

УДК 551.513.7

АНАЛИЗ ПРИЧИННО-СЛЕДСТВЕННЫХ СВЯЗЕЙ МЕЖДУ ЭЛЬ-НИНЬО В ТИХОМ ОКЕАНЕ И ЕГО АНАЛОГОМ В ЭКВАТОРИАЛЬНОЙ АТЛАНТИКЕ

© 2009 г. С. С. Козленко*, 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 им. В.А. Котельникова РАН
410019 Саратов, ул. Зеленая, 38

Поступила в редакцию 19.09.2008 г., после доработки 26.01.2009 г.

Проведено исследование взаимосвязи процессов в экваториальных широтах Тихого и Атлантического океанов на основе анализа причинности по Грейнджеру и моделирования фазовой динамики с использованием индексов Эль-Ниньо/Южного колебания (ЭНЮК) и экваториальной Атлантической моды (ЭАМ). В качестве индексов ЭНЮК и ЭАМ использовались данные для среднемесячной температуры поверхности океана за период 1870–2006 гг. в областях Nino-3 (5S–5N, 150W–90W) и Nino-3,4 (5S–5N, 170W–120W) в Тихом океане и Atlantic-3 (20W–0, 3S–3N) в Атлантическом океане. Отмечено статистически значимое влияние ЭАМ на ЭНЮК. Время инерционности этого воздействия оценено в 2 месяца. Значимого обратного воздействия не выявлено. Проявляется усиление влияния ЭАМ на ЭНЮК во второй половине XX века.

1. ВВЕДЕНИЕ

Существенная роль в межгодовых вариациях глобальной приповерхностной температуры связана с процессами Эль-Ниньо/Южного колебания (ЭНЮК), проявляющимися в тропических широтах Тихого океана. Ряд исследований посвящен выявлению и анализу взаимодействия ЭНЮК с процессами, происходящими в других регионах (см., например, [1–7]). Аналогом ЭНЮК в Атлантическом океане является экваториальная атлантическая мода (ЭАМ) [8–10]. Представляется целесообразным рассмотреть вопрос о взаимосвязи ЭНЮК с ЭАМ [11–13].

Возможны различные механизмы взаимодействия между процессами в удаленных районах бассейнов различных океанов (в частности, механизмы взаимодействия ЭАМ и ЭНЮК), в том числе связанные с распространением в тропосфере в восточном направлении экваториальных волн Кельвина или в западном направлении волн Россби (см., например, [12]). При этом вследствие температурной аномалии в одном бассейне океана может формироваться соответствующая температурная аномалия в тропических широтах другого океанического бассейна, способствующая изменению конвективных процессов и потоков скрытого тепла с поверхности океана и, следовательно, ее температуры.

Кроме того, в случае экваториальной температурной аномалии формирование соответствующей аномалии напряжения ветра вызывает изменение

потоков скрытого тепла с поверхности океана. Это, в свою очередь, влияет на температуру поверхности океана и атмосферы с дальнейшим изменением аномалии ветра. Такой механизм, предложенный Бьеркнесом, формирует положительную обратную связь.

В данной работе проводится анализ взаимосвязи процессов в экваториальных широтах бассейнов Тихого и Атлантического океанов, а конкретно исследуется взаимосвязь ЭНЮК и ЭАМ на основе данных наблюдений. При этом используются методы нелинейного анализа: анализ причинности по Грейнджеру, моделирование фазовой динамики. Данные методы широко используются для анализа взаимосвязи между сложными процессами в экономике и нейрофизиологии, а в последнее время и в науках о Земле (см., например, [6, 7, 14, 15]).

2. ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ДАННЫЕ

Для анализа использовались среднемесячные данные для индексов ЭНЮК и ЭАМ для периода 1870–2006 гг. В качестве индексов ЭНЮК использовалась температура поверхности океана (ТПО) по данным HADISST [16] в областях Nino-3 (5S–5N, 150W–90W) и Nino-3,4 (5S–5N, 170W–120W) в Тихом океане. ЭАМ характеризовалась ТПО в области Atlantic-3 (20W–0, 3S–3N) в Атлантическом океане [9, 13]. Для исключения сезонной изменчивости из данных был предварительно удален годовой ход.

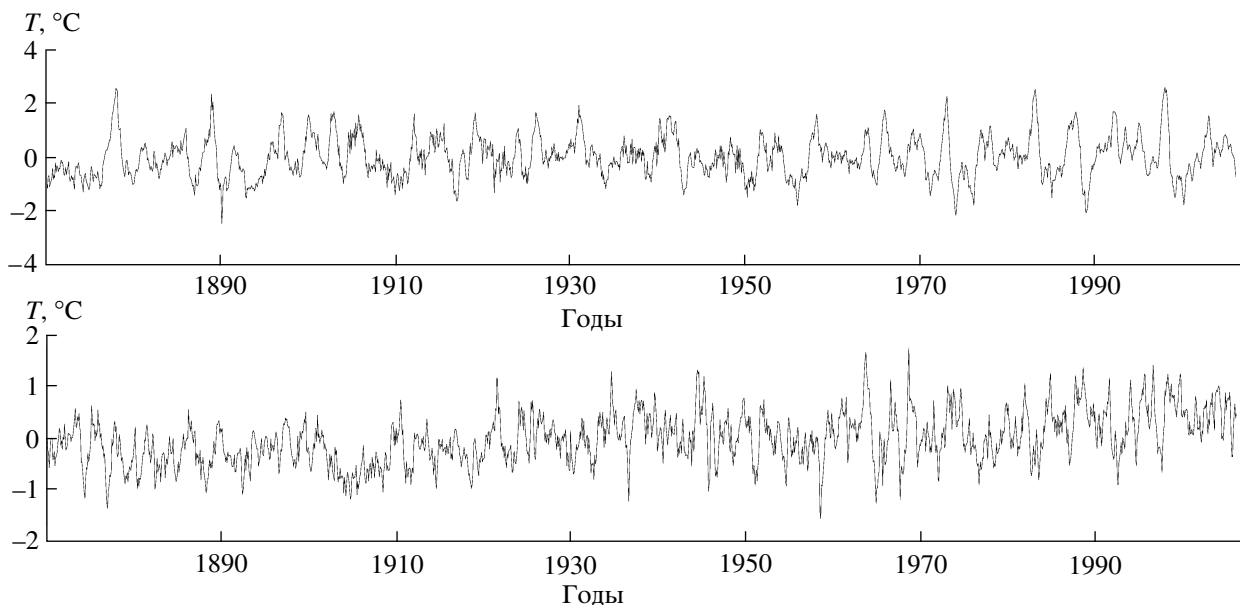


Рис. 1. Вариации ТПО для ЭНЮК (сверху) по данным для области Nino-3,4 и ЭАМ (снизу).

