

УДК 551.46:551.5

ВЗАИМОСВЯЗЬ ЯВЛЕНИЙ ЭЛЬ-НИНЬО/ЮЖНОЕ КОЛЕБАНИЕ И ИНДИЙСКОГО МУССОНА

© 2012 г. И. И. Мохов*, Д. А. Смирнов**, П. И. Наконечный**, С. С. Козленко*, Ю. Куртс***

*Институт физики атмосферы им. А.М. Обухова РАН

119017 Москва, Пыжевский пер., 3

E-mail: mokhov@ifaran.ru

**Саратовский филиал Института радиотехники и электроники им. В.А. Котельникова РАН

410019 Саратов, ул. Зеленая, 38,

E-mail: smirnovda@yandex.ru

***Институт климатических исследований

601203, D 14412 Потсдам, Германия,

E-mail: kurths@pik-potsdam.de

Поступила в редакцию 30.05.2011 г.

Проведен анализ взаимосвязи явлений Эль-Ниньо/Южное колебание (ЭНЮК) и Индийского муссона с использованием кросс-вейвлетного анализа и оценки причинности по Грейнджеру по эмпирическим данным за период 1871–2003 гг. Наряду с известной отрицательной корреляцией анализируемых процессов выявлена их двунаправленная связь и оценены характеристики ее инерционности и нелинейности. Результаты анализа вариаций характеристик связи с использованием скользящего окна шириной от 10 до 100 лет свидетельствуют о чередовании различных режимов взаимодействия процессов, включая и интервалы почти однонаправленной связи.

Ключевые слова: Эль-Ниньо, Южное колебание, Индийский муссон, климатические процессы, причинно-следственные связи, изменения климата.

ВВЕДЕНИЕ

С явлениями Эль-Ниньо/Южное колебание (ЭНЮК) и Индийским муссоном связаны важнейшие региональные процессы, имеющие глобальное значение [1]. 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 [2]. Исследование взаимосвязи ЭНЮК и активности Индийского муссона представляет не только региональный, но и глобальный интерес. Взаимосвязь этих процессов установлена различными методами с высокой надежностью [3–11].

Повышение 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., например, [1]). 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 кросс-вейвлетного анализа и анализа причинности по Грейнджеру, как линейного [13], так и нелинейного [14–16], что все чаще используется в науках о Земле (см., например, [17–23]).

ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ДАННЫЕ

При анализе использовались среднемесячные данные для индексов ЭНЮК и Индийского муссона для периода 1871–2003 гг. В качестве индекса ЭНЮК использовалась температура поверхности океана (ТПО) в области Nino-3 (5° S–5° N, 150° W–90° W) в Тихом океане по данным GISST2.3 за период 1871–1996 гг. [24] (<http://paos.colorado.edu/research/wavelets/nino3data.asc>), дополненным данными [25] за период 1997–2003 гг. (<http://www.cpc.noaa.gov/data/indices/ssstoi.indices>), анало-

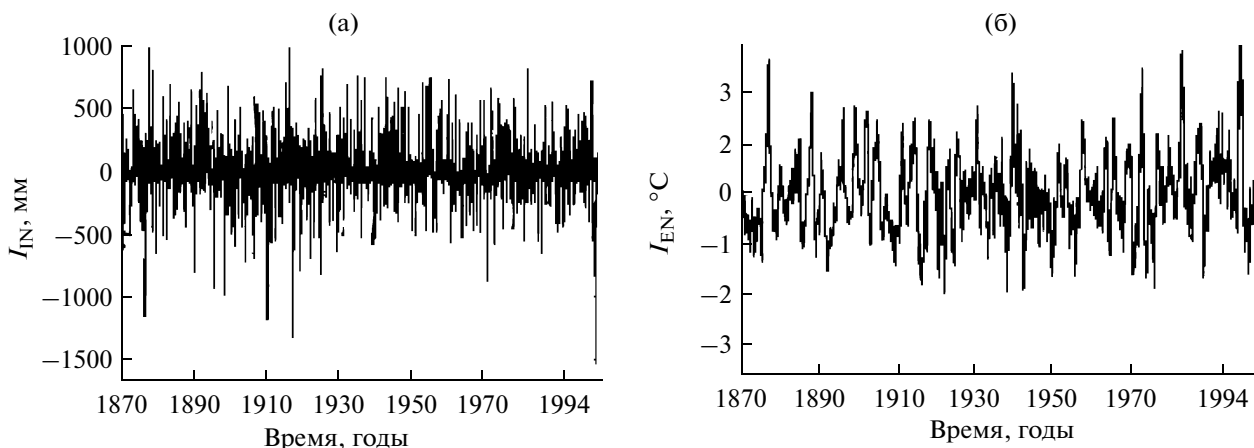


Рис. 1. Характеристики с удаленным годовым ходом: а – для Индийского муссона, б – для ЭНЮК.

