

УДК 551.583

ОЦЕНКИ СВЯЗИ ВАРИАЦИЙ АТЛАНТИЧЕСКОЙ ДОЛГОПЕРИОДНОЙ ОСЦИЛЛЯЦИИ И ЭЛЬ-НИНЬО–ЮЖНОГО КОЛЕБАНИЯ

© 2015 г. И. И. Мохов*, Д. А. Смирнов**,***

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

119017 Москва, Пыжевский пер., 3

E-mail: mokhov@ifaran.ru

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

410019 Саратов, ул. Зелёная, д. 38

***Институт прикладной физики РАН

603950 Нижний Новгород, ул. Ульянова, 46

E-mail: smirnovda@yandex.ru

Поступила в редакцию 11.08. 2014 г., после доработки 28.10.2014 г.

С использованием анализа причинности по Грейнджеру и оценки долгосрочных эффектов исследованы связи Атлантической долгопериодной (междесятилетней) осцилляции (АМО) и Эль-Ниньо–Южного колебания (ЭНЮК) по среднемесячным данным за период 1870–2013 гг. Выявлена двунаправленная связь в динамике этих процессов, причем в целом за весь период сильнее влияние ЭНЮК на АМО с существенно более слабым обратным влиянием. Более детальный анализ выявил переменный характер связи: более сильное воздействие ЭНЮК на АМО выявлено в начале исследуемого периода, тогда как более значимое обратное влияние и его рост имеют место в последние годы на фоне ослабления влияния ЭНЮК на АМО.

Ключевые слова: климатическая изменчивость, квазициклические процессы, Эль-Ниньо/Южное колебание, Атлантическое долгопериодное колебание, причинно-следственные связи.

DOI: 10.7868/S0002351515050089

1. ВВЕДЕНИЕ

С квазициклическими явлениями Эль-Ниньо/Южное колебание (ЭНЮК, El-Nino/Southern Oscillation – ENSO) и Атлантической долгопериодной (междесятилетней) осцилляцией (Atlantic Multidecadal Oscillation – АМО) связаны значимые глобальные и региональные климатические процессы [1] (см. также [2–9]). Определение взаимосвязи изменений глобального климата в течение последних полутора столетий с квазициклическими процессами типа ЭНЮК, АМО, Тихоокеанской десятилетней осцилляции, от которых существенно зависит глобальная и региональная климатическая изменчивость с периодами от нескольких лет до нескольких десятилетий, – одна из ключевых задач климатических исследований. Необходимы обоснованные количественные оценки и более надежное понимание взаимодействия между ключевыми крупномасштабными процессами.

Квазициклические процессы Эль-Ниньо характеризуются аномалиями температуры поверхности в экваториальных широтах Тихого океана с периодичностью в диапазоне 2–8 лет – в среднем около 4–5 лет. При этом проявляются заметные междесятилетние вариации явлений Эль-Ниньо.

АМО проявляется в вариациях температуры поверхности Северной Атлантики с периодичностью около шести десятилетий. При этом проявляются заметные десятилетние и внутри десятилетние вариации АМО. Результаты кросс-вейвлетного анализа разных индексов ЭНЮК и АМО свидетельствуют о проявлении значимой когерентности и более долгопериодных (междесятилетних и десятилетних), и более короткопериодных (межгодовых и внутригодовых) вариаций этих квазициклических процессов [4, 6, 16, 17, 23]. Следует отметить, что наряду с временными интервалами более статистически значимой когерентности ЭНЮК и АМО отмечаются интервалы с их статистически незначимой когерентностью.

В данной работе анализируется взаимное влияние вариаций ЭНЮК и АМО по эмпирическим данным за последние полтора столетия с построением авторегрессионных моделей и определением на их основе различных характеристик связи: оценок относительно краткосрочных и более долгосрочных воздействий. Краткосрочное воздействие характеризовалось оценками причинности по Грейнджеру (улучшения прогноза эмпириче-

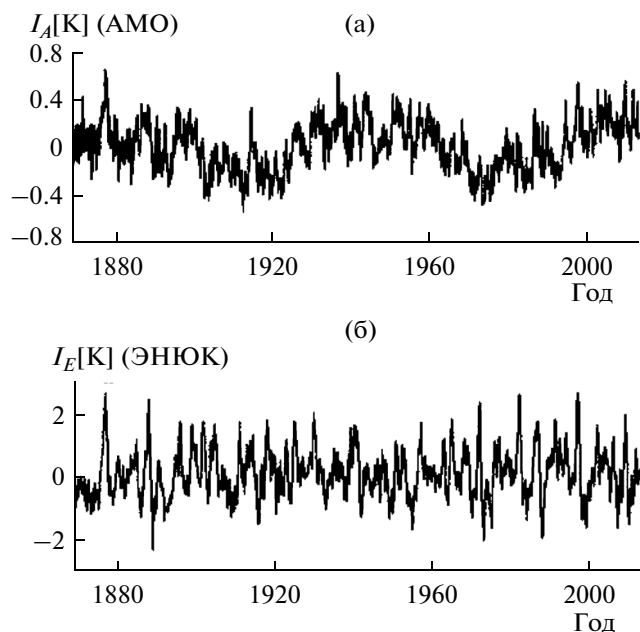


Рис. 1. Индексы АМО (а) и ЭНЮК (б) с удаленным годовым ходом.

ских моделей) [10–13], что все чаще используется при анализе климатических данных [14–23]. Долгосрочное воздействие в развитие общего подхода [15, 16] предложено характеризовать изменением дисперсии процесса при изменении параметров связи и источников шума в эмпирической модели.

2. ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ДАННЫЕ

При анализе использовались среднемесячные данные (<http://www.esrl.noaa.gov/>) для аномалий индексов ЭНЮК I_E и АМО I_A для периода 1870–2013 гг. В качестве индекса I_E использовалась температура поверхности Тихого океана в приэкваториальной области Niño3.4 ($5^\circ \text{N}–5^\circ \text{S}$, $170^\circ–120^\circ \text{W}$), а качестве индекса I_A – температура поверхности в Северной Атлантике (от 0° до 70°N). Анализируемые временные ряды данных с исключенным годовым ходом представлены на рис. 1.

3. МЕТОДЫ ОЦЕНКИ КРАТКОСРОЧНОЙ И ДОЛГОСРОЧНОЙ СВЯЗИ

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 процесс x_2 (воздействие $1 \rightarrow 2$) и x_2 на x_1 (воздействие $2 \rightarrow 1$) с количественной оценкой этих воздействий.