На рис. 1 представлены индексы ЭНЮК и ЭАМ. В вейвлет-спектрах исходных сигналов (рис. 2) можно выделить несколько пиков, соответствующих примерно 13 годам для ЭАМ и 4 и 6 годам для ЭНЮК. Кроме того, выделяются менее четкие пики, соответствующие периодам в 3 и 5 лет для ЭАМ и периодам в 13 и 20 лет для ЭНЮК.

3. ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ МЕТОДЫ АНАЛИЗА

Для анализа взаимосвязи ЭНЮК и ЭАМ применялись методы нелинейного анализа причинности по Грейнджеру и моделирования фазовой динамики, использовавшиеся ранее для анализа взаимной динамики ЭНЮК и Северо-Атлантического колебания [5, 6]. Эти методы дают информацию о “направленных” связях и во многих случаях оказываются более чувствительными, чем традиционный корреляционный анализ. Следует отметить, что последний не дает здесь достоверных выводов о наличии связи: коэффициент корреляции между индексами ЭНЮК и ЭАМ равен 0.02 ± 0.61 и статистически не значим.

3.1. Причинность по Грейнджеру

Согласно этому подходу для выявления взаимного влияния оценивается улучшение прогноза одного процесса при учете значений другого процесса по сравнению с “авто-прогнозом” [17]. Первым шагом для каждого сигнала $T_i(t)$, $i = 1, 2$, строится индивидуальная авторегрессионная (АР) модель вида [17–19]

$$T_i(t) = f_i(T_i(t-1), T_i(t-2), \dots, T_i(t-d_i)\mathbf{a}_i) + \xi_i(t),$$

где d_i – размерность, f_i – некоторая (линейная или нелинейная) функция. В данной работе используется многочлен порядка K_i , коэффициенты которого \mathbf{a}_k оцениваются методом наименьших квадратов, т.е. минимизируется эмпирическая дисперсия остаточных ошибок:

$$\frac{1}{W - P_i} \sum_{t=d_i+1}^w [T_i(t) - f_i(T_i(t-1), \dots,$$

$T_i(t-d_i)\mathbf{a}_i)]^2 \rightarrow \min$, где W – длина временного ряда, P_i – число оцениваемых коэффициентов. Для линейной модели $P_i = d_i + 1$. Предполагается, что наличие ненулевых остаточных ошибок обусловлено нормальным белым шумом ξ_i . Полученную минимальную дисперсию ошибок обозначим σ_i^2 . С ростом d_i и K_i дисперсия σ_i^2 уменьшается. Для дальнейшего анализа выбираются такие значения d_i и K_i , при которых σ_i^2 почти перестает уменьшаться (“точка насыщения”). Кроме того, для получения достоверных выводов о наличии связи величины d_i и K_i не должны быть слишком большими: число коэффициентов модели должно быть значительно меньше W , по грубой оценке – не должно превышать \sqrt{W} .

В качестве следующего шага по паре временных рядов строятся совместные АР-модели вида

$$T_i(t) = F_i(T_i(t-1), \dots, T_i(t-d_i), T_j(t-1-\Delta_i), \dots, T_j(t-d_{add,i}-\Delta_i)) + \xi_i(t), \quad (1)$$

где $i, j = 1, 2, i \neq j$, F_i – многочлен порядка K_i (того же, что и f_i), $d_{add,i}$ – количество учтенных значений дру-

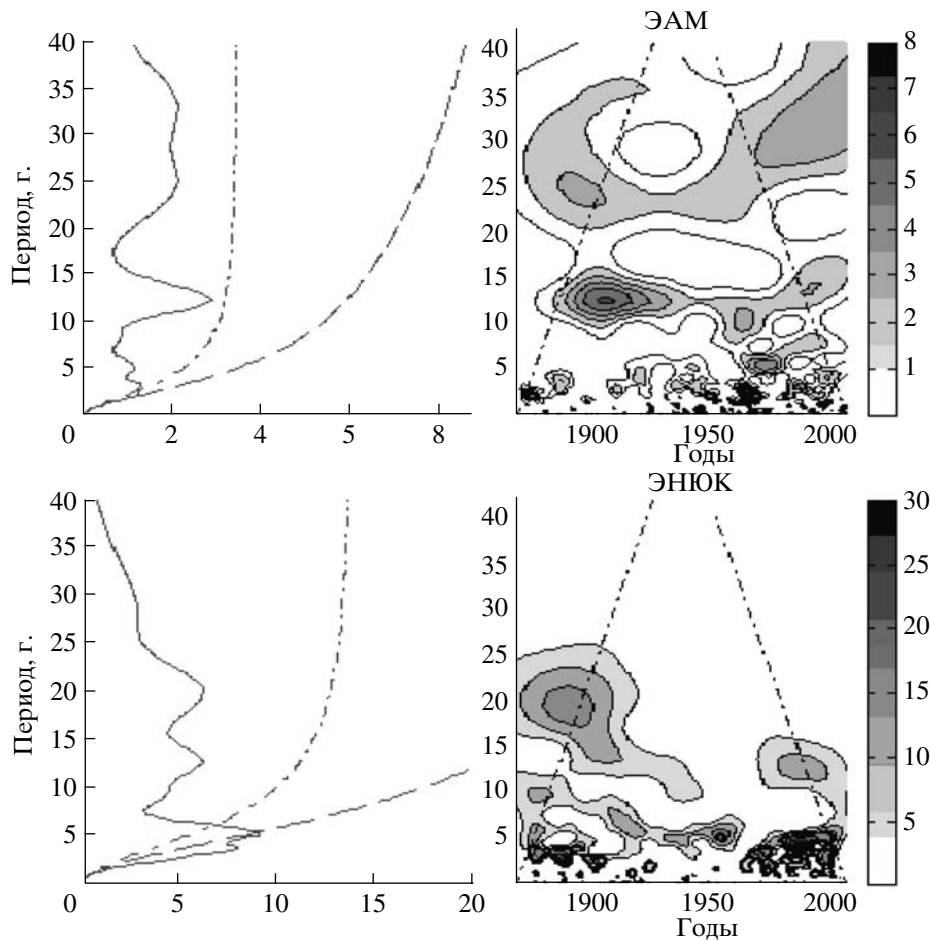


Рис. 2. Интегральные вейвлет-спектры (слева) и вейвлет-преобразования ЭАМ (сверху) и ЭНЮК для области Niño-3,4 (снизу). Пунктирные линии слева позволяют оценить статистическую значимость вывода о наличии пиков (отличие наблюдаемого спектра от спектра красного шума): на уровне 0.01 (штрихпунктир) и 0.05 (штриховая линия). В вейвлет-преобразовании пунктир показывает область, на которую влияют краевые эффекты.

гого процесса $T_j(t)$, Δ_i – пробное время запаздывания. Минимальная дисперсия ошибок прогноза для совместной модели отыскивается так же, как и для индивидуальной модели. Обозначим ее σ_{ilj}^2 ($i, j = 1, 2$, $i \neq j$). Адекватность моделей традиционно проверяется с помощью анализа остаточных ошибок. Адекватная модель должна соответствовать некоррелированным и нормально распределенным остаточным ошибкам.

