответствует «безынерционному» воздействию. Хотя линейные и нелинейные модели дают близкие результаты, все же большая статистическая значимость вывода о наличии воздействия при $L_1 = 3$ позволяет заключить, что имеются признаки нелинейного воздействия ЭНЮК на муссон. Модель с $L_1 = 3$ имеет вид:

$$x_1(t) = a_{1,1}x_1(t-1) + b_{1,1}x_2(t-1) + c_{1,1}x_1^2(t-1)x_2(t-1) + c_{1,2}x_2^3(t-1) + \eta_1(t), \quad (6)$$

где $\sigma^2_{\eta_1} = 5.86 \cdot 10^4$ мм², оценки коэффициентов и их стандартных отклонений (*Seber, 1977*) $a_{1,1} = 0.082 \pm 0.037$, $b_{1,1} = -46.7 \pm 11,2$ мм К⁻¹, $c_{1,1} = \left(-3.5 \pm 0.76\right) \cdot 10^{-4}$ мм К⁻², $c_{1,2} = 15.3 \pm 3.8$ мм К⁻³. Показаны только те слагаемые в модели, для которых оценки коэффициентов значимо отличны от нуля хотя бы на уровне 0.05, т.е. более чем на удвоенную оценку стандартного отклонения. Линейный коэффициент связи $b_{1,1}$ отрицателен, т.е. соответствует отрицательной корреляции сигналов.

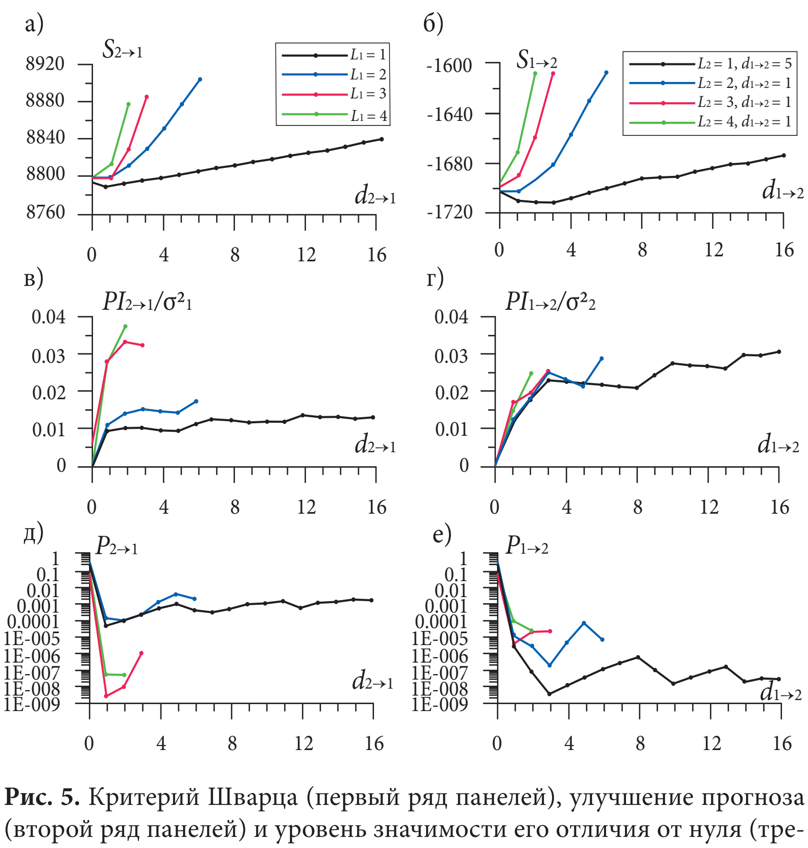


Рис. 5. Критерий Шварца (первый ряд панелей), улучшение прогноза (второй ряд панелей) и уровень значимости его отличия от нуля (третий ряд панелей) для муссона (левая колонка панелей) и для ЭНЮК (правая колонка панелей).