3.1. Оценки краткосрочной связи. Оценки причинности по Грейнджеру основаны на построе-

нии эмпирических моделей и расчете ошибок прогноза одного процесса на один шаг вперед (краткосрочного прогноза) с учетом и без учета другого процесса [10–13]. При линейной оценке далее используется традиционная процедура (см., напр. [21, 22]). 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 модели, ξ_k – белый шум. Здесь и далее используются следующие обозначения: $\Sigma_k^2 = \sum_{t=d_{\max}+1}^N \left(x_k(t) - A_{k,0} - \sum_{i=1}^{d_k} A_{k,i} x_k(t-i) \right)^2$ – сумма квадратов остаточных ошибок модели, d_{\max} – максимальное значение пробного порядка модели, A_k – вектор коэффициентов $A_{k,i}$. Вектор A_k оценивается методом наименьших квадратов, т.е. $\hat{A}_k = \arg \min_{A_k} \Sigma_k^2$. С введением обозначения $s_k^2 = \min_{A_k} \Sigma_k^2$ оценка дисперсии шума ξ_k принимает вид $\hat{\sigma}_k^2 = s_k^2 / (N - d_{\max})$. Для подбора d_k используется информационный критерий Шварца [26]: d_k меняется от нуля до d_{\max} и выбирается из условия минимизации величины $S_k = \frac{(N - d_{\max})}{2} \ln \hat{\sigma}_k^2 + \frac{d_k + 1}{2} \ln (N - d_{\max})$. При найденном d_k строится совместная модель

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

где $d_{j \rightarrow k}$ – количество учтенных значений величины x_j , η_k – белый шум. Коэффициенты модели (2) также определяются методом наименьших квадратов. Если обозначить через $\hat{\sigma}_{k|j}^2$ дисперсию ее остаточных ошибок, то нормированная величина улучшения прогноза $PI_{j \rightarrow k} = (\hat{\sigma}_k^2 - \hat{\sigma}_{k|j}^2) / \hat{\sigma}_k^2$ характеризует воздействие $j \rightarrow k$.

Для оценки статистической значимости вывода об отличии $PI_{j \rightarrow k}$ от нуля используется F -тест Фишера [27] – им при данном $d_{j \rightarrow k}$ характеризуется уровень значимости вывода p (вероятность случайной ошибки). Поскольку проводится тестирование при различных пробных размерах вплоть до текущей $d_{j \rightarrow k}$ (множественное), то итоговый уровень значимости оказывается хуже

(т.е. больше), чем “поточечный” уровень p . Часто используемая [16, 17, 21, 22] поправка Бонферрони определяется умножением p на количество проведенных тестов $d_{j \rightarrow k}$. Для подбора $d_{j \rightarrow k}$ минимизируется величина $d_{j \rightarrow k} p$ — далее p_{\min} . Если p_{\min} меньше некоторой малой величины (0.05 или 0.1), то признается наличие ненулевого улучшения прогноза и наличие воздействия $j \rightarrow k$, хотя последнее заключение не всегда строго обосновано [28–31]. Критерий Шварца при подборе $d_{j \rightarrow k}$ оказывается более строгим и часто дает нулевое оптимальное значение $d_{j \rightarrow k}$, даже когда значения p_{\min} при ненулевых $d_{j \rightarrow k}$ малы (порядка 0.01). Далее приводятся результаты, полученные при использовании критерия Шварца для выбора d_k и критерия Фишера для выбора $d_{j \rightarrow k}$. Пробные значения d_k и $d_{j \rightarrow k}$ варьируются в таком диапазоне, чтобы число коэффициентов любой используемой АР-модели было много меньше длины рядов анализируемых данных. Оценки получаются сначала для всего интервала 1870–2013 гг., а затем проводится анализ в “скользящем окне”. При анализе всего ряда или его значительной части (окна длиной 60 лет) принимается $d_{\max} = 12$. При длине окна 10, 20 или 30 лет принимается $d_{\max} = 6$, чтобы итоговое количество коэффициентов в каждом уравнении совместной модели оставалось всегда меньше \sqrt{N} .

Поиск модели (2) по наименьшей среднеквадратической ошибке прогноза одновременно должен обеспечить и дельта-коррелированность остаточных ошибок модели (т.е. соответствие их свойств требованию белых шумов ξ_k и η_k в АР-моделях) при ее достаточной размерности [10, 11, 26]. Это выполнялось для всех оптимальных моделей, что проверялось по оценкам корреляционных функций остаточных ошибок.

Нелинейные оценки осуществляются аналогичным образом, только вместо линейных функций в правой части АР уравнений используются нелинейные. В данной работе использовались многочлены невысокого порядка, так как объем данных ограничен, а количество коэффициентов АР модели быстро растет с ростом порядка многочлена.

3.2. Оценки долгосрочной связи. Причинность по Грейнджеру характеризует ошибку прогноза на один “временной шаг” вперед, т.е. насколько наличие одного процесса (x) влияет на разброс значений другого (y) в следующий момент времени при фиксированном состоянии y в данный момент времени. Это отражает краткосрочное воздействие x на y . Важно также диагностировать, к каким долгосрочным изменениям в одном процессе может привести изменение не только на-

чального состояния, но и параметров другого процесса или параметров связи. Это в [24, 25] оценивалось путем анализа динамики построенной АР-модели (2) в предположении, что она адекватно отражает механизм функционирования процессов и при изменении соответствующих параметров. А именно, оценивалось влияние изменений параметров на тренды, так как анализировались вариации глобальной приповерхностной температуры. В данной работе при оценке эффектов долгосрочной связи, развивая далее подход [24, 25], анализировалась дисперсия процессов (т.е. суммарная мощность флуктуаций на интервале времени, превышающем характерные временные масштабы процесса) и ее изменение при тех или иных гипотетических изменениях параметров АР-модели.

Шумы в АР-модели (2) считались гауссовскими (это примерно соответствует свойствам гистограмм остаточных ошибок модели для рассматриваемых процессов), так что двумерный случайный процесс (η_1, η_2) представляет собой нормальный белый шум с матрицей ковариаций Γ . Дисперсии процессов x_k в уравнениях (2) обозначаются как $\sigma_{x,k}^2$. Они могут быть однозначно найдены по значениям коэффициентов модели (2) и матрице Γ . При этом оценки коэффициентов модели получаются методом наименьших квадратов наряду с оценками дисперсий шумов $\hat{\sigma}_{k|j}^2$, а ковариация шумов (недиагональный элемент Γ) может быть получена как соответствующая моментная оценка по остаточным ошибкам уравнений для $k = 1$ и $k = 2$ в (2). Рассчитанные дисперсии процессов x_k в построенной модели (2) можно сравнить с обычными моментными оценками дисперсий процессов по рядам наблюдений (выборочными дисперсиями): для адекватных моделей они должны совпадать с точностью до статистической погрешности.