В качестве оценок “интенсивности” влияния первого процесса на второй и наоборот часто используются относительные величины улучшения прогноза $PI_{j \rightarrow i} = (\sigma_i^2 - \sigma_{ilj}^2) / \sigma_i^2$. Кроме оценки $PI_{j \rightarrow i}$ для характеристики чувствительности одного сигнала к изменениям другого можно использовать коэффициенты совместной модели (1), см., например, [14].

Наряду с характеристиками воздействия $PI_{j \rightarrow i}$ с помощью теста Грейнджера–Сарджента [20] аналитически оценивается статистическая значимость

вывода об их отличии от нуля. Тест основан на следующем свойстве: в случае несвязанных процессов

величина $\frac{\sigma_i^2(W - P_i) - \sigma_{ilj}^2(W - P_{ilj})}{\sigma_{ilj}^2(P_{ilj} - P_i)}$ распределена

согласно F -закону Фишера с числом степеней свободы $(P_{ij} - P_i, W - P_{ij})$, где P_i, P_{ij} – числа оцениваемых коэффициентов в индивидуальной и совместной моделях процесса $T_i(t)$ соответственно. Если полученная величина $PI_{j \rightarrow i}$ превышает $(1 - p)$ -квантиль этого распределения, то она признается значимой на уровне значимости p . Величина p имеет смысл вероятности случайно признать наличие связи для несвязанных процессов. Чем меньше p , тем более надежен вывод о наличии связи.

В данной работе значимыми считались оценки с $p \leq 0.05$. Сначала оценивалась взаимосвязь процессов для всего анализируемого интервала с 1870 по 2006 г. Затем проводился анализ со скользящим 30-летним окном при фиксированных $d_{add, i}$ и Δ_i .

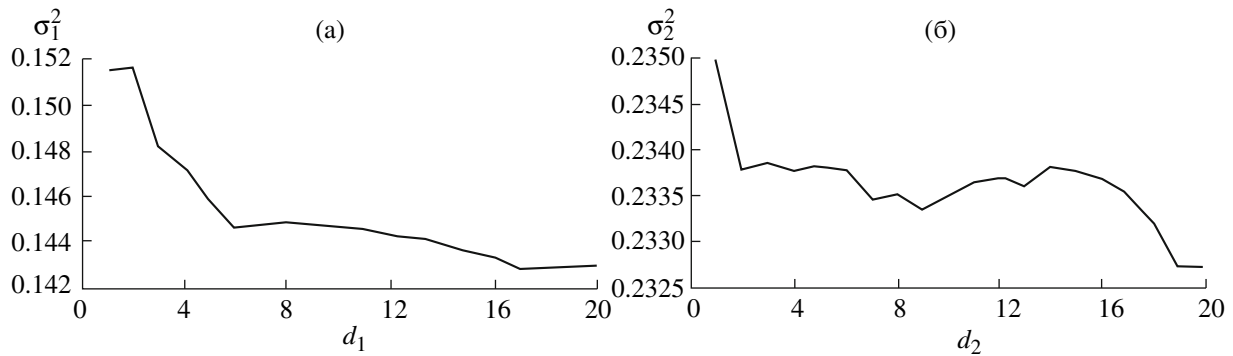


Рис. 3. Зависимость ошибки индивидуальной модели от параметра d_i для ЭНЮК по данным для области Niño-3,4 (а) и ЭАМ (б).

3.2. Моделирование фазовой динамики

Согласно этому нелинейному методу по исходным временным рядам $T_1(t)$ и $T_2(t)$ сначала рассчитываются временные ряды фаз колебаний $\phi_1(t)$ и $\phi_2(t)$, а затем строится математическая модель фазовой динамики [21]. Классический способ определения фазы сигнала $T_i(t)$ состоит в расчете аргумента комплексного аналитического сигнала $Z_i(t) = T_i(t) + j\tilde{T}_i(t)$, где \tilde{T}_i – сопряженный по Гильберту сигнал для T_i [22]. В случае широкополосных сигналов обычно проводится их полосовая фильтрация, так что результаты дальнейшего анализа относятся к выбранной полосе частот.

Модель строится в виде системы фазовых осцилляторов в разностной форме [23]:

$$\Delta\phi_i(t) = F_i(\phi_i(t), \phi_j(t - \Delta_i), \mathbf{a}_i) + \varepsilon_i(t),$$

$$i, j = 1, 2, \quad i \neq j,$$

где $\Delta\phi_i(t) \equiv \phi_i(t + \tau) - \phi_i(t)$ – приращение фазы за конечное время τ , которое обычно принимается равным характерному периоду колебаний, $\varepsilon_i(t)$ – шумы с нулевым средним, F_i – тригонометрические многочлены, \mathbf{a}_i – векторы их коэффициентов. Рассчитывается “крутизна” зависимости функции F_i от фазы ϕ_j ($i \neq j$):

$$c_{j \rightarrow i}^2 = \frac{1}{2\pi^2} \int_0^{2\pi} \int_0^{2\pi} (\partial F_i(\phi_i, \phi_j, \hat{\mathbf{a}}_i) / \partial \phi_j)^2 d\phi_1 d\phi_2, \quad (2)$$

где $\hat{\mathbf{a}}_i$ – оценки коэффициентов, полученные методом наименьших квадратов. Оценка силы воздействия процесса T_j на процесс T_i была предложена в работе [24] и выражается как $\gamma_{j \rightarrow i} = c_{j \rightarrow i}^2 - \delta c_{j \rightarrow i}^2$, где $\delta c_{j \rightarrow i}^2$ – поправка, обеспечивающая несмещенность оценки и зависящая от длины ряда и уровня шумов. В той же работе получены и оценки уровня значимости. Так, вывод о наличии воздей-

ствия $j \rightarrow i$ можно сделать на уровне $p = 0.025$, если $\gamma_{j \rightarrow i} > 1.6\sigma_{\gamma_{j \rightarrow i}}$, где $\sigma_{\gamma_{j \rightarrow i}}$ – стандартное отклонение оценки $\gamma_{j \rightarrow i}$ и рассчитывается по тому же временному ряду. Метод применим для рядов длиной не менее 30 характерных периодов колебаний и не слишком синхронных сигналов [25]: значение коэффициента фазовой когерентности $\rho \equiv \left| \frac{1}{W} \sum_{t=1}^W e^{j(\phi_1(t) - \phi_2(t))} \right|$ не должно превышать 0.4.

4. РЕЗУЛЬТАТЫ АНАЛИЗА

4.1. Анализ причинности по Грейнджеру

Для ТПО в области Niño-3,4 ошибка прогноза АР-модели имеет промежуточную точку насыщения $d_1 = 6$ и следующее небольшое уменьшение при $d_1 = 17$ (рис. 3а). Поскольку модель с $d_1 = 6$ отражает характерные особенности процесса и является более экономной, то величина $d_1 = 6$ и используется далее. Аналогичные значения параметра d_1 получаются при использовании данных для области Niño-3. Для ТПО по данным для области Atlantic-3 ошибка прогноза АР-модели достигает насыщения при $d_2 = 2$ (рис. 3б).