3.3. Воздействие муссона на ЭНЮК

Совместная модель для ЭНЮК оптимальна при $L_2 = 1$ и $d_{1\to 2} = 3$ (рис. 5б). Она соответствует и наиболее значимому улучшению прогноза, которое равно $PI_{1\to 2} \big/ \hat{\sigma}_2^2 = 0.024$ и больше нуля на уровне значимости $p < 5 \cdot 10^{-9}$. Эта модель имеет вид:

$$x_2(t) = a_{2,1}x_2(t-1) + a_{2,5}x_2(t-5) + b_{2,1}x_1(t-1) + b_{2,2}x_1(t-2) + b_{2,3}x_1(t-3) + \eta_2(t), \quad (7)$$

где

$$\sigma_{\eta_2}^2 = 0.11\,\mathrm{K}^2,$$

$$a_{2,1} = 0.92 \pm 0.02,$$

$$a_{2,5} = -0.084 \pm 0.025,$$

$$b_{2,1} = (-1.48 \pm 0.34) \cdot 10^{-4}\ \text{мм}^{-1}\text{К},$$

$$b_{2,2} = (-1.00 \pm 0.35) \cdot 10^{-4}\ \text{мм}^{-1}\text{К},$$

$$b_{2,3} = (-1.08 \pm 0.35) \cdot 10^{-4}\ \text{мм}^{-1}\text{К}.$$

Воздействие инерционно: $d_{1\to 2} = 3$, т.е. поведение индекса ЭНЮК зависит от значений индекса муссона для трех предыдущих месяцев. Коэффициенты связи $b_{2,1}$, $b_{2,2}$, $b_{2,3}$ отрицательны, что соответствует антикорреляции переменных $x_1(t)$ и $x_2(t)$. Все три коэффициента связи имеют близкие значения, т.е. общий вклад индекса муссона в уравнение для ЭНЮК $b_{2,1}x_1(t-1) + b_{2,2}x_1(t-2) + b_{2,3}x_1(t-3)$ – это величина, приблизительно пропорциональная его среднему за три месяца значению. Признаков нелинейности этого воздействия не выявлено.

На правых панелях рис. 5 можно заметить, что имеет место дополнительное улучшение прогноза при $d_{1\to 2} = 10$ со вкладом в улучшение значений индекса муссона $x_1(t-9)$ и $x_1(t-10)$. При этом коэффициенты $b_{2,9}$ и $b_{2,10}$ положительны. Однако они значимо отличны от нуля только на поточечном уровне $p = 0.02$. Поскольку это лишь два из семи дополнительно введенных коэффициентов связи, общий уровень значимости вывода об их отличии от нуля может быть оценен как $0.02 \cdot 7 = 0.14$, т.е. вывод не очень надежен. Так что можно говорить лишь о том, что выявлены слабые признаки дополнительного запаздывающего влияния муссона на ЭНЮК.

3.4. Проверка итоговой совместной модели

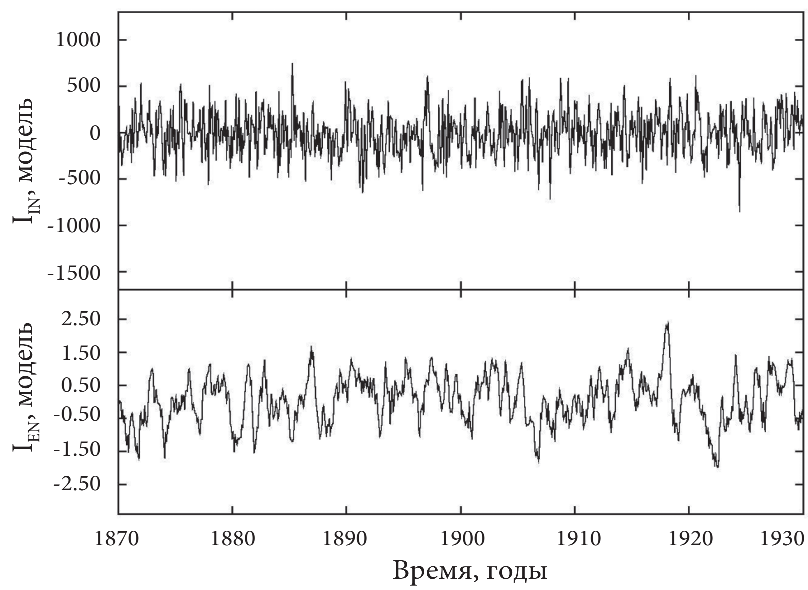
Временные реализации оптимальной модели ($L_1 = 3$, $d_1 = 1$, $d_{2\to1} = 1$, $L_2 = 1$, $d_2 = 5$, $d_{1\to2} = 3$) визуально схожи с исходными рядами (см. рис. 6а). Для количественной проверки генерировался ансамбль реализаций модели при одинаковых начальных условиях и определялся 95%-й диапазон модельных значений. При этом 95% наблюдаемых значений индексов муссона и ЭНЮК находятся в пределах этого диапазона (рис. 6б), что подтверждает адекватность модели. Кросс-корреляция между остаточными ошибками прогноза для муссона и ЭНЮК отсутствует, так что связь реализуется не за счет общего внешнего воздействия.