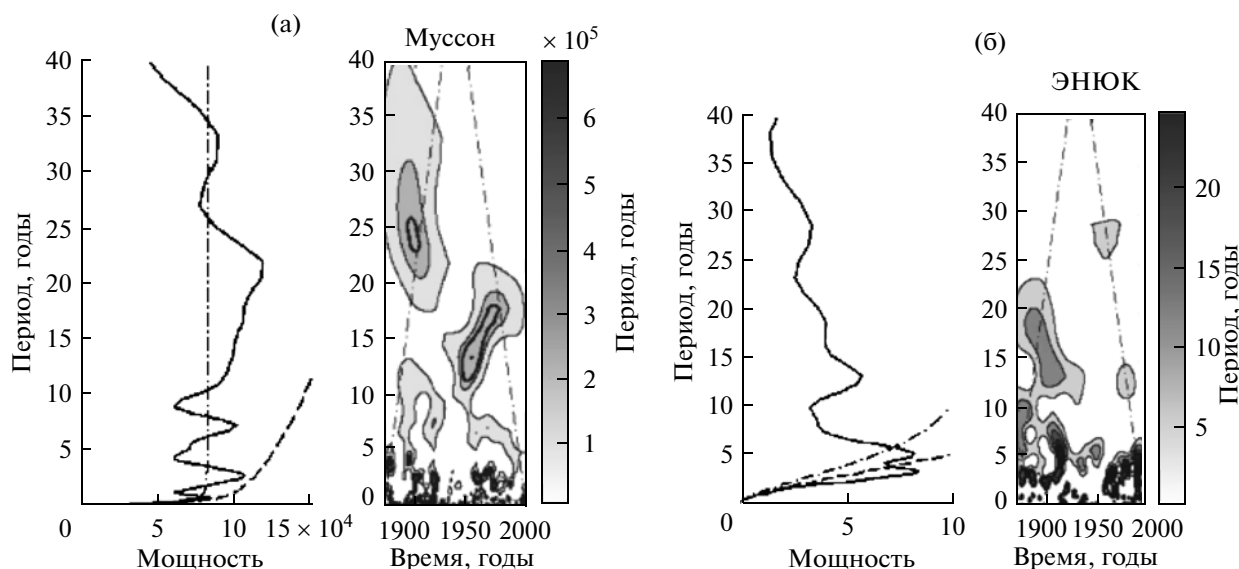


Рис. 2. Локальные (справа) и интегральные (слева) вейвлеты-спектры: а – для Индийского муссона, б – для ЭНЮК. На локальных спектрах штрихпунктирные линии отделяют области краевых эффектов, а жирные линии ограничивают области, где мощность сигнала больше, чем ожидается для “модели стационарного красного шума” на уровне значимости $p = 0.05$. На интегральных спектрах штриховые линии показывают 95%-ный квантиль значений мощности для модели стационарного красного шума, а штрихпунктирные – ее среднее значение.

гично подходу, представленному на сайте <http://atoc.colorado.edu/research/wavelets/wavelet1.html>. Индийский муссон характеризовался вариациями среднемесячного количества осадков над Индией [26]. Индекс, характеризующий муссон, обозначен $x_1(t)$, а ЭНЮК – $x_2(t)$.

В обоих процессах сезонные вариации 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 сред-

ние (для всего анализируемого периода 1871–2003 гг.) значения величины x_k 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.

Анализируемые временные ряды представлены на рис. 1.

ВЕЙВЛЕТНЫЙ И КРОСС-ВЕЙВЛЕТНЫЙ АНАЛИЗ

На рис. 2 представлены локальные и интегральные вейвлет-спектры анализируемых вре-

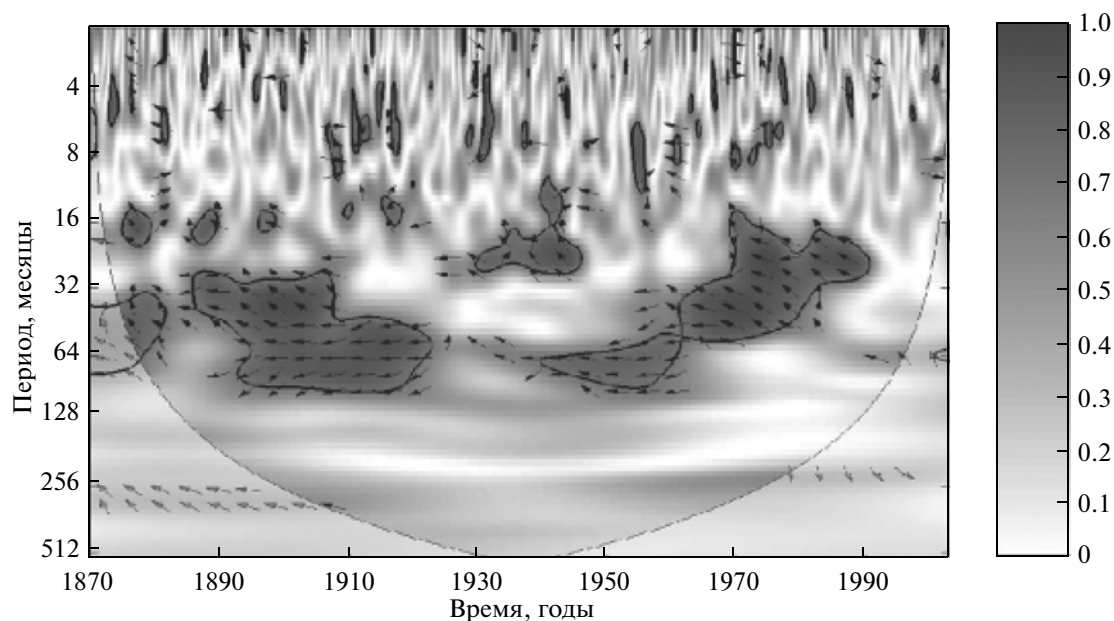


Рис. 3. Вейвлет-когерентность между Индийским муссоном и ЭНЮК. Сплошные линии отделяют области краевых эффектов, а жирные линии ограничивают области, где вейвлет-когерентность отлична от нуля уровне значимости $p = 0.05$.