Долгосрочный эффект воздействия $j \rightarrow k$ оценивается с использованием построенной АР-модели (2) по степени отличия наблюдаемой дисперсии процесса x_k от ее значения при нулевых коэффициентах связи $b_{k,i} = 0$ (для всех i) в модели и прочих равных условиях, в частности при неизменном значении коэффициентов связи $b_{j,i}$, определяющих обратное влияние $k \rightarrow j$. Характеристика связи обозначается

$$C_{j \rightarrow k} = \frac{\sigma_{x,k}^2 - \sigma_{x,k}^2 [b_{k,i} = 0]}{\sigma_{x,k}^2 [b_{k,i} = 0]}, \quad (3)$$

где в квадратных скобках здесь и далее отмечаются дополнительные условия, при которых получено значение дисперсии. Нормировка в (3) характеризует относительную разность дисперсий x_k при полученных по временным рядам значениях

коэффициентов связи $b_{k,i}$ и при нулевой связи $b_{k,i} = 0$. Величина (3) при однонаправленной связи $j \rightarrow k$ (т.е. при нулевом значении обратной связи) и взаимно некоррелированных шумах положительна. Однако при двунаправленной связи она может быть и отрицательна (см. далее), так что ее не всегда удастся интерпретировать как “вклад” процесса x_j в дисперсию x_k .

Как “вклад в дисперсию” может быть истолкована аналогичная величина, которая получена при дополнительном условии нулевых значений $b_{j,i}$:

$$C_{j \rightarrow k}^{(0)} = \frac{\sigma_{x,k}^2 [b_{j,i} = 0] - \sigma_{x,k}^2 [b_{k,i} = 0, b_{j,i} = 0]}{\sigma_{x,k}^2 [b_{k,i} = 0, b_{j,i} = 0]}. \quad (4)$$

Величина (4) всегда положительна (при взаимно некоррелированных шумах) и показывает, насколько полученные по данным наблюдений значения $b_{k,i}$ увеличивают дисперсию x_k в модели (2) по сравнению со случаем $b_{k,i} = 0$ при нулевой обратной связи $b_{j,i} = 0$.

Ближкий смысл имеет анализ изменений в процессе x_k при изменении (обнулении) дисперсии $\sigma_{j|k}^2$ шума η_j в АР-уравнении для другого процесса (x_j) по сравнению с ее наблюдаемым значением:

$$N_{j \rightarrow k} = \frac{\sigma_{x,k}^2 - \sigma_{x,k}^2 [\sigma_{j|k}^2 = 0]}{\sigma_{x,k}^2 [\sigma_{j|k}^2 = 0]}. \quad (5)$$

Эта величина также положительна (при взаимно некоррелированных шумах) даже в случае двунаправленной связи, что дает возможность использовать подобные характеристики для спектральных разложений [32, 33]. При нулевой обратной связи $b_{j,i} = 0$ величина $N_{j \rightarrow k}$ совпадает с $C_{j \rightarrow k}^{(0)}$ и $C_{j \rightarrow k}$.

Введенные характеристики отражают эффект воздействия процесса x_j на x_k , состоящий в изменении стационарной (квазистационарной) характеристики процесса x_k (его дисперсии) при изменении параметров. Стационарные (квазистационарные) характеристики эмпирически проявляются в рядах данных, длина которых существенно превышает характерные временные масштабы анализируемых процессов. Таким образом, $N_{j \rightarrow k}$, $C_{j \rightarrow k}^{(0)}$ и $C_{j \rightarrow k}$ являются долгосрочными характеристиками воздействия.

4. РЕЗУЛЬТАТЫ АНАЛИЗА

4.1. Анализ для всего временного интервала 1870–2013 г. Далее индекс АМО – x_1 , индекс ЭНЮК – x_2 (рис. 1). Индивидуальная модель для вариаций АМО оптимальна при $d_1 = 1$: стандарт-

ное отклонение ошибки прогноза $\sigma_1 = 0.09$ К при стандартном отклонении ТПСА $\sigma_{x,1} = 0.21$ К. Индивидуальная модель для ЭНЮК оптимальна при $d_2 = 6$: $\sigma_2 = 0.29$ К при $\sigma_{x,2} = 0.76$ К. Модель (2) для вариаций АМО с учетом ЭНЮК (т.е. уравнение с $k = 1$) оптимальна при $d_{2 \rightarrow 1} = 2$ с улучшением прогноза $PI_{2 \rightarrow 1} = 0.016$ при уровне значимости $p_{\min} = 3 \times 10^{-6}$, т.е. воздействие ЭНЮК на вариации АМО выявляется надежно. Для обратного воздействия $PI_{1 \rightarrow 2} = 0.002$ при $d_{1 \rightarrow 2} = 1$ с уровнем значимости $p_{\min} = 0.09$, т.е. выявляется менее надежно.

При использовании нелинейных моделей с многочленами второго порядка результаты остаются почти теми же при моделировании вариаций АМО, а для вариаций ЭНЮК такой анализ дает меньшее значение индивидуальной размерности ($d_2 = 3$) и, возможно, поэтому большее улучшение прогноза при учете АДК (порядка 0.01), значимое на уровне 0.02. Однако критерий Шварца для нелинейных моделей оказывается больше, чем для линейных (как для индивидуальных, так и для совместных), что свидетельствует о меньшей эффективности первых. Дальнейший нелинейный анализ целесообразен, но требует привлечения дополнительных соображений (вид нелинейных функций в модели и др.) для обеспечения надежности результатов. В связи с этим ниже представлены результаты только линейного анализа.