3.5. Анализ связей в скользящем окне

Расчет характеристик связи проводился в скользящем временном окне, т.е. в интервалах $[T-W, T]$, где W – ширина окна, T – координата конца окна. При фиксированном значении W (варьировавшемся в диапазоне от 10 до 100 лет с шагом 10 лет) проводились расчеты для T от 1870 до 2003 г. При анализе нескольких временных окон более сложно (с поправкой на множественный характер теста) оценивается уровень значимости вывода о наличии связи. А именно, согласно описанной выше процедуре, для каждого временного окна отдельно получаются оценки улучшений прогноза и уровня значимости вывода о наличии связи. Это так называемый поточечный уровень значимости, т.е. вероятность случайной ошибки для отдельного окна. Вероятность же ошибочно сделать вывод о наличии связи, значимый на поточечном уровне p хотя бы для одного из M неперекрывающихся окон, равна $p \cdot M$ по правилу сложения вероятностей объединения независимых событий (при малой величине $p \cdot M$). Таким образом, для итогового вывода о наличии связи в одном из проанализированных окон на уровне значимости p, нужно, чтобы поточечный уровень для этого окна составлял p/M, где $1/M$ называют поправкой Бонферрони. На рис. 7 и 8 штриховые линии показывают уровень $p = 0.05/(N/W)$, где N/W – число неперекрывающихся окон: если поточечный уровень значимости для некоторого окна меньше этой величины, то вывод о наличии связи для этого окна делается на уровне значимости меньше 0.05.

Оценки влияния ЭНЮК на муссон для оптимальной нелинейной модели с $d_1 = d_{2\to1} = 1$, $L_1 = 3$ представлены на рис. 7 для значений ширины окна 30 и 100 лет. Окно шириной 100 лет дает высоко значимые результаты для любого T. Долгосрочная тенденция состоит в слабом росте влияния ЭНЮК на муссон в начале исследуемого периода, достижении максимума и последующем снижении.

а)



б)

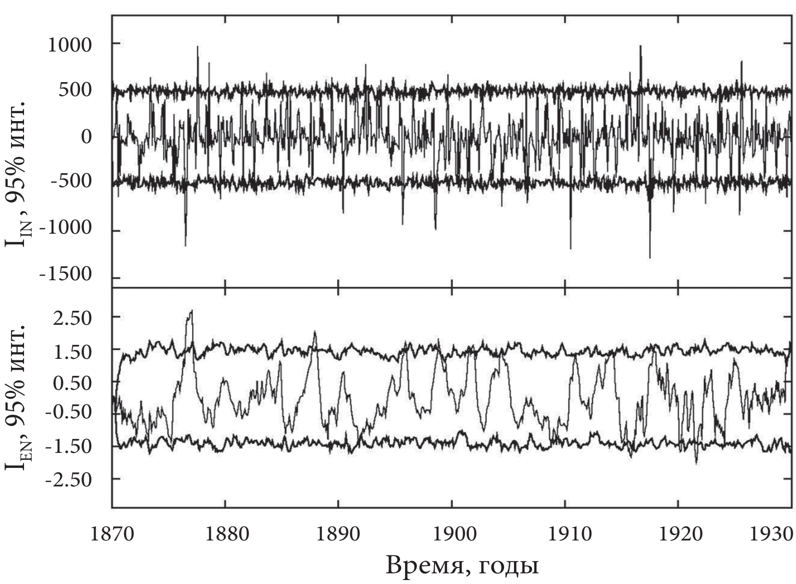


Рис. 6. Поведение оптимальной АР-модели: а) отдельные временные реализации для характеристик муссона (верхние панели рисунков а и б) и для ЭНЮК (нижние панели рисунков а и б), б) 95%-й диапазон значений модельных реализаций и наблюдаемые исходные ряды.