менных рядов [27]. 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.

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 [28] равно 0.025 . В предположении гауссовского закона распределения оценки ВКФ, что справедливо для имеющих достаточно длинных рядов, можно найти и 95%-ный доверительный интервал: -0.22 ± 0.05 . Хотя абсолютное значение ВКФ невелико, оно отлично от нуля с очень высокой доверительной вероятностью.

Кросс-вейвлетный анализ (аналогично, например, [12]) выявляет наиболее сильную когерентность индексов ЭНЮК и индийского 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 смежной ведущего и ведомого процессов.

ОЦЕНКА ПРИЧИННО-СЛЕДСТВЕННЫХ СВЯЗЕЙ ПО ГРЕЙНДЖЕРУ

Пусть имеются временные ряды от двух процессов $\{x_k(t)\}$, $t = 1, 2, \dots, N$, $k = 1, 2$, где x_k – переменные, N – длина рядов. Требуется выяснить, влияет ли процесс x_1 на x_2 (воздействие $1 \rightarrow 2$) и наоборот (воздействие $2 \rightarrow 1$). 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 [13] для процессов $x_1(t)$ и $x_2(t)$ сначала строятся “индивидуальные” авторегрессионные (АР) модели

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

где d_k – порядок соответствующей модели, ξ_k – нормальный белый шум. Обозначим \mathbf{A}_k – вектор коэффициентов $A_{k,i}$, $\Sigma_k^2 = \sum_{t=i_0+1}^N (x_k(t) - A_{k,0} - \sum_{i=1}^{d_k} A_{k,i} x_k(t-i))^2$ – 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

$\hat{\sigma}_k^2 = \frac{S_k^2}{N - i_0 - (d_k + 1)}$, где $d_k + 1$ – число оцениваемых коэффициентов.

Далее строится совместная АР-модель

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

где $d_{j \rightarrow k}$ – размерность “добавки” в уравнение одного процесса данных от другого, которая может рассматриваться как характеристика инерционности воздействия, η_k – нормальный белый шум.

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

Для оценки статистической значимости отличия полученной величины $PI_{j \rightarrow k}$ от нуля используется F -тест [29]. 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

$$F_{j \rightarrow k} = \frac{(N - i_0 - P_{k|j})(s_k^2 - s_{k|j}^2)}{(P_{k|j} - P_k)s_{k|j}^2}, \quad (3)$$

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

При учете нелинейности в моделях процедура остается той же, но модели строятся с нелинейными функциями, например, индивидуальные модели вида

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

и аналогичные совместные модели

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

где $f_k, f_{k|j}$ – многочлены порядка L_k . Однако вид нелинейных функций важно подобрать должным образом. При этом регулярной процедуры, обес-

печивающей “хороший” выбор, не существует. В ряде работ использовались многочлены [16, 18], радиальные базисные функции [14], локальные модели [15]. Далее используются алгебраические многочлены невысокого порядка.

Для подбора $d_k, d_{j \rightarrow k}$ и L_k используется определенный алгоритм. 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 [30]: 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 $d_{j \rightarrow k}$ при найденном d_k также можно использовать критерий Шварца, т.е. минимизировать $S_{j \rightarrow k} = \frac{N}{2} \ln \hat{\sigma}_{k|j}^2 + \frac{\ln N}{2} P_{k|j}$. Для целей выявления связи более подходит выбор такого значения $d_{j \rightarrow k}$, которое доставляет максимум $PI_{j \rightarrow k}$ или дает величину $PI_{j \rightarrow k}$ 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 $d_{j \rightarrow k}$. Выбор L_k проводится по критерию Шварца или по наиболее значимой величине $PI_{j \rightarrow k}$. Пробные значения $d_k, d_{j \rightarrow k}, L_k$ 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 анализировавшемся случае.

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

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 квадра-

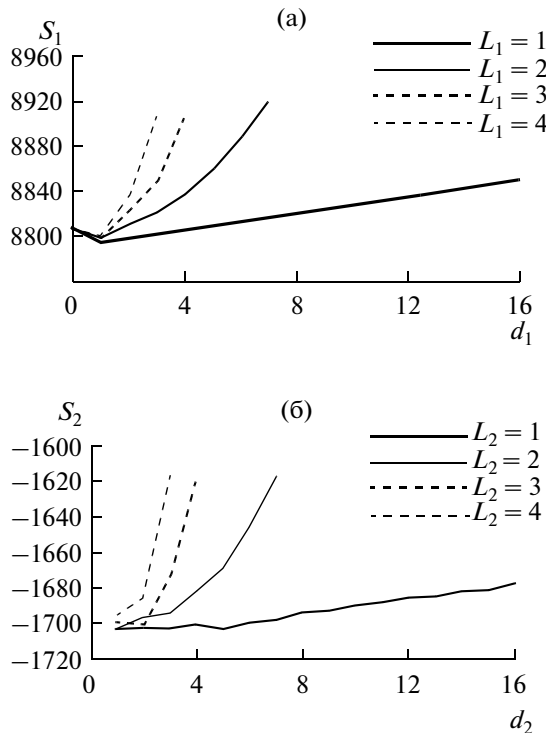


Рис. 4. Критерий Шварца для индивидуальных АР-моделей: а – муссон; б – ЭНЮК.