Анализ остаточных ошибок индивидуальной модели ЭНЮК (по данным для области Niño-3,4) указывает на их некоррелированность и близость к нормальному распределению (рис. 4), что и требуется для применения теста Грейнджера–Сарджента при анализе связей. То же самое имеет место для модели ЭАМ (график не показан).

При анализе влияния ЭАМ на ЭНЮК при фиксированном $\Delta_1 = 0$ максимальное и наиболее значимое улучшение прогноза наблюдается при $d_{add,1} = 2$ как по данным для области Niño-3,4 (рис. 5а), так и Niño-3. Величина $d_{add,1} = 2$ означает, что обнаруженное влияние инерционно, т.е. индекс ЭНЮК в следующем месяце зависит от значений индекса ЭАМ в текущем и прошлом месяце. При этом наиболее сильно проявляется влияние ЭАМ в прошлом меся-

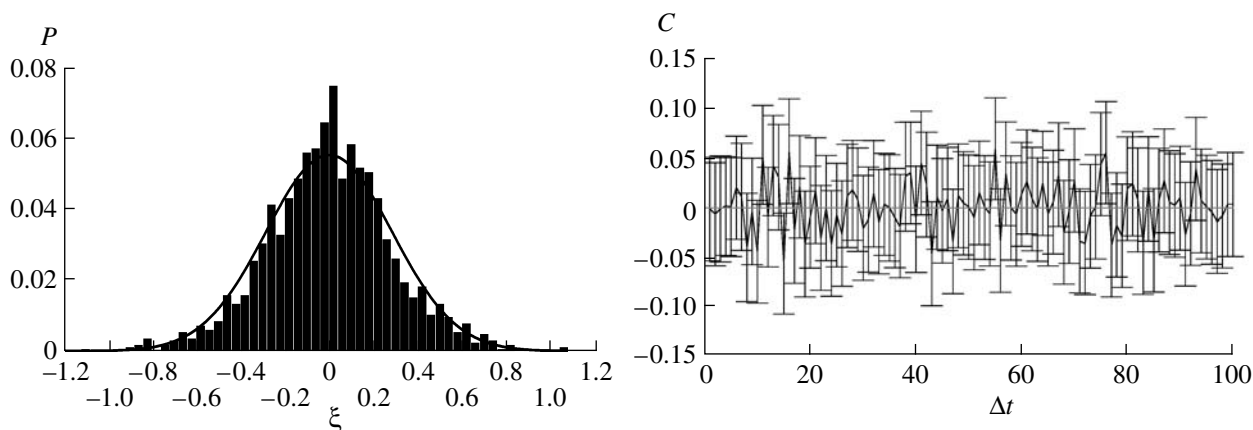


Рис. 4. Гистограмма остаточных ошибок прогноза индивидуальной линейной модели ЭНЮК $P(\xi)$ (слева) и их автокорреляционная функция $C(\Delta t)$ с 95%-ным доверительным интервалом, рассчитаным по формуле Бартлетта, (справа) для модели с $d_1 = 6$.

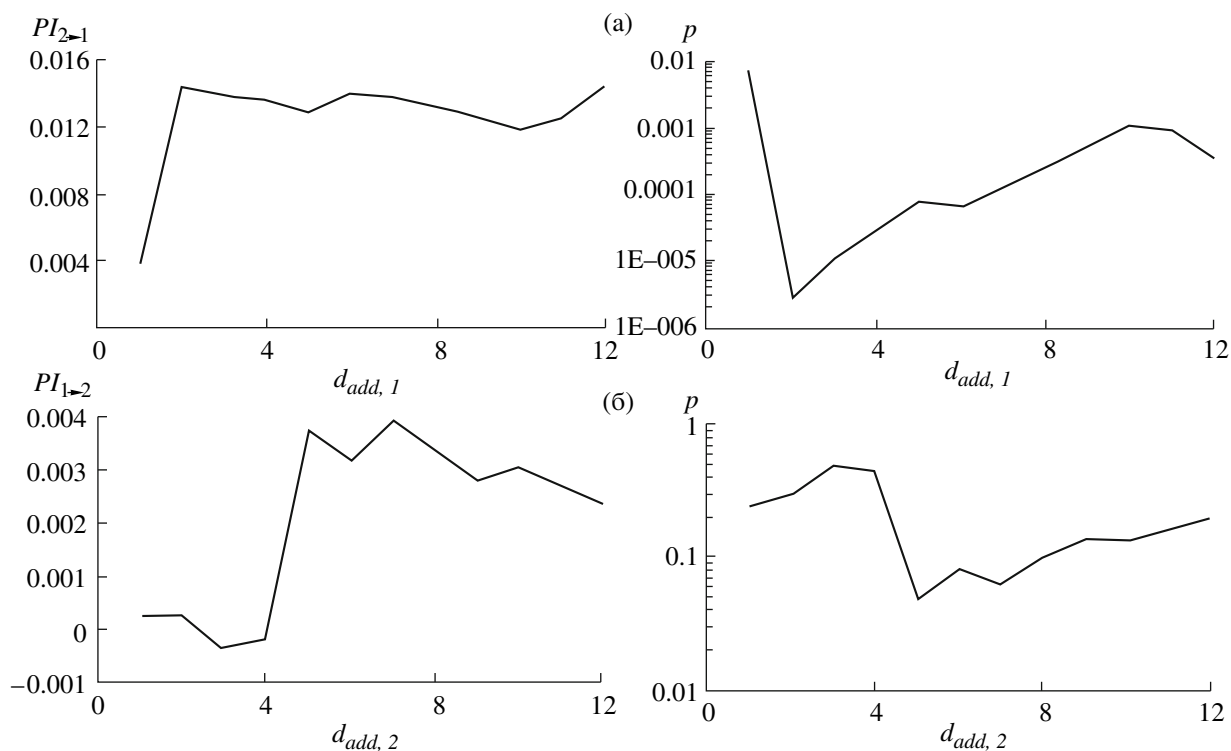


Рис. 5. Зависимость величины улучшения прогноза $PI_{2 \rightarrow 1}$ (т.е. $PI_{ЭАМ \rightarrow ЭНЮК}$) (а) и $PI_{1 \rightarrow 2}$ ($PI_{ЭНЮК \rightarrow ЭАМ}$) (б), а также оценки уровня их статистической значимости p от параметров $d_{add, 1}$ и $d_{add, 2}$ при $\Delta_1 = 0$, $K_1 = 1$ по данным для области Niño-3,4.