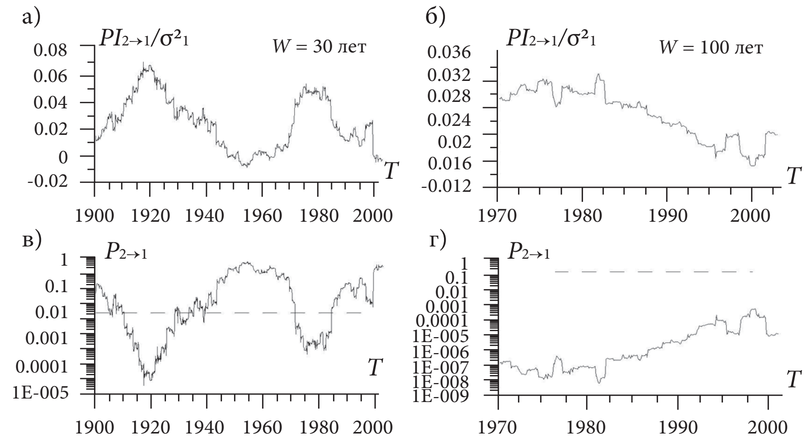


Рис. 7. Оценки влияния ЭНЮК на муссон в скользящем окне [T–W, T] в зависимости от координаты конца окна T. Первый ряд панелей – улучшение прогноза, второй ряд – уровень значимости. Левая колонка – для окна шириной 30 лет, правая колонка – для окна шириной 100 лет. Штриховыми линиями показаны скорректированные с учетом поправки Бонферрони поточечные уровни значимости, соответствующие общему уровню p = 0.05 (см. текст).

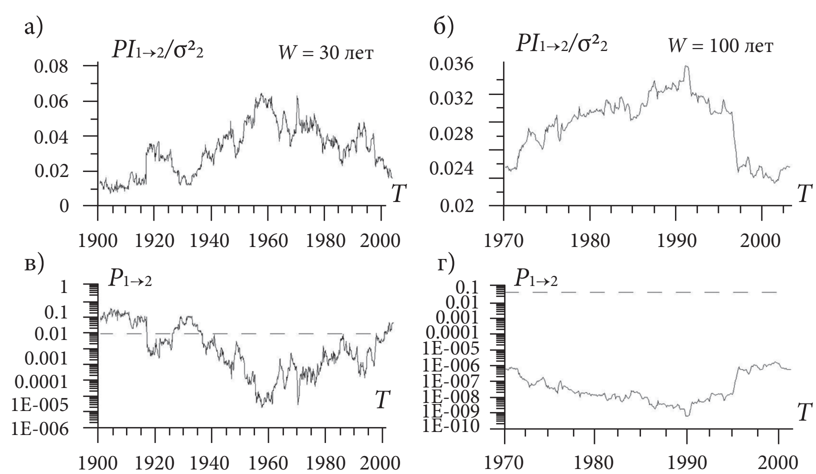


Рис. 8. Оценки влияния муссона на ЭНЮК в скользящем окне [T–W, T] в зависимости от координаты конца окна T. Первый ряд панелей – улучшение прогноза, второй ряд – уровень значимости. Левая колонка – для окна шириной 30 лет, правая колонка – для окна шириной 100 лет. Штриховыми линиями показаны скорректированные с учетом поправки Бонферрони поточечные уровни значимости, соответствующие общему уровню p = 0.05 (см. текст).

Период уменьшения влияния более продолжителен, чем период роста. При уменьшении ширины окна снижается значимость результатов, но повышается разрешение по времени. Так, окно шириной 30 лет показывает наличие связи при $1910 \le T \le 1930$ и $1975 \le T \le 1985$, т.е. в периоды 1880–1930 гг. и 1945–1985 гг. При меньшей ширине окна нелинейная модель становится слишком громоздкой и дает менее значимые результаты. В общем можно заключить, что влияние ЭНЮК на муссон слабо до 1880 г., в период 1930–1945 гг. и после 1985 г.

Значимое влияние муссона на ЭНЮК (рис. 8) для окна шириной 100 лет имеет место при любом T. Долгосрочная тенденция та же, что для влияния ЭНЮК на муссон, но спад влияния муссона на ЭНЮК начался несколько позже (максимум зависимости ближе к 2003 г.). Значимое влияние муссона на ЭНЮК для окна шириной 30 лет наблюдается при $1917 \le T \le 1927$ и особенно $1935 \le T \le 2000$, т.е. практически на всем ряде. Меньшая длина окна приводит к тому, что значимое влияние обнаруживается только в интервале 1930–1960 гг. (длина окна 20 лет) или совсем не выявляется (ширина окна 10 лет). В общем можно заключить, что влияние муссона на ЭНЮК видно более стабильно, чем ЭНЮК на муссон. Оно не видно лишь до 1890 года, а наиболее существенно в период 1930–1950 гг. При этом интервалы наиболее сильного влияния ЭНЮК на муссон и муссона на ЭНЮК не совпадают по времени, а следуют друг за другом.