точных 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 $d_k \leq 4$; при $L_k = 4$ $d_k \leq 3$ и т. д.

Для Индийского 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 $\hat{\sigma}_1^2 / \text{var}[x_1] = 0.98$, где $\text{var}[x_1]$ означает эмпирическую дисперсию x_1 , т.е. модель объясняет лишь 2% дисперсии x_1 .

Для ЭНЮК практически одинаковое значение критерия Шварца получено при двух значениях размерности линейной модели $d_2 = 1$ и $d_2 = 5$ (рис. 4б). Что касается оценки автокорреляционной функции остаточных ошибок, то при $d_2 = 1$ она значительно 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 $\hat{\sigma}_2^2 / \text{var}[x_2] = 0.18$.

Анализ остаточных ошибок прогноза оптимальных моделей обоих процессов свидетельствует об их дельта-коррелированности. Кроме того, распределение ошибок близко к нормальному. Так что F -тест применим при оценке причинности по Грейнджеру.

ВЛИЯНИЕ 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 $d_{2 \rightarrow 1} = 1$ 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 $PI_{2 \rightarrow 1} / \hat{\sigma}_1^2 = 0.028$, т.е. примерно 3% от дисперсии всех факторов, не объясненных индивидуальной моделью. Это влияние значимо.

Выбор $d_{2 \rightarrow 1} = 1$ соответствует “безынерционно-му” 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 $\sigma_{\eta_1}^2 = 5.86 \times 10^4 \text{ мм}^2$, оценки коэффициентов и их стандартных отклонений [29] $a_{1,1} = 0.082 \pm 0.037$, $b_{1,1} = -46.7 \pm 11.2 \text{ мм}^{-1} \text{ К}^{-1}$, $c_{1,1} = (-3.5 \pm 0.76) \times 10^{-4} \text{ мм}^{-1} \text{ К}^{-2}$, $c_{1,2} = 15.3 \pm 3.8 \text{ мм} \text{ К}^{-3}$. 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.