це. При подборе значения порядка многочлена K_1 отмечается улучшение прогноза при увеличении K_1 до 5, но статистическая значимость ухудшается (рис. 6), поскольку сильно увеличивается число коэффициентов модели. Поэтому далее используются линейные модели ($K_1 = 1$). Величина $PI_{2 \rightarrow 1}$ в зависимости от запаздывания Δ_1 при фиксированном $d_{add, 1} = 2$ (рис. 7) демонстрирует максимум при $\Delta_1 = 0$,

т.е. ЭАМ влияет на ЭНЮК без дополнительного запаздывания. Хотя улучшение прогноза и составляет всего около 1.5%, оно значимо: $p < 10^{-5}$, т.е. доверительная вероятность не менее 0.99999. Заметим, что такая высокая доверительная вероятность – результат применения формализма к наблюдаемым данным; из физических соображений она может представляться неоправданной при учете того факта,

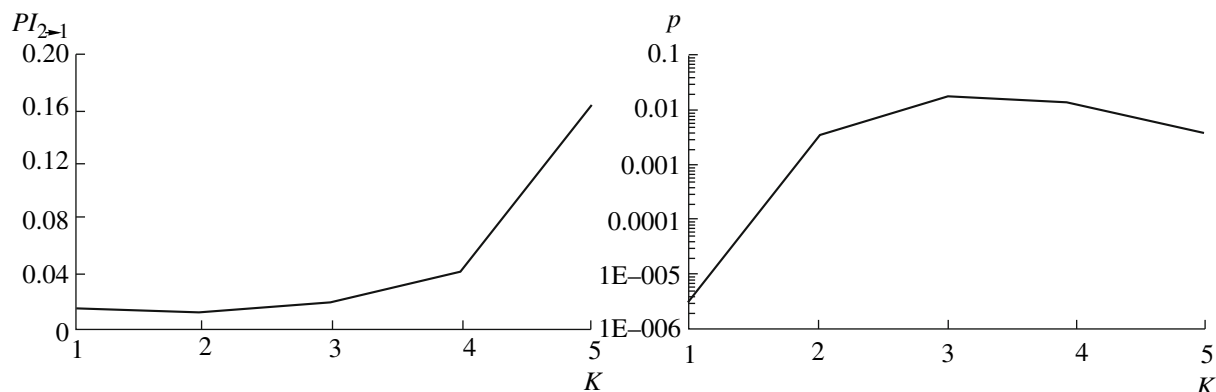


Рис. 6. Зависимость величины улучшения прогноза $PI_{2 \rightarrow 1}$ (т.е. $PI_{ЭАМ \rightarrow ЭНЮК}$) и оценки уровня статистической значимости p от порядка многочлена K_1 при $d_1 = 6, d_{add,1} = 2, \Delta_1 = 0$ по данным для области Niño-3,4.

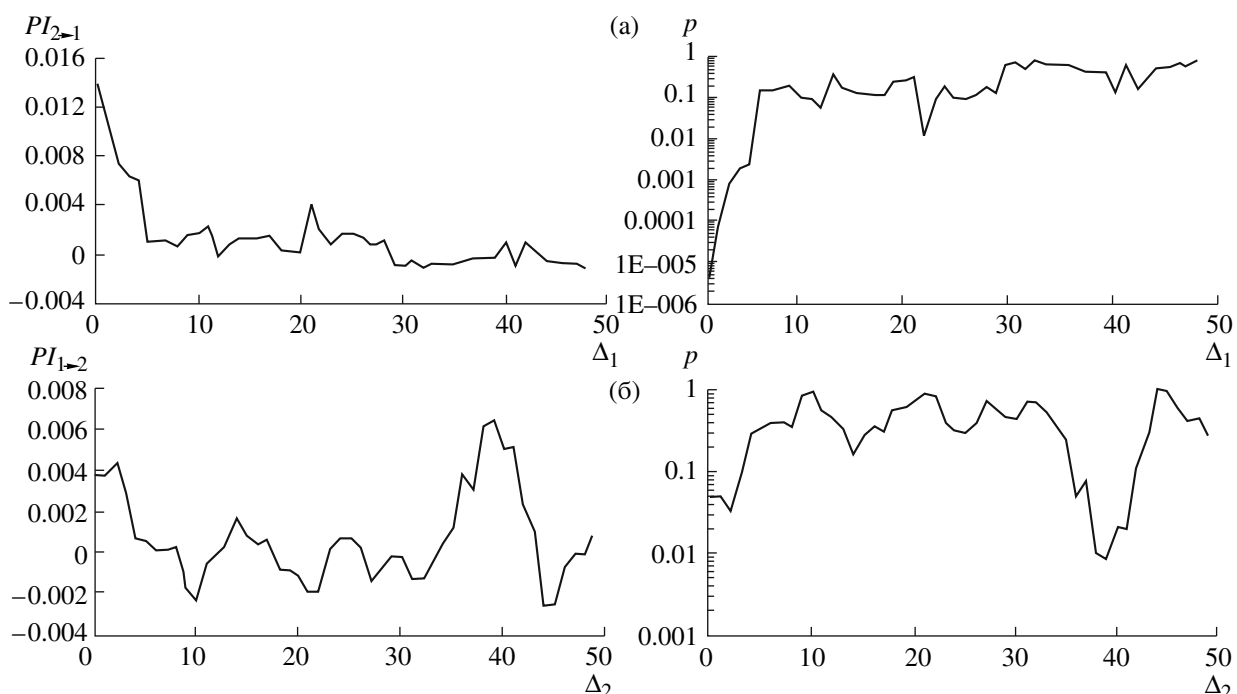


Рис. 7. Зависимость улучшения прогноза $PI_{j \rightarrow i}$ и оценки уровня статистической значимости p от пробного запаздывания Δ_i : $PI_{ЭАМ \rightarrow ЭНЮК}$ (а) и $PI_{ЭНЮК \rightarrow ЭАМ}$ (б). Параметры моделей $d_1 = 6, d_{add,1} = 2$ и $d_2 = 2, d_{add,2} = 5$.

что сами данные могут содержать существенные погрешности, особенно в XIX веке. Но здесь важно лишь установить неслучайное отличие от нуля наличия силы воздействия, тогда как оценка уровня значимости сама по себе не столь важна. Учитывая, что при анализе данных обычно считают достаточно надежным вывод, соответствующий $p < 0.05$, в данном случае доверительная вероятность, по меньшей мере, не хуже этого порога. При использовании данных Niño-3 результаты аналогичны, но улучшение прогноза значимо на уровне $p < 0.01$.