Долгосрочные эффекты были оценены на основе упомянутой выше эмпирической модели

$$\begin{aligned} x_1(t) &= a_{1,1}x_1(t-1) + b_{1,1}x_2(t-1) + b_{1,2}x_2(t-2) + \eta_1(t), \\ x_2(t) &= \sum_{i=1}^6 a_{2,i}x_2(t-i) + b_{2,1}x_1(t-1) + \eta_2(t), \end{aligned} \quad (6)$$

где шумы η_1 и η_2 имеют дисперсии $\sigma_1^2 = 0.0071$ К² и $\sigma_2^2 = 0.081$ К² и коэффициент корреляции 0.02 ± 0.02 , $a_{1,1} = 0.91 \pm 0.01$, $b_{1,1} = -0.006 \pm 0.007$, $b_{1,2} = 0.019 \pm 0.007$, $a_{2,1} = 0.90 \pm 0.02$, $a_{2,2} = 0.14 \pm 0.03$, $a_{2,3} = -0.07 \pm 0.033$, $a_{2,4} = 0.016 \pm 0.033$, $a_{2,5} = -0.024 \pm 0.033$, $a_{2,6} = -0.082 \pm 0.024$, $b_{2,1} = -0.058 \pm 0.034$, значения коэффициентов приведены с их стандартными отклонениями [27]. Дисперсии x_1 и x_2 в модели (6) отличаются от соответствующих эмпирических дисперсий меньше, чем на один процент, что свидетельствует об адекватности модели в отношении воспроизведения дисперсий. Характеристики долгосрочных эффектов равны $C_{2 \rightarrow 1} = 0.09$, $C_{1 \rightarrow 2} = 0.001$, $C_{2 \rightarrow 1}^{(0)} = 0.13$, $C_{1 \rightarrow 2}^{(0)} = 0.010$, $N_{2 \rightarrow 1} = 0.13$, $N_{1 \rightarrow 2} = 0.009$. Согласно этим характеристикам влияние ЭНЮК на АМО существенно сильнее, чем обратное. Дисперсия индекса АМО

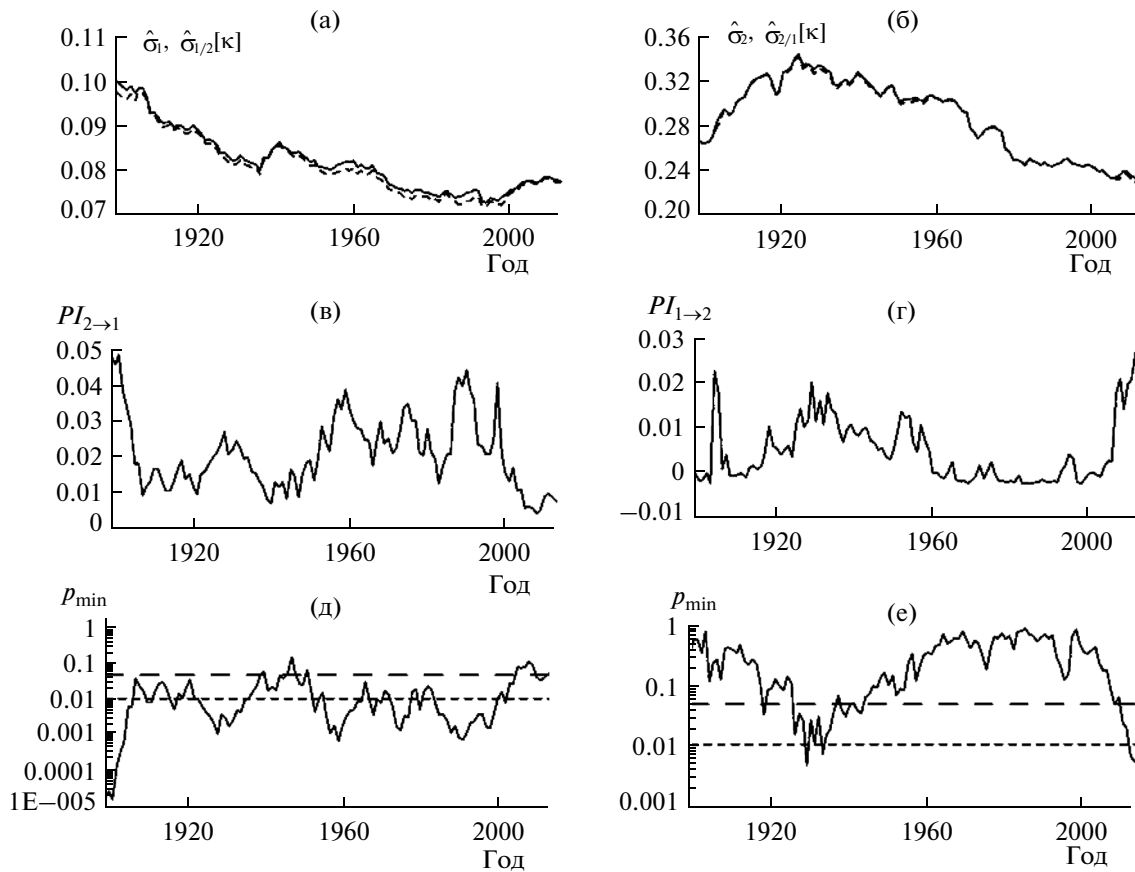


Рис. 2. Оценки краткосрочных эффектов воздействия вариаций ЭНЮК на вариации АМО (а, в, д) и наоборот – АМО на ЭНЮК (б, г, е) при скользящем окне 30 лет: а, б – стандартное отклонение ошибок прогноза индивидуальной (сплошная линия) и совместной (штриховая линия) АР-моделей; в, г – оценки нормированных улучшений прогноза; д, е – соответствующие оценки уровня значимости вывода о ненулевом улучшении прогноза согласно F -тесту для каждого отдельного окна (“поточечный” уровень значимости). Штриховыми линиями показаны пороговые величины: длинными штрихами – 0.05, короткими штрихами – с повторным учетом поправки Бонферрони (величина 0.05, деленная на количество неперекрывающихся окон).

заметно возрастает за счет воздействия ЭНЮК (на 9% по сравнению со случаем без этого воздействия), а при нулевом обратном воздействии (АМО на ЭНЮК) этот рост оказывается еще более существенным (на 13%). Следует отметить, что воздействие $2 \rightarrow 1$ в модели (б) снижает дисперсию индекса АМО x_1 по сравнению со случаем однонаправленной связи $1 \rightarrow 2$, так как коэффициент связи $1 \rightarrow 2$ (АМО на ЭНЮК, $b_{1,2}$) отрицательный, а коэффициент связи $2 \rightarrow 1$ ($b_{2,1}$) положительный. Характеристики $N_{2 \rightarrow 1}$ и $N_{1 \rightarrow 2}$ в данном случае почти совпадают с $C_{2 \rightarrow 1}^{(0)}$ и $C_{1 \rightarrow 2}^{(0)}$. Наличие влияния вариаций АМО на ЭНЮК приводит к изменениям дисперсии индекса ЭНЮК σ_2^2 всего на доли процента (до 1%).