ВЛИЯНИЕ МУССОНА НА ЭНЮК

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

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

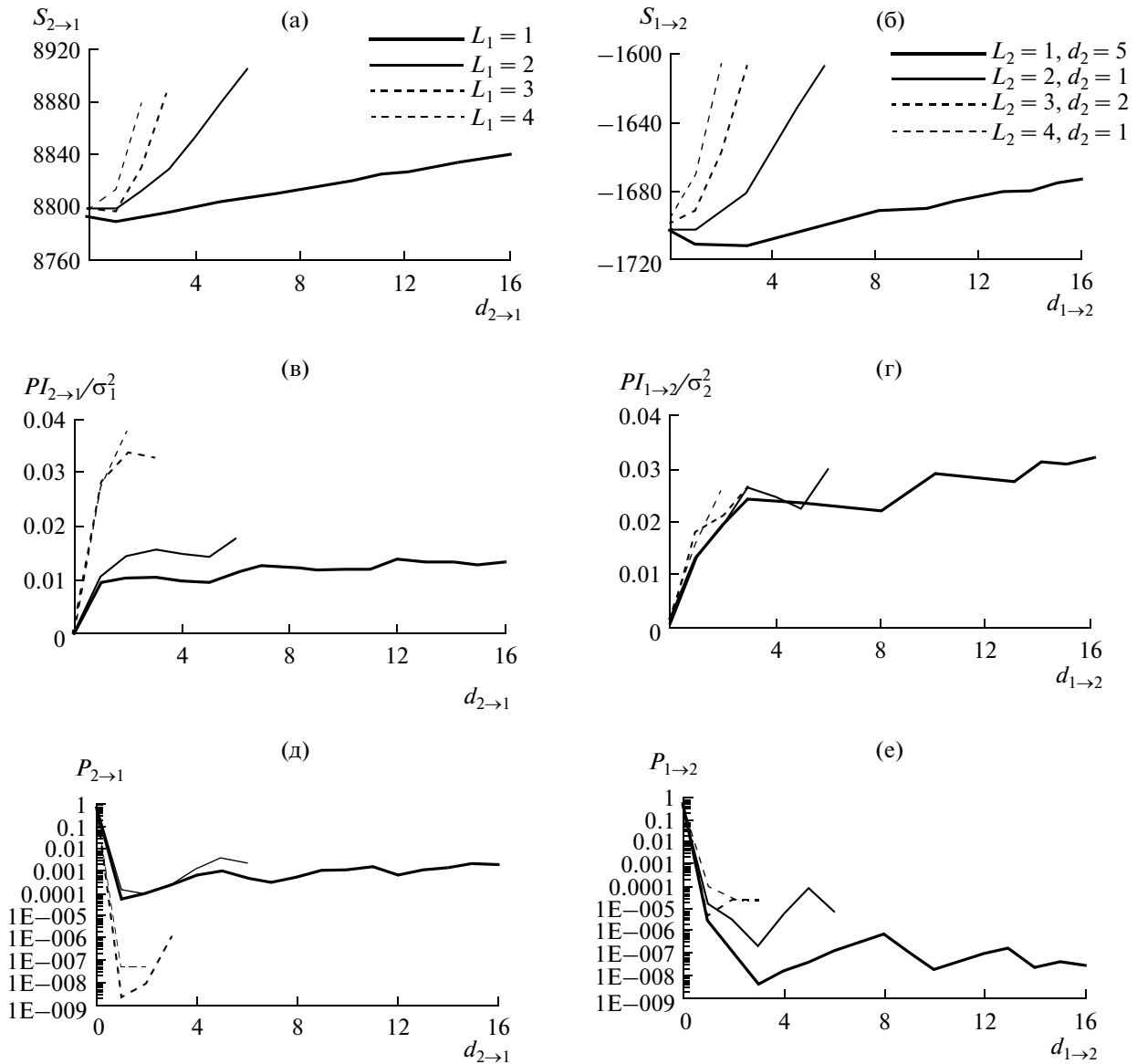


Рис. 5. Критерий Шварца: а – для муссона, б – для ЭНЮК. Улучшение прогноза: в – для муссона, г – для ЭНЮК. Уровень значимости отличия прогноза от нуля: д – для муссона, е – для ЭНЮК.

где $\sigma_{n_2}^2 = 0.11 \text{ K}^2$, $a_{2,1} = 0.92 \pm 0.02$, $a_{2,5} = -0.084 \pm 0.025$, $b_{2,1} = (-1.48 \pm 0.34) \times 10^{-4} \text{ мм}^{-1} \text{ K}$, $b_{2,2} = (-1.00 \pm 0.35) \times 10^{-4} \text{ мм}^{-1} \text{ K}$, $b_{2,3} = (-1.08 \pm 0.35) \times 10^{-4} \text{ мм}^{-1} \text{ K}$. 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 рис. 5б, г, е 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 $0.02 \times 7 = 0.14$, т.е. вывод не очень надежен. Так что можно говорить лишь о том, что выявлены слабые признаки дополнительного запаздывающего влияния муссона на ЭНЮК.

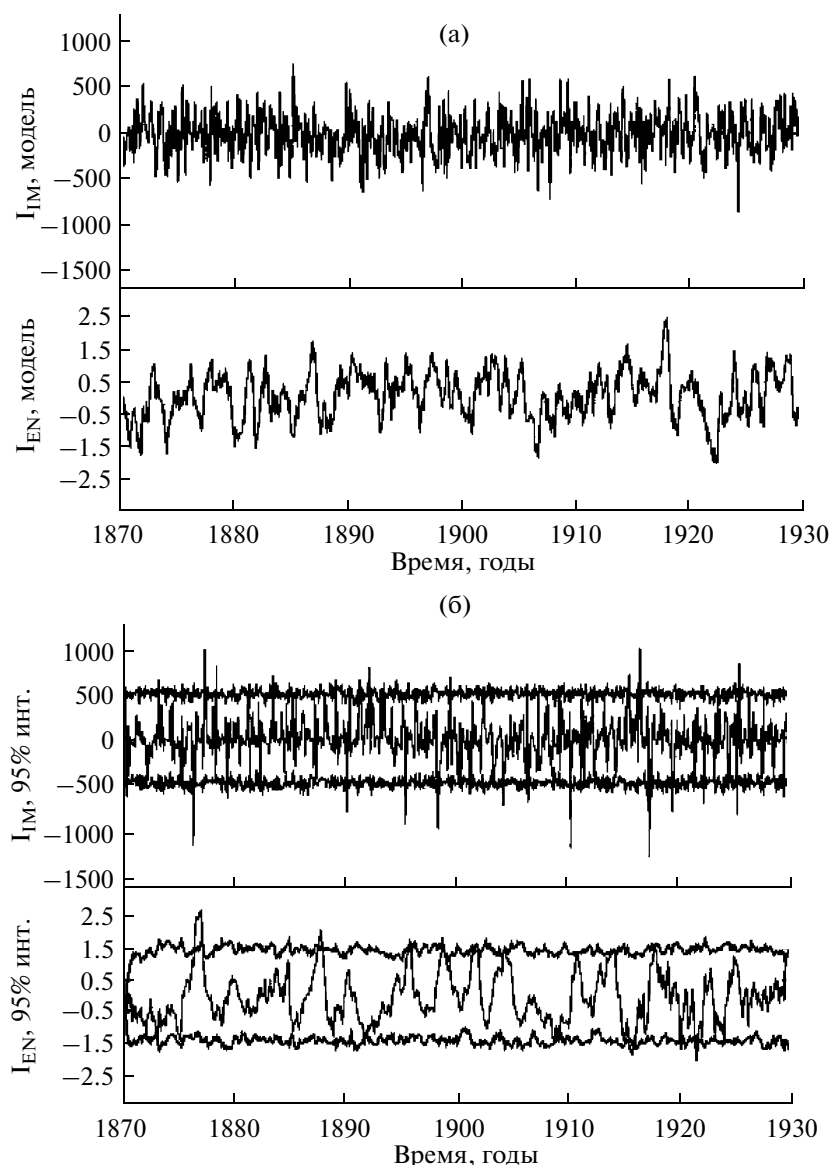


Рис. 6. Поведение оптимальной АР-модели: а – отдельные временные реализации для характеристик муссона (верхняя панель) и для ЭНЮК (нижняя панель), б – 95%-ный диапазон значений модельных реализаций и наблюдаемые исходные ряды.

АНАЛИЗ АДЕКВАТНОСТИ ОПТИМАЛЬНОЙ СОВМЕСТНОЙ МОДЕЛИ

Структура временных реализаций оптимальной модели ($L_1 = 3$, $d_1 = 1$, $d_{2 \rightarrow 1} = 1$, $L_2 = 1$, $d_2 = 5$, $d_{1 \rightarrow 2} = 3$) визуально подобна структуре исходных рядов (см. рис. 6а). Для количественной проверки генерировался ансамбль реализаций модели при одинаковых начальных условиях и определялся 95%-ный 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 отсут-

ствует, так что связь реализуется не за счет общего внешнего воздействия.