Дополнительную информацию о характере влияния ЭАМ на ЭНЮК дают коэффициенты АР-модели. Оптимальная АР-модель имеет вид:

$$T_1(t) = a_1 T_1(t-1) + a_2 T_1(t-2) + a_3 T_1(t-3) + a_6 T_1(t-6) + b_1 T_2(t-1) + b_2 T_2(t-2) + \xi_1(t), \quad (3)$$

где представлены только коэффициенты, значимые на уровне $p < 0.05$: $a_1 = 0.87 \pm 0.02, a_2 = 0.16 \pm 0.03, a_3 = 0.07 \pm 0.03, a_6 = -0.10 \pm 0.03, b_1 = 0.08 \pm 0.03, b_2 = -0.13 \pm 0.03$. Здесь представлены оценки коэффициентов плюс-минус оценки их стандартных откло-

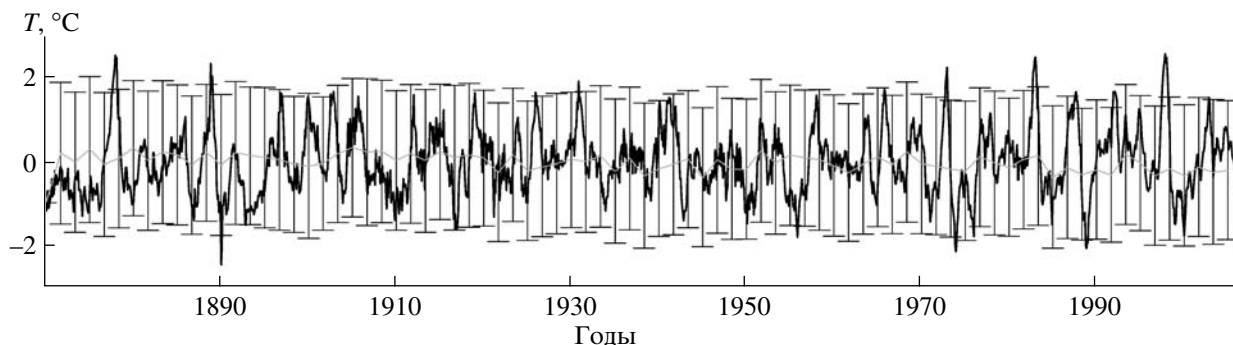


Рис. 8. Среднее по ансамблю реализаций модели значение индекса ЭНЮК и 95%-ный интервал – тонкая линия с “коридором”. Жирная линия соответствует исходному индексу ЭНЮК.

нений. В модели, полученной с использованием данных Niño-3, коэффициенты a_2 , a_3 и b_1 статистически не значимы, а остальные: $a_1 = 0.94 \pm 0.02$, $a_6 = -0.10 \pm 0.02$, $b_2 = -0.08 \pm 0.02$. Следует отметить, что два коэффициента (a_6 и b_2) отрицательны. Отрицательность a_6 обуславливает “колебательный” характер вариаций ЭНЮК (наличие пика в спектре мощности). Отрицательность b_2 свидетельствует о том, что рост ЭАМ приводит к некоторому понижению индекса ЭНЮК через два месяца.

Улучшение прогноза при оценке влияния ЭНЮК на ЭАМ меньше и значимо только на уровне $p < 0.06$ при $\Delta_2 = 0$ и $d_{add,2} = 5$ (рис. 5б). Поэтому такой результат не считается далее убедительным признаком существования влияния ЭНЮК на ЭАМ.

Дополнительная проверка адекватности совместной модели проводилась путем генерирования ансамбля ее временных реализаций и их сравнения с наблюдаемым рядом. На рис. 8 представлено среднее значение индекса ЭНЮК, полученное по ансамблю реализаций модели и 95%-ный интервал

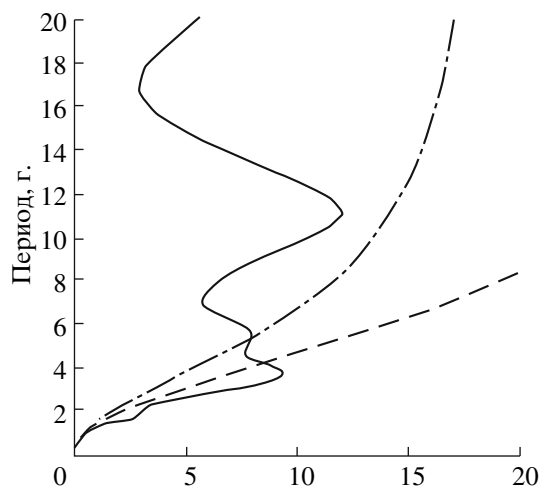


Рис. 9. Пример интегрального вейвлет-спектра одной из реализаций модели.

(плюс-минус 2δ , где δ – стандартное отклонение). Число “выходов” наблюдаемых значений из этого интервала не превышает 5%. Сами реализации модели качественно похожи на наблюдаемый временной ряд. Это подтверждает и вейвлет-анализ: интегральный вейвлет-спектр временной реализации модели (рис. 9) близок к вейвлет-спектру исходного сигнала (рис. 2). В частности, в обоих спектрах присутствуют пики, соответствующие периодам в 3, около 6 и 13 лет. Таким образом, полученная с помощью анализа причинности по Грейнджеру модель в целом адекватно описывает поведение исходного сигнала. Поэтому полученные результаты относительно влияния ЭАМ на ЭНЮК можно считать достоверными.

Оценивались также характеристики воздействия ЭАМ на ЭНЮК при более локальном (во времени) анализе – в скользящем 30-летнем окне. Это позволяет проследить вариации силы воздействия. С опорой на результаты, представленные выше, использовались параметры $d_1 = 6$, $d_{add,1} = 2$, $K_1 = 1$, $\Delta_1 = 0$. По грубым оценкам число свободных параметров модели не должно превышать \sqrt{W} , где $W = 360$ месяцев – длина исследуемого ряда. В рассматриваемом случае число свободных параметров в уравнении для $T_1(t)$ равно $d_1 + d_{add,1} + 1 = 7$, так что оценки можно считать надежными. При увеличении ширины окна до 35 и 40 лет результаты меняются слабо.

В результате анализа выявлено наличие влияния ЭАМ на ЭНЮК на протяжении всего XX века. При этом оно растет со временем при наличии “колебаний” около практически линейного тренда (рис. 10). Следует отметить, что отсутствие значимо отличных от нуля величин $PI_{ЭАМ \rightarrow ЭНЮК}$ в XIX и начале XX века скорее всего связана с плохим “качеством” данных. При этом можно выделить наличие нескольких максимумов, соответствующих 30-летним выборкам 1935–1965, 1950–1980, 1955–1985 и 1970–2000 гг. Максимальная величина влияния ЭАМ на ЭНЮК соответствует интервалу 1970–2000 гг.