Обнаруженная связь между процессами в целом примерно симметрична: нормированное улучшение прогноза в обе стороны составляет 2–3% при анализе для всего периода 1871–2003 гг. и достигает максимум 7% при использовании окна шириной 30 лет.

В (*Maraun and Kurths, 2005*) были найдены интервалы синхронизации 1:1 (разность фаз двух сигналов $\phi_1 - \phi_2$ примерно постоянна) между исследуемыми процессами: период 1886–1908 гг. соответствует сильному влиянию ЭНЮК на муссон по нашим результатам, 1964–1980 гг. – аналогично. Синхронизация 1:2 (разность фаз $\phi_1 - 2\phi_2$ примерно постоянна) наблюдалась для 1908–1921 гг. (преимущественное влияние муссона на ЭНЮК), 1935–1943 гг. (наиболее сильное влияние муссона на ЭНЮК и не выявлено влияния ЭНЮК на муссон), 1981–1991 гг. (преимущественное влияние муссона на ЭНЮК). Таким образом, можно заметить, что синхронизация 1:1 совпадает с интервалами более сильного влияния ЭНЮК на муссон, тогда как синхронизация 1:2 соответствует преимущественному влиянию муссона на ЭНЮК.

Заключение

На основе анализа причинности по Грейнджеру получены новые более детальные характеристики взаимодействия исследуемых климатических процессов по сравнению с известными результатами об их антикоррелированности (*Bliss and Walker, 1932*) и наличии интервалов фазовой синхронности (*Maraun and Kurths, 2005*). С высокой достоверностью выявлена *двунаправленная* связь между ЭНЮК и индийским муссоном. Влияние ЭНЮК на муссон безынерционно и нелинейно. Воздействие муссона на ЭНЮК характеризуется как линейное со временем инерционности три месяца. Связь почти симметричная: улучшение прогноза составляет 2–3% для обоих направлений.

Анализ в скользящем окне выявил переменный характер связи процессов. Влияние муссона на ЭНЮК растет с конца XIX века примерно до периода 1930–1950 гг., когда оно максимально. Оно слабеет в последнее десятилетие XX века. Обратное влияние максимально около 1890–1920 гг., несколько заметно в 1950–1980 гг., не наблюдается между этими интервалами и после 1980 г.

Работа выполнена в рамках проектов РФФИ (гранты 07-05-00381, 08-05-00532), Министерства образования и науки РФ и программ РАН.

Литература

Ancona N., Marinazzo D., and Stramaglia S. Radial basis function approach to nonlinear Granger causality of time series // Phys. Rev. E. 2004. V. 70. P. 056221.

Bartlett M.S. Stochastic Processes. Cambridge: Cambridge University Press, 1978.

Climate Change. The Physical Science Basis / Solomon S., Qin D., Manning M., Marquis M., Averyt K., Tignor MMB., LeRoy Miller H., Chen Z. (eds). Cambridge/New York: Cambridge University Press, 2007. 996 p.

Feldmann U., and Bhattacharya J. Predictability improvement as an asymmetrical measure of interdependence in bivariate time series // Int. J. Bifurc. Chaos. 2004. V. 14. P. 505–514.

Granger, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods // Econometric. 1969. V. 37. P. 424–438.

Ishiguro K., Otsu N., Lungarella M., and Kuniyoshi Y. Detecting direction of causal interactions between dynamically coupled signals // Phys. Rev. E. 2008. V. **77**. P. 026216.

Jevrejeva S., Moore J.C, and Grinsted A. Influence of the Arctic Oscillation and El Nino-Southern Oscillation (ENSO) on ice conditions in the Baltic Sea: The wavelet approach // J. Geophys. Res. 2003. V. 108(D21). P. 4677. doi:10.1029/2003jd003417.

Kripalani R.H., and Kulkarni A. Rainfall variability over Southeast Asia: Connections with Indian monsoon and ENSO extremes: New perspectives // Int. J. Climatol. 1997. V. 17. P. 1155–1168.

Kripalani R.H., and Kulkarni A. Monsoon rainfall variations and teleconnections over South and East Asia // Int. J. Climatol. 2001. V. 21. P. 603–616.

Krishnamurthy V., and Goswami B.N. Indian monsoon-ENSO relationship on interdecadal timescale // J. Clim. 2000. V. 13. P. 579–595.

Kumar K.K., Rajagopalan B., and Cane A.M. On the weakening relationship between the Indian monsoon and ENSO // Science. 1999. V. 284. P. 2156–2159.