АНАЛИЗ СВЯЗЕЙ В СКОЛЬЗЯЩЕМ ОКНЕ

Анализ характеристик связи ЭНЮК и Индийского муссона проводился также при скользящем временном окне, т.е. в интервалах $[T-W, T]$, где W – длина окна, T – координата конца окна. При фиксированном значении W (варьировавшемся в диапазоне от 10 лет до 100 лет с шагом 10 лет) проводились расчеты для T от $1870 + W$ до 2003 г. При анализе нескольких временных окон более сложно (с поправкой на множественный характер теста) оценивается уровень значимости вывода о

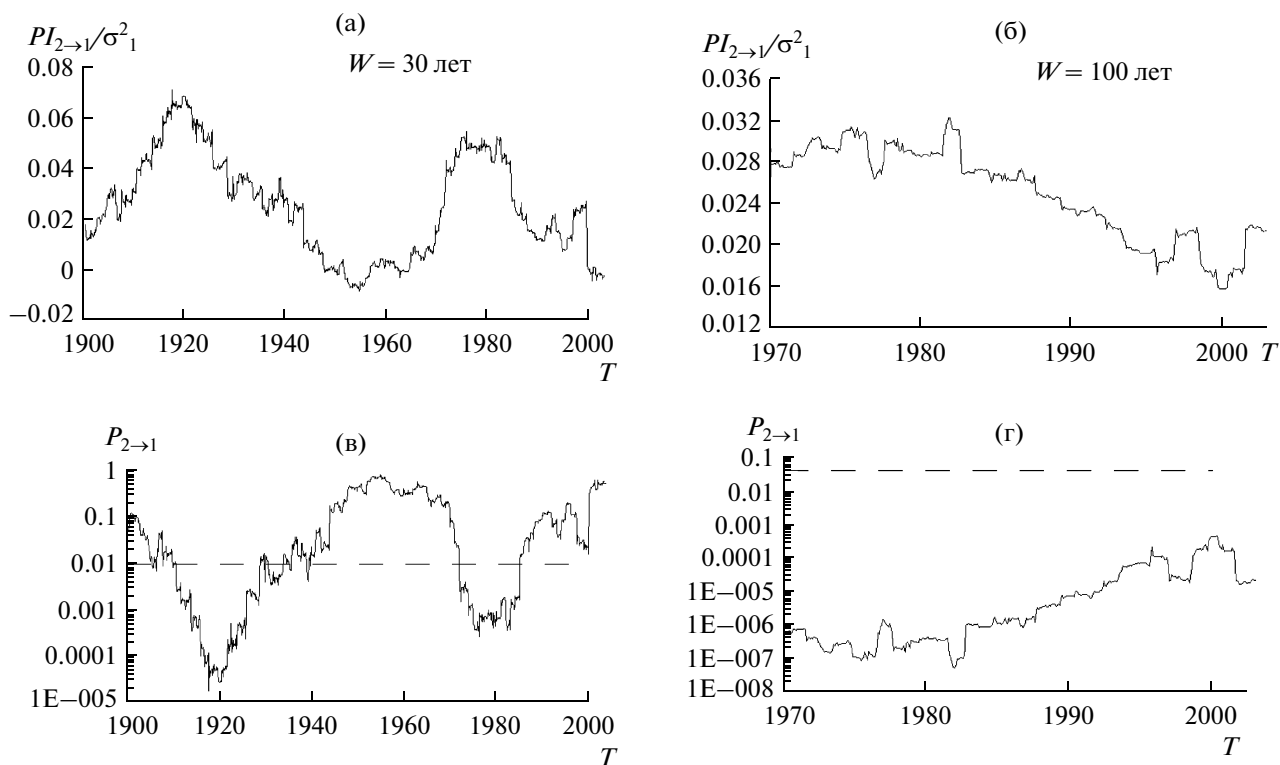


Рис. 7. Оценки влияния ЭНЮК на муссон в скользящем окне $[T-W, T]$ в зависимости от координаты конца окна T . а – улучшение прогноза для окна длиной 30 лет; б – улучшение прогноза для окна длиной 100 лет; в – уровень значимости для окна длиной 30 лет; г – уровень значимости для окна длиной 100 лет. Штриховыми линиями показаны скорректированные с учетом поправки Бонферрони поточечные уровни значимости, соответствующие общему уровню $p = 0.05$.

наличия связи. А именно, согласно описанной выше процедуре, для каждого временного окна отдельно получают 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, чтобы сделать итоговый вывод 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, 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.

На рис. 7 представлены оценки влияния ЭНЮК на муссон для оптимальной нелинейной модели с $d_1 = d_{2 \rightarrow 1} = 1$, $L_1 = 3$ при длине временного окна 30 и 100 лет. Окно длиной 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. Период уменьшения влияния более продолжителен, чем период роста. При уменьшении длины окна снижается значимость результатов, но повышается разрешение по времени. Так, окно длиной 30 лет показывает наличие связи при $1910 \leq T \leq 1930$ и $1975 \leq T \leq 1985$, т.е. на интервалах 1880–1930 и 1945–1985 гг. При меньшей длине 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 интервале 1930–1945 гг., и после 1985 г.