Влияние ЭНЮК на ЭАМ уже для всего периода 1870–2006 не было убедительно выявлено. Поэтому

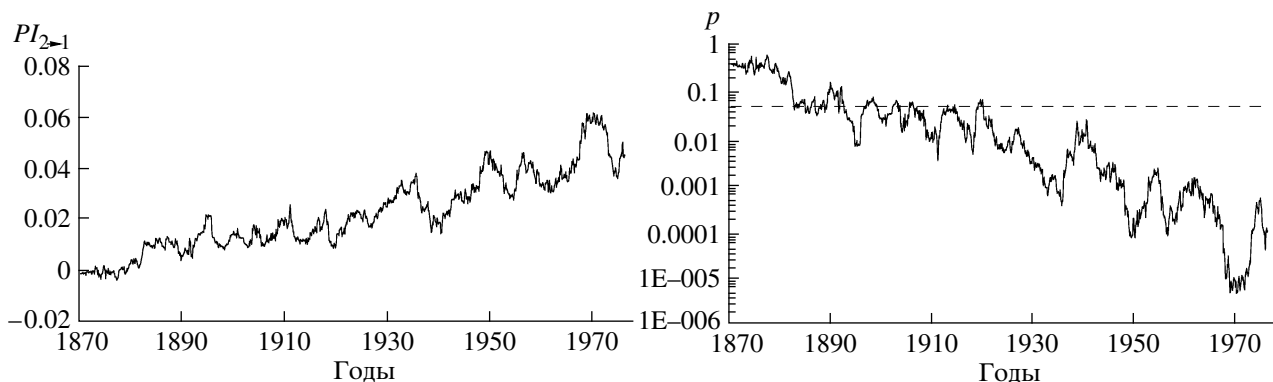


Рис. 10. Изменение во времени $PI_{ЭАМ \rightarrow ЭНЮК}$ и оценки уровня статистической значимости p при $d_1 = 6$, $d_{add,1} = 2$ и $\Delta_1 = 0$ и скользящем 30-летнем окне. По оси абсцисс отложен первый год соответствующего 30-летия.

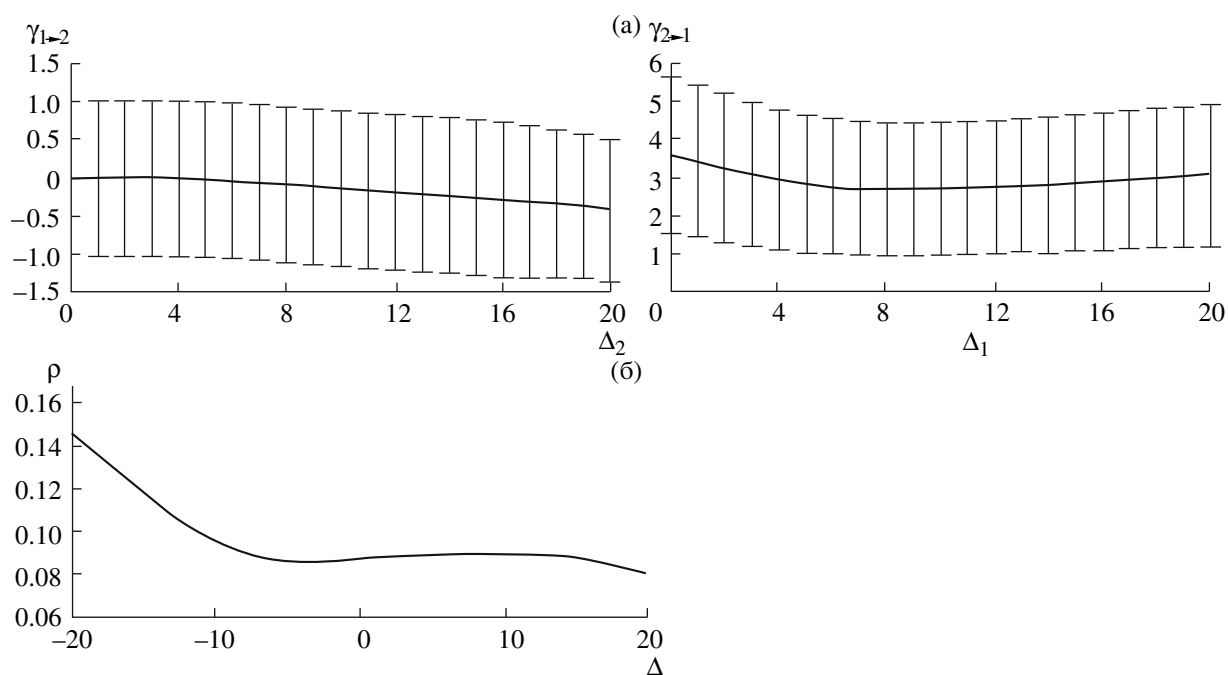


Рис. 11. Анализ фазовой динамики для полосы частот 0–0.02 1/мес, параметр $\tau = 54$ мес. Положительные значения $\gamma_{2 \rightarrow 1}$ (т.е. $\gamma_{ЭАМ \rightarrow ЭНЮК}$) свидетельствуют о наличии влияния ЭАМ на ЭНЮК и отсутствии обратного воздействия (а). Вертикальными линиями отмечены 95%-ные доверительные интервалы. На рис. 11б показана зависимость коэффициента фазовой когерентности ρ от Δ (отрицательные значения Δ соответствуют влиянию ЭАМ на ЭНЮК, положительные – обратному воздействию).

и при анализе в скользящем окне не было получено значимых выводов о наличии такого влияния.

4.2. Моделирование фазовой динамики

Результаты, полученные на основе моделирования фазовой динамики, отчасти подтверждают анализ причинности по Грейнджеру. Как уже указывалось выше, сигналы без ярко выраженного ритма нуждаются в предварительной фильтрации. Выбор границ и ширины полосы фильтрации делался на

основе интегрального вейвлет-спектра исходных данных (рис. 2). Анализ проводился при различных полосах фильтрации обоих сигналов, при этом эти полосы, вообще говоря, не обязаны пересекаться. Рассматривались полосы частот, соответствующие следующим периодам: 52 и более, 36–52, 12–36 месяцев для ЭАМ; 52 и более, 12–52 месяцев для ЭНЮК.

Отмечено влияние ЭАМ на ЭНЮК в полосе частот, соответствующих периодам от 52 месяцев и больше (рис. 11а, параметр τ в этом случае прини-

маля равным 54 мес, т.к. это точка максимума в спектре ЭНЮК). В данной полосе частот значения ρ не превышают 0.2, так что согласно этому признаку метод применим (рис. 11б). Обратное воздействие в данной полосе частот не отмечено. Однако результаты анализа не столь надежны. Во-первых, значения $\gamma_{2 \rightarrow 1}$ весьма велики (они обычно не должны превышать единицы) из-за сильно зашумленной фазовой динамики – пики в спектрах не очень “узкие”. Во-вторых, $\gamma_{2 \rightarrow 1}$ слабо зависит от пробного запаздывания Δ_1 , хотя сигнал $T_2(t)$ весьма нерегулярный, и должно быть важно, с каким запаздыванием он вводится в модель. Поэтому положительность $\gamma_{2 \rightarrow 1}$ на рис. 11 может означать, что оценка связи становится смещенной.

Для анализа пиков, соответствующих периодам 10 лет и более, исходные ряды слишком коротки – менее 20 характерных периодов. В полосе частот, соответствующих масштабам Эль-Ниньо, сигналы слишком синхронизованы: $\rho = 0.6–0.9$. Поэтому вывод о наличии и направленности связи сделать не удается.