4.2. Анализ в скользящих окнах различной длительности. Поскольку взаимодействие рассматриваемых квазициклических процессов может существенно меняться во времени, проводилась

оценка его характеристик на основе моделей, полученных в скользящем окне фиксированной длины, т.е. в интервалах $[T-W, T]$, где W – длина окна, T – временная координата конца окна. Для каждого окна выбирались оптимальные величины порядков моделей по критериям Шварца и Фишера. Анализ был проведен при $W = 30$ лет (рис. 2, 3), а также при увеличении W до 60 лет (рис. 4, 5) и уменьшении до 20 (рис. 6, 7) и 10 лет.

При $W = 30$ лет АР-модель для вариаций АМО имеет оптимальный порядок d_1 от 1 до 2 (чаще 1), а $d_{2 \rightarrow 1}$ от 1 до 3 (чаще 1), аналогично для ЭНЮК d_2 и $d_{1 \rightarrow 2}$ меняются от 1 до 5 (d_2 чаще 2 или 3, $d_{1 \rightarrow 2}$ обычно 1). На рис. 2а, 2б представлены значения стандартного отклонения ошибок прогноза для индивидуальной и совместной АР-моделей (сплошная и пунктирная линии соответственно) для обоих процессов: для вариаций АМО на рис. 2а, для ЭНЮК на рис. 2б. Относительные улучшения прогноза достигают существенно больших зна-

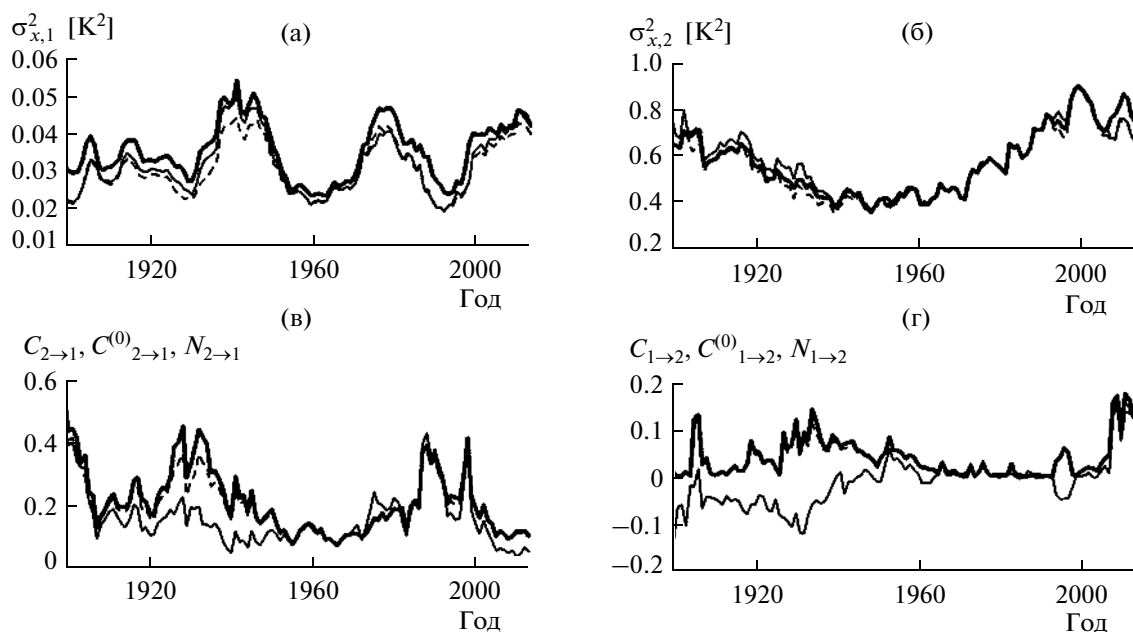


Рис. 3. Оценки долгосрочных эффектов воздействия ЭНЮК на АМО (а, в) и АМО на ЭНЮК (б, г) при скользящем окне 30 лет: а, б — дисперсии процессов x_1 (АМО) и x_2 (ЭНЮК) в модели (2) при наблюдаемых значениях параметров (толстые сплошные линии), при наблюдаемых значениях параметров и обнулении коэффициентов связи b_{1j} (а) или b_{2j} (б) (тонкие сплошные линии), при наблюдаемых значениях параметров и обнулении уровней шума $\sigma_{2|1}$ (а) или $\sigma_{1|2}$ (б) (тонкие штриховые линии); в, г — оценки величин $C_{j \rightarrow k}^{(0)}$ (4) (толстые сплошные линии), $C_{j \rightarrow k}$ (3) (тонкие сплошные линии), и $N_{j \rightarrow k}$ (5) (тонкие штриховые линии).

чений, чем для всего анализируемого интервала (рис. 2в, 2г), значимых как на поточечном, так и на общем уровне 0.05 (рис. 2д, 2е). Для некоторых положений окна выявляется влияние вариаций АМО на ЭНЮК, сопоставимое по краткосрочным характеристикам с влиянием в обратную сторону: максимальное нормированное улучшение прогноза $PI_{1 \rightarrow 2} > 0.03$ сопоставимо с максимальным $PI_{2 \rightarrow 1} \approx 0.05$. Влияние вариаций ЭНЮК на АМО для большинства 30-летних интервалов значимо (рис. 2д) и связь проявляется почти как однонаправленная (ЭНЮК на АМО), но в начале XXI века оно спадает (рис. 2в, 2д), тогда как воздействие вариаций АМО на ЭНЮК в последние годы усиливается (рис. 2г, 2е). С точки зрения используемых критериев, это характеризует смену направленности связи.

На рис. 3 представлены результаты оценки долгосрочных характеристик связи: дисперсии обоих процессов при различных модельных условиях (а, б) и относительные изменения дисперсий (в, г). В целом “сила” воздействия ЭНЮК на АМО (рис. 3в) больше, чем АМО на ЭНЮК: воздействие ЭНЮК на АМО при нулевой обратной связи, характеризуемое величиной $C_{2 \rightarrow 1}^{(0)}$ (толстая сплошная линия на рис. 3в), приводит к относительному росту дисперсии индекса АМО до 40%.