Для временного окна в 100 лет значимое влияние муссона на ЭНЮК (рис. 8) отмечено 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 $1917 \leq T \leq 1927$ и особенно $1935 \leq T \leq 2000$, т.е. практически на всем ряде. Меньшая длина окна приводит к тому, что значимое влияние обнаруживается только в интервале

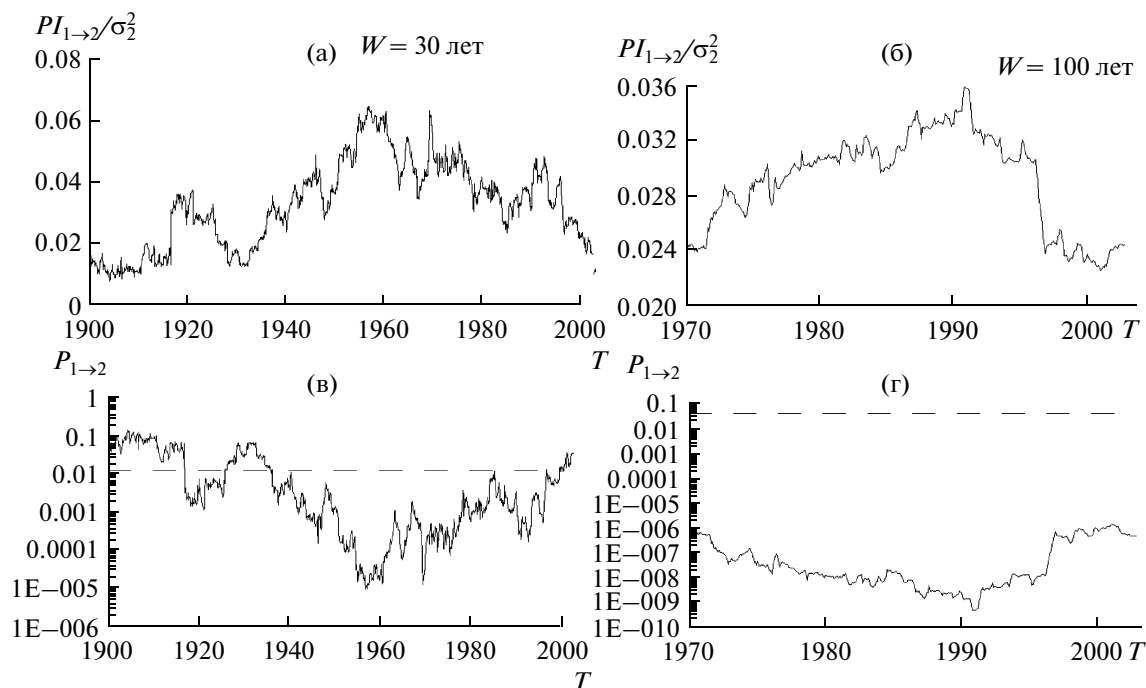


Рис. 8. Оценки влияния муссона на ЭНЮК в скользящем окне $[T-W, T]$ в зависимости от координаты конца окна T : а – улучшение прогноза для окна длиной 30 лет; б – улучшение прогноза для окна длиной 100 лет; в – уровень значимости для окна длиной 30 лет; г – уровень значимости для окна длиной 100 лет. Штриховыми линиями показаны скорректированные с учетом поправки Бонферрони поточечные уровни значимости, соответствующие общему уровню $p = 0.05$.

1930–1960 гг. (длина окна 20 лет) или совсем не выявляется (длина 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 г., 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.

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

В [9] были найдены интервалы синхронизации 1 : 1 (разность фаз двух сигналов $\phi_1 - \phi_2$ примерно постоянна) между исследуемыми процессами: интервал 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 бо-

лее сильного влияния ЭНЮК на муссон, тогда как синхронизация 1 : 2 соответствует преимущественному влиянию муссона на ЭНЮК.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

С использованием анализа причинности по Грейнджеру и кросс-вейвлетного анализа получены новые более детальные характеристики взаимодействия исследуемых климатических процессов по сравнению с известными результатами об их анти-коррелированности [3] и наличии интервалов фазовой синхронности [9]. 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 симметрична: улучшение прогноза составляет 2–3% для обоих направлений.