Таким образом, моделирование фазовой динамики в целом дает не столь убедительные результаты, как анализ причинности по Грейнджеру. Это связано с тем, что пики в спектрах мощности сигналов не очень ярко выражены. Поэтому, во-первых, определить фазы сигналов затруднительно – неизвестно заранее, какую следует выбирать полосу фильтрации. Во-вторых, фазовая динамика оказывается сильно зашумленной, что приводит к снижению чувствительности метода. С этими оговорками можно отметить, что результаты моделирования фазовой динамики обнаруживают некоторые признаки, подтверждающие вывод о наличии воздействия ЭАМ на ЭНЮК.

4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

На основе анализа причинности по Грейнджеру с высокой достоверностью выявлено влияние ЭАМ на ЭНЮК по данным наблюдений. Это воздействие характеризуется временем инерционности два месяца. Нелинейных эффектов достоверно не выявлено. Отмечено усиление воздействия в течение XX века. Влияния ЭНЮК на ЭАМ, значимого хотя бы на уровне $p = 0.05$, не отмечено.

Анализ фазовой динамики показал наличие взаимодействия ЭАМ и ЭНЮК на масштабах более 4 лет (52 месяца), при этом ведущим процессом также является ЭАМ. Для более быстрых масштабов времени не удается сделать вывод о наличии взаимодействия.

Работа выполнена при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (гранты №№ 07-05-00381, 08-05-00532), Минобрнауки и программ РАН, в том числе программы Президиу-

ма РАН “Математические методы в нелинейной динамике”.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Мохов И.И., Петухов В.К.* Пространственно-временные климатические структуры. Ч. I, II. М.: ИФА АН СССР, 1989. 191 с.
2. *Arpe K., Bengtsson L., Golitsyn G.S. et al.* Connection between Caspian Sea level variability and ENSO // *Geophys. Res. Lett.* 2000. V. 27. № 17. P. 2693–2699.
3. *Бышев В.И.* Синоптическая и крупномасштабная изменчивость океана и атмосферы. М.: Наука, 2003. С. 343.
4. *Jevrejeva S., Moore J.C., Grinsted A.* Influence of the Arctic Oscillation and El Nino-Southern Oscillation (ENSO) on ice condition in the Baltic Sea: The wavelet approach // *J. Geophys. Res.* 2003. V. 108. № D21. 4677, doi: 10.1029/2003JD003417.
5. *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.
6. *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.
7. *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.
8. *Merle J.* Variabilite thermique annuelle de l’ocean Atlantique equatorial Est. L’hypothese d’un “El Nino” Atlantique // *Oceanol. Acta* 3. P. 209–220.
9. *Zebiak S.E.* Air-sea interaction in the equatorial Atlantic region // *J. Climate.* 1993. V. 6. P. 1567–1586.
10. *Keenlyside N.S., Latif M.* Understanding equatorial Atlantic interannual variability // *J. Climate.* 2007. V. 20. P. 131–142.
11. *Latif M., Grotzner A.* The equatorial Atlantic oscillation and its response to ENSO // *Climate Dynamics.* 2000. V. 16. P. 213–218.
12. *Chang P., Fang Y., Saravanan R. et al.* The cause of the fragile relationship between the Pacific El Nino and the Atlantic Nino // *Nature.* 2006. P. 324–328, doi: 10.1038/nature05053.
13. *Mokhov I.I., Bezverkhny V.A., Karpenko A.A. et al.* Cross-wavelet analysis of coherence and time lags between El Nino and Atlantic equatorial mode // *Research Activities in Atmospheric and Oceanic Modeling / Ed. J. Cote.* Geneva: World Climate Research Programme, 2007. WMO TD–№ 1397. P. 02.19.–02.20.
14. *Мохов И.И., Смирнов Д.А.* Диагностика причинно-следственной связи солнечной активности и изменений глобальной приповерхностной температуры Земли // *Изв. РАН. Физика атмосферы и океана.* 2008. Т. 44. № 3. С. 283–293.
15. *Wang W., Anderson B.T., Kaufmann R.K., Myneni R.B.* The relation between the North Atlantic Oscillation and SSTs in North Atlantic basin // *J. Climate.* 2004. V. 17. P. 4752–4759.

16. Rayner N.A., Parker D.E., Horton E.B., et. el. 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.
17. Granger C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods // *Econometrica*. 1969. V. 37. P. 424–438.
18. Ancona N., Marinazzo D., Stramaglia S. Radial basis function approach to nonlinear Granger causality of time series // *Phys. Rev. E*. 2004. V. 70. № 5. 056221.
19. 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.
20. Hlavackova-Schindler K., Palus M., Vejmelka M., Bhattacharya J. Causality detection based on information-theoretic approaches in time series analysis // *Phys. Rep.* 2007. V. 441. P. 1–46.
21. Rosenblum M.G., Pikovsky A.S. Detecting direction of coupling in interacting oscillators // *Phys. Rev. E*. 2001. V. 64. № 4. 045202.
22. Gabor D. Theory of communication // *J. IEEE (London)*. 1946. V. 93. P. 429–459.
23. Cimponeriu L., Rosenblum M., Pikovsky A. Estimation of delay in coupling from time series // *Phys. Rev. E*. 2004. V. 70. № 4. 046213.
24. Smirnov D.A., Bezruchko B.P. Estimation of interaction strength and direction from short and noisy time series // *Phys. Rev. E*. 2003. V. 68. № 4. 046209.
25. Смирнов Д.А., Карнеев И.А., Безручко Б.П. Выявление связи между осцилляторами по коротким временным рядам: условие применимости метода моделирования фазовой динамики // *Письма в ЖТФ*. 2007. Т. 33. Вып. 4. С. 19–26.

Analysis of the Cause and Effect Relationships between El Niño in the Pacific and its Analog in the Equatorial Atlantic

S. S. Kozlenko^a, I. I. Mokhov^a, and D. A. Smirnov^b

^a A.M. Obukhov Institute of Atmospheric Physics, Russian Academy of Sciences, Pyzhevskii per. 3, Moscow, 119017 Russia
e-mail: mokhov@ifaran.ru

^b Kotelnikov Institute of Radioengineering and Electronics, Saratov Branch, Russian Academy of Sciences,
ul. Zelenaya 8, Saratov, 410019 Russia

Received September 19, 2008; in final form, January 26, 2009

Abstract—The relations between the processes occurring in the equatorial latitudes of the Pacific and Atlantic oceans were studied on the basis of the Granger causality analysis and a simulation of phase dynamics using the indices of the El Niño–Southern Oscillation (ENSO) and the equatorial Atlantic mode (EAM). Data on the monthly means of the sea-surface temperature over the period 1870–2006 for the Niño 3 (5°S–5°N, 150°W–90°W) and Niño 3.4 (5°S–5°N, 170°W–120°W) regions in the Pacific and the Atlantic 3 region (20°W–0, 3°S–3°N) in the Atlantic Ocean were used as the ENSO and EAM indices. The statistically significant influence of the EAM on the ENSO is noted. The lag time of this influence is estimated at two months. No significant reverse effect is revealed. An increase in the EAM’s influence on the ENSO was observed in the second half of the 20th century.