Воздействие ЭНЮК на вариации АМО при фиксированной обратной связи, характеризуемое величиной $C_{2 \rightarrow 1}$, не всегда ведет к такому большому росту (тонкая сплошная линия характеризует “относительную разницу” между толстой и тонкой сплошными линиями на рис. 3а), но сопоставимо. Задание дисперсии шума $\sigma_{2|1}^2$ в модельном уравнении для ЭНЮК, равной ее эмпирической оценке, а не нулю также увеличивает дисперсию индекса АМО на 40%. Это представлено величиной $N_{2 \rightarrow 1}$ на рис. 3а, где штриховая линия характеризует относительную разницу между толстой сплошной и штриховой линиями. Следует отметить, что на рис. 3, 5, 7 величины $N_{j \rightarrow k}$ часто близки к $C_{j \rightarrow k}^{(0)}$, так что штриховые и толстые сплошные линии почти совпадают.

Воздействие вариаций АМО на ЭНЮК в целом не столь велико, но в последние годы оно обеспечивает увеличение дисперсии ЭНЮК до 20% за счет ненулевого коэффициента связи с АМО (величины $C_{1 \rightarrow 2}^{(0)}$ и $C_{1 \rightarrow 2}$), примерно тех же значений достигает и $N_{1 \rightarrow 2}$. Величины $C_{1 \rightarrow 2}^{(0)}$ и $N_{1 \rightarrow 2}$ достигают 10% и в более ранние периоды, например 1901–1930 гг. Следует отметить, что эффект $C_{1 \rightarrow 2}$ изменения дисперсии за счет ненулевого коэф-

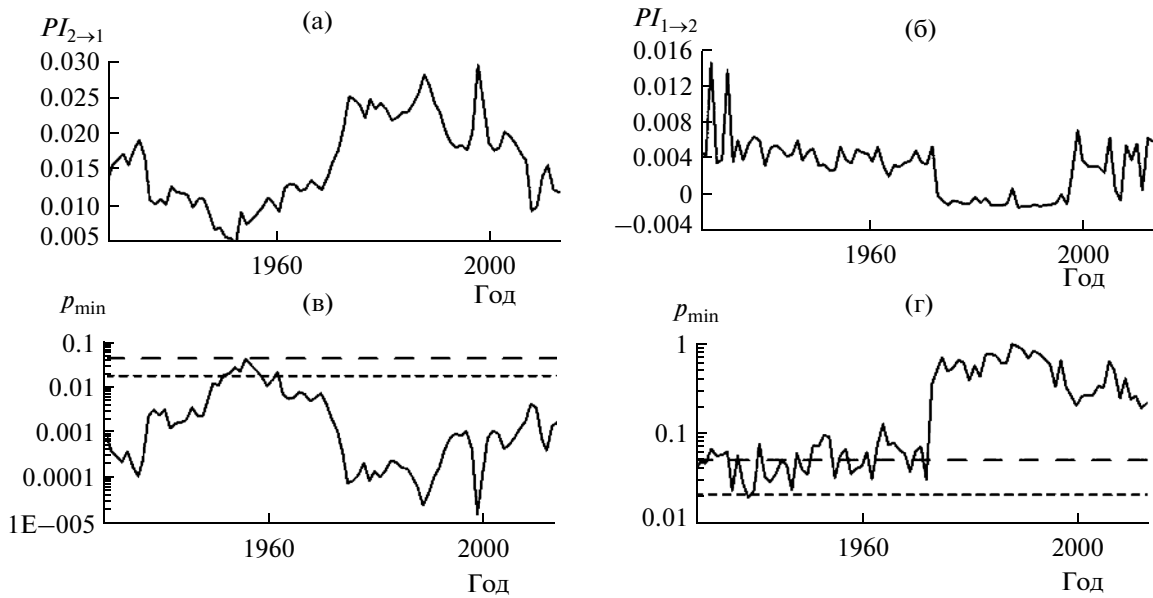


Рис. 4. Оценки краткосрочных эффектов воздействия ЭНЮК на АМО а, в и АМО на ЭНЮК б, г при скользящем окне 60 лет: а, б — оценки нормированных улучшений прогноза; в, г — соответствующие оценки уровня значимости. Штриховыми линиями показаны пороговые величины: длинными штрихами — 0.05, короткими штрихами — величина 0.05, деленная на количество неперекрывающихся окон.

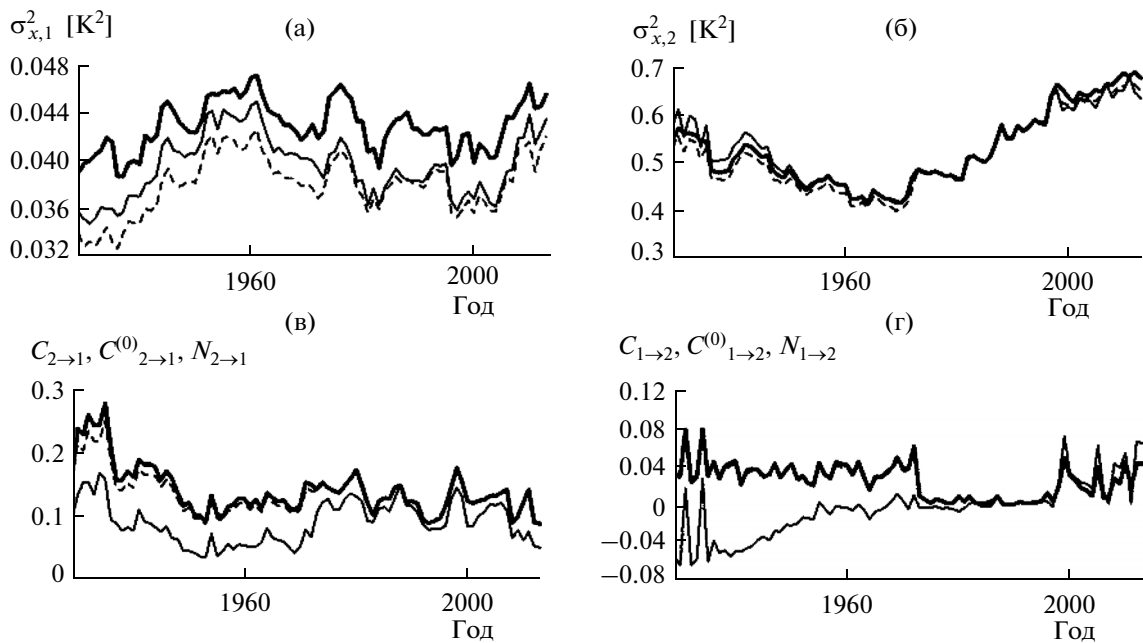


Рис. 5. Оценки долгосрочных эффектов воздействия ЭНЮК на АМО (а, в) и АМО на ЭНЮК (б, г) при скользящем окне 60 лет. Обозначения те же, что на рис. 3.