Maraun D., and Kurths J. Epochs of phase coherence between El Nino/Southern Oscillation and Indian monsoon // Geophys. Res. Lett. 2005. V. 32. P. L15709. doi:10.1029/2005GL023225.

Mokhov I.I., and Smirnov D.A. El Nino-Southern Oscillation drives North Atlantic Oscillation as revealed with nonlinear technique from climatic indices // Geophys. Res. Lett. 2006a. V. 33. P. L03708. doi:10.1029/2005GL024557.

Mokhov I.I., and Smirnov D.A. Study of the Mutual Influence of the El Niño–Southern Oscillation Processes and the North Atlantic and Arctic Oscillations // Izvestiya, Atmospheric and Oceanic Physics. 2006b. V. 42. P. 598–614.

Mokhov I.I., and Smirnov D.A. Diagnostics of a Cause–Effect Relation between Solar Activityand the Earth's Global Surface Temperature // Izvestiya, Atmospheric and Oceanic Physics. 2008. V. 44. P. 263–272.

Mooley D.A., and Parthasarathy B. Fluctuations in all-India summer monsoon rainfall during 1871–1978 // Clim. Change. 1984. V. 6. 287–301.

Mosedale T.J. et al. Granger causality of coupled climate processes: Ocean feedback on the North Atlantic Oscillation // J. Climate. 2006. V. 19.–P. 1182-1194.

Pikovsky A., Rosenblum M., and Kurths J. Synchronization. A Universal Concept in Nonlinear Sciences. Cambridge: Cambridge Univ. Press , 2001.

Rayner N.A, Parker D.E. , Horton E.B., Folland C.K., Alexander L.V., Rowel D.P., Kent E.C., and Kaplan A. Global analyses of sea surface temperature, sea ice, and night marine air temperature since the late nineteenth century // J. Geophys. Res. 2003. 108(D14). doi:10.1029/2002JD002670.

Reynolds R.W., and Smith T.M. Improved global sea surface temperature analyses // J. Climate. 1994. V. 7. P. 929–948.

Sarkar S., Singh R.P., and Kafatos M. Further evidences for the weakening relationship of Indian rainfall and ENSO over India // Geophys. Res. Lett. 2004. V. 31 P. L13209. doi:10.1029/2004GL020259.

Schwartz G. Estimating the order of a model // Ann. Stat. 1978. V. 6. P. 461–464.

Seber G.A.F. Linear regression analysis. New York: Wiley, 1977.

Torrence C., Compo G.P. A practical guide to wavelet analysis // Bull. Am. Meteorol. Soc. 1998. V. 79. P. 61–78.

Bliss E.W. and Walker G.T. World weather V // Mem. R. Meteorol. Soc. 1932. V. 4. P. 53–84.

Wang W., Anderson B.T., Kaufmann R.K., and Myneni R.B. The relation between the North Atlantic Oscillation and SSTs in North Atlantic basin // J. Climate. 2004. V. 17. P. 4752–4759.

Yim S.-Y., Jhun J.-G., and Yeh S.-W. Decadal change in the relationship between east Asian-western North Pacific summer monsoons and ENSO in the mid-1990s // Geophys. Res. Lett. 2008. V. 35. P. L20711. doi:10.1029/2008GL035751.

Zhou T., Zhang L., and Li H. Changes in global land monsoon area and total rainfall accumulation over the last half century // Geophys. Res. Lett. 2008. V. 35. P. L16707. doi:10.1029/2008GL034881.

Zubair L., and Ropelewski C.F. The strengthening relationship between ENSO and Northeast Monsoon rainfall over Sri Lanka and Southern India // J. Climate. 2006. V. 19. P. 1567–1575.

ESTIMATING MUTUAL INFLUENCE OF EL-NINO / SOUTHERN OSCILLATION AND INDIAN MONSOON

I.I. Mokhov, D.A. Smirnov, P.I. Nakonechny, S.S. Kozlenko, and J. Kurths

Interdependence between El-Nino/Southern Oscillation and Indian monsoon is analyzed with the use of Granger causality estimation from data for the period 1871–2003. We reveal bidirectional character of coupling that extends previous knowledge about the presence of negative correlation and intervals of phase synchrony between the processes. Moreover, we assess the coupling "sluggishness" and nonlinearity. Analysis in moving windows with the length ranging from 10 to 100 years shows that interaction between the processes is characterized by an alternation of different regimes including intervals of almost unidirectional coupling.