Выявлен переменный характер связи ЭНЮК и Индийского муссона при анализе в скользящем окне. 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, Министерства образования и науки РФ и программ РАН.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Climate Change 2007: The Physical Science Basis / Eds: Solomon S., Qin D., Manning M. et al. Cambridge/New York: Cambridge University Press, 2007. 996 p.
2. Zhou T., Zhang L., 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.
3. Bliss E.W., Walker G.T. World weather V // *Mem. R. Meteorol. Soc.* 1932. V. 4. № 36. P. 53–84.
4. Kripalani R.H., Kulkarni A. Rainfall variability over Southeast Asia: Connections with Indian monsoon and ENSO extremes: New perspectives // *Int. J. Climatol.* 1997. V. 17. № 11. P. 1155–1168.
5. Kumar K.K., Rajagopalan B., Cane A.M. On the weakening relationship between the Indian monsoon and ENSO // *Science*. 1999. V. 284. № 5423. P. 2156–2159.
6. Krishnamurthy V., Goswami B.N. Indian monsoon-ENSO relationship on interdecadal timescale // *J. Clim.* 2000. V. 13. № 3. P. 579–595.
7. Kripalani R.H., Kulkarni A. Monsoon rainfall variations and teleconnections over South and East Asia // *Int. J. Climatol.* 2001. V. 21. № 5. P. 603–616.
8. Sarkar S., Singh R.P., 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.
9. Maraun D., 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.
10. Zubair L., Ropelewski C.F. The strengthening relationship between ENSO and Northeast Monsoon rainfall over Sri Lanka and Southern India // *J. Climate*. 2006. V. 19. № 8. P. 1567–1575.
11. Yim S.-Y., Jhun J.-G., 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.
12. Jevrejeva S., Moore J.C., 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
13. Granger C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods // *Econometrica*. 1969. V. 37. № 3. P. 424–438.
14. Ancona N., Marinazzo D., Stramaglia S. Radial basis function approach to nonlinear Granger causality of time series // 2004. V. 70. Doi: 10.1103/PhysRevE.70.056221.
15. Feldmann U., Bhattacharya J. Predictability improvement as an asymmetrical measure of interdependence in bivariate time series // *Int. J. Bifurc. Chaos*. 2004. V. 14. № 2. P. 505–514.
16. Ishiguro K., Otsu N., Lungarella M. et al. Detecting direction of causal interactions between dynamically coupled signals // *Phys. Rev. E*. 2008. V. 77. № 3. P. 026216.
17. Wang W., Anderson B.T., Kaufmann R.K. et al. The relation between the North Atlantic Oscillation and SSTs in North Atlantic basin // *J. Climate*. 2004. V. 17. № 24. 4752–4759.
18. Mokhov I.I., Smirnov D.A. El Nino-Southern Oscillation drives North Atlantic Oscillation as revealed with nonlinear technique from climatic indices // *Geophys. Res. Lett.* 2006. V. 33. P. L03708. doi:10.1029/2005GL024557.
19. 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.
20. Mosedale T.J., Stephenson D.B., Collins M. et al. Granger causality of coupled climate processes: Ocean feedback on the North Atlantic Oscillation // *J. Climate*. 2006. V. 19. № 7. P. 1182–1194.
21. Мохов И.И., Смирнов Д.А. Диагностика причинно-следственной связи солнечной активности и глобальной приповерхностной температуры Земли // *Изв. РАН. Физика атмосферы и океана*. 2008. Т. 44. № 3. С. 283–293.
22. Мохов И.И., Смирнов Д.А., Наконечный П.И. и др. Оценка взаимного воздействия Эль-Ниньо–Южного колебания и Индийского муссона // *Современные проблемы динамики океана и атмосферы / Под ред. А.В. Фролова, Ю.Д. Реснянского. М.: Триада ЛТД, 2010. С. 251–267.*
23. Mokhov I.I., Smirnov D.A., Nakonechny P.I. et al. Alternating mutual influence of El-Nino/Southern Oscillation and Indian monsoon // *Geophys. Res. Lett.* 2010. doi: 10.1029/2010 GL 045932.
24. Rayner N.A., Parker D.E., Horton E.B. et al. Global analyses of sea surface temperature, sea ice, and night marine air temperature since the late nineteenth century // *J. Geophys. Res.* 2003. V. 108. № D14. doi:10.1029/2002JD002670.
25. Reynolds R.W., Smith T.M. Improved global sea surface temperature analyses // *J. Climate*. 1994. V. 7. № 6. P. 929–948.
26. Mooley D.A., Parthasarathy B. Fluctuations in all-India summer monsoon rainfall during 1871–1978 // *Clim. Change*. 1984. V. 6. № 3. P. 287–301.
27. Torrence C., Compo G.P. A practical guide to wavelet analysis // *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 1998. V. 79. № 1. P. 61–78.
28. Bartlett M.S. An Introduction to Stochastic Processes. Cambridge: Cambridge University Press, 1978. 388 p.
29. Seber G.A.F. Linear regression analysis. New York: Wiley, 1977.
30. Schwartz G. Estimating the Dimension of a model // *Ann. Stat.* 1978. V. 6. № 2. P. 461–464.
31. Pikovsky A., Rosenblum M., Kurths J. Synchronization. A Universal Concept in Nonlinear Sciences. Cambridge: Cambridge Univ. Press, 2001. 411 p.

Relationship between El Niño/Southern Oscillation and the Indian Monsoon

I. I. Mokhov^a, D. A. Smirnov^b, P. I. Nakonechnyi^b, S. S. Kozlenko^a, and J. Kurths^c

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

e-mail: mokhov@ifaran.ru, gres_84@mail.ru

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

e-mail: smirnovda@yandex.ru, zorg1331@gmail.com

^c *Potsdam Institute for Climate Impact Research, D 14412 Potsdam, 601203 Germany*

e-mail: kurths@pik-potsdam.de

Received May 30, 2011

Abstract—The relationship between El Niño/Southern Oscillation (ENSO) and the Indian monsoon is analyzed using cross-wavelet analysis and Granger causality estimation from empirical data for the period 1871–2003. In addition to the previously known negative correlation between the processes analyzed, their bidirectional coupling is detected and characteristics of its inertia and nonlinearity are estimated. The results from an analysis of variations in coupling characteristics in a moving window with a width ranging from 10 to 100 years demonstrate an alternation of different regimes of process interaction, including intervals of almost unidirectional coupling.

Keywords: El Niño, Southern Oscillation, Indian monsoon, climatic processes, cause-effect relationships, climate change.