фициента связи при фиксированной обратной связи может быть и существенно отрицательным (рис. 3г), что реализуется при наличии воздействий в обе стороны с коэффициентами разного знака. Согласно полученным результатам (рис. 2, 3) период 1950–1980 гг. характеризуется незначимыми воздействиями в обе стороны. До этого связь

была двунаправленной с преобладанием воздействия ЭНЮК на АМО, после — проявилась “почти однонаправленная” связь ЭНЮК АМО, которая в последние годы сменилась на “почти однонаправленную” связь АМО ЭНЮК.

Аналогичные результаты при более длинном 60-летнем скользящем окне представлены на

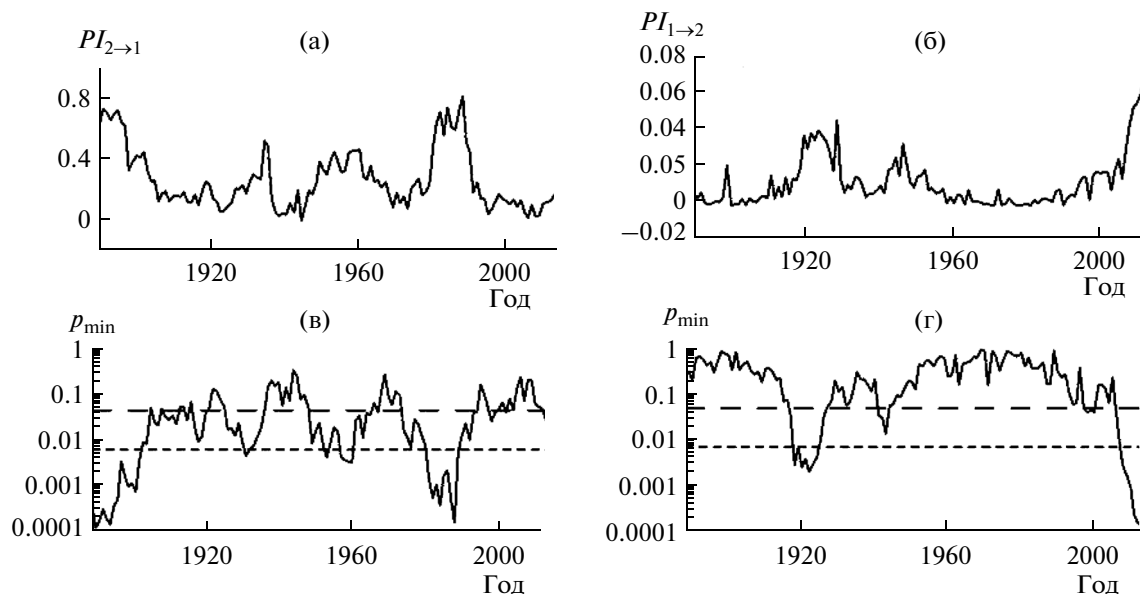


Рис. 6. Оценки краткосрочных эффектов воздействия ЭНЮК на АМО (а, в) и АМО на ЭНЮК (б, г) при скользящем окне 20 лет: а, б — оценки нормированных улучшений прогноза; в, г — соответствующие оценки уровня значимости. Обозначения те же, что на рис. 4.

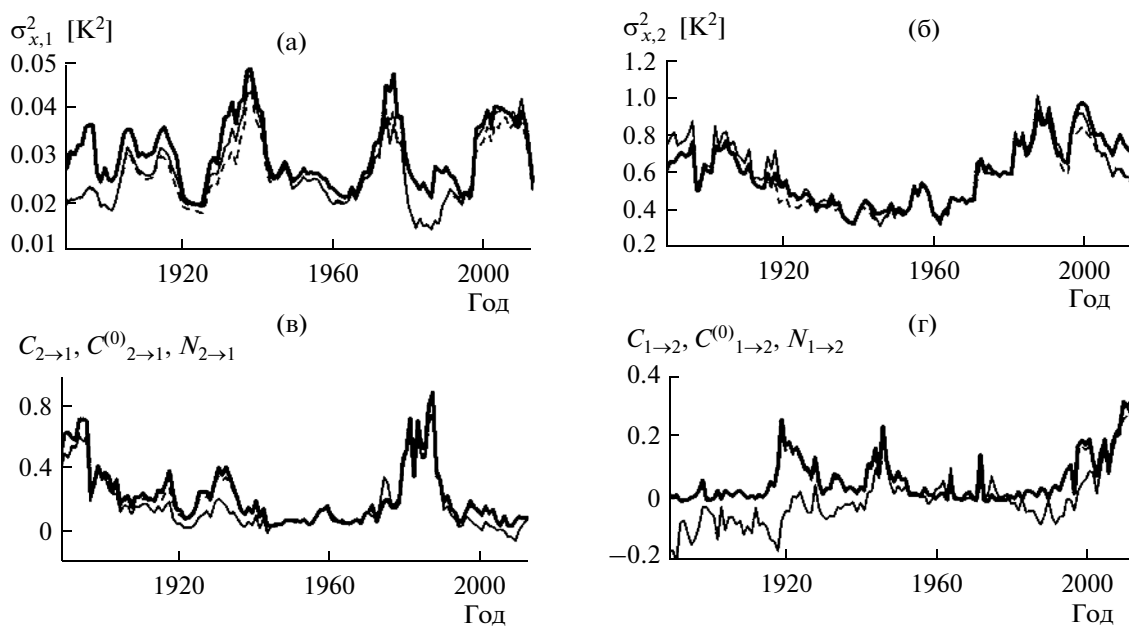


Рис. 7. Оценки долгосрочных эффектов воздействия ЭНЮК на АМО (а, в) и АМО на ЭНЮК (б, г) при скользящем окне 20 лет. Обозначения те же, что на рис. 3, 5.

рис. 4, 5. Общие выводы подобны при том отличии, что в большем окне не выявляется влияние вариаций АМО на ЭНЮК в последние годы, а проявляются только его статистически незначимые признаки. При более коротких, 20-летнем (рис. 6, 7) и 10-летнем, окнах проявляется более детальная динамика, чем при 30-летнем окне. Однако наиболее надежными представляются оцен-

ки при 30-летнем окне — для него ближе друг к другу выборочные дисперсии процессов и рассчитанные для модели (2). Согласно оценкам в 20-летнем окне ЭНЮК также сильнее всего влияет на вариации АМО в начале анализируемого временного интервала, а обратное воздействие усиливается в конце его (рис. 6, 7). Существенно, что общая продолжительность интервалов со значимыми оцен-

ками связи при 20-летнем окне существенно уменьшается по сравнению с 30-летним. При 10-летнем окне результаты во многом подобны с тем отличием, что погрешности моделей при воспроизведении дисперсии сигналов еще более растут, а интервалы значимых оценок связей почти отсутствуют.

5. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Исследованы относительно краткосрочные (с анализом причинности по Грейнджеру) и более долгосрочные связи вариаций АМО и ЭНЮК. Результаты анализа данных для периода 1870–2013 гг. свидетельствуют, что в целом сильнее влияние ЭНЮК на АМО. Обратное влияние относительно слабо значимо и существенно меньше по величине как краткосрочных, так и долгосрочных эффектов. Согласно оценкам для всего анализируемого интервала ЭНЮК увеличивает дисперсию вариаций индекса АМО на величину около 10%. Обратное влияние в целом для всего интервала на порядок слабее.

Более детальный анализ в скользящем окне (наиболее информативны и надежны результаты для 30-летнего окна) выявил переменный во времени характер связей. Более сильное воздействие ЭНЮК на АМО выявлено в начале анализируемого интервала, а обратное влияние более значимо проявляется и растет в последние годы. Согласно эмпирическим авторегрессионным моделям (2) рост дисперсии индекса АМО до 40% за счет влияния ЭНЮК отмечался в начале анализируемого интервала, а в последние годы выявлен рост дисперсии индекса ЭНЮК до 20% за счет влияния АМО.

Таким образом, при анализе данных выявлена двунаправленная связь между вариациями ЭНЮК и АМО с общим доминированием влияния ЭНЮК на АМО. При этом согласно полученным оценкам влияние АМО на ЭНЮК усилилось в последние годы и эта тенденция роста сохраняется на фоне ослабления влияния ЭНЮК на АМО.

Следует отметить, что представленные в данной работе результаты не включают оценок эффектов взаимной модуляции циклов ЭНЮК и АМО. Для анализа изменений цикла АМО с характерным периодом более полувека необходимы более длительные ряды данных наблюдений. Подобный анализ возможен с данными эмпирических (палеоклиматических) реконструкций и результатами модельных расчетов.

Данная работа выполнена при поддержке РФФИ (проекты №№ 14-05-00639, 14-02-00492), программ РАН, грантов Президента РФ (НШ-3894.2014.5, НШ-1726.2014.2) и Правительства РФ (соглашение 14.Z50.31.0033 с ИПФ РАН).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change / Eds. T.F. Stocker, D. Qin, G.-K. Plattner *et al.* Cambridge/New York: Cambridge Univ. Press, 2013. 1535 p.
2. Арпе К., Бенгтссон Л., Голицын Г.С. и др. Анализ и моделирование изменений гидрологического режима в бассейне Каспийского моря // ДАН. 1999. Т. 366. № 2. С. 248–252.
3. Груза Г.В., Ранькова Э.Я., Клещенко Л.К., Аристова Л.Н. О связи климатических аномалий на территории России с явлением Эль-Ниньо–Южное колебание // Метеорология и гидрология. 1999. № 5. С. 32–51.
4. Мохов И.И., Елисеев А.В., Хворостянов Д.В. Эволюция характеристик климатической изменчивости, связанной с явлениями Эль-Ниньо/Ла-Нинья // Изв. РАН. Физика атмосферы и океана. 2000. Т. 36. № 6. С. 741–751.
5. 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.
6. Mokhov I.I., Khvorostyanov D.V., Eliseev A.V. Decadal and longer term changes in El Nino–Southern Oscillation characteristics // Intern. J. Climatol. 2004. V. 24. P. 401–414.
7. Мохов И.И., Хон В.Ч. Межгодовая изменчивость и долгопериодные тенденции изменений центров действия атмосферы в Северном полушарии. Анализ данных наблюдений // Изв. АН. Физика атмосферы и океана. 2005. Т. 41. № 6. С. 723–732.
8. Мохов И.И., Семенов В.А., Хон В.Ч. и др. Связь аномалий климата Евразии и Северной Атлантики с естественными вариациями Атлантической термohалинной циркуляции по долгопериодным модельным расчетам // ДАН. 2008. Т. 419. № 5. С. 687–690.
9. Мохов И.И., Тимажеев А.В. Климатические аномалии в регионах Евразии: эффекты явлений Эль-Ниньо/Ла-Нинья // ДАН. 2013. Т. 453. № 2. С. 211–214.
10. Granger C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods // Econometrica. 1969. V. 37. № 3. P. 424–438.
11. Granger C.W.J. Testing for causality // J. Econ. Dynam. Control. 1980. V. 2. P. 329–352.
12. Ancona N., Marinazzo D., Stramaglia S. Radial basis function approach to nonlinear Granger causality of time series // Phys. Rev. E. 2004. V. 70. № 5. P. 056221.
13. Marinazzo D., Pellicoro M., Stramaglia S. Kernel method for nonlinear Granger causality // Phys. Rev. Lett. 2008. V. 100. 144103.
14. Wang W., Anderson B.T., Kaufmann R.K., Myneni R.B. The relation between the North Atlantic Oscillation and SSTs in the North Atlantic basin // J. Climate. 2004. V. 17. № 24. P. 4752–4759.
15. Mosedale T.J., Stephenson D.B., Collins M., Mills T.C. Granger causality of coupled climate processes: Ocean feedback on the North Atlantic Oscillation // J. Climate. 2006. V. 19. № 7. P. 1182–1194.

16. *Mokhov I.I., Smirnov D.A.* El Nino Southern Oscillation drives North Atlantic Oscillation as revealed with nonlinear techniques from climatic indices // *Geophys. Res. Lett.* 2006. V. 33. L03708. doi:10.1029/2005GL024557.
17. *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.
18. *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.
19. *Козленко С.С., Мохов И.И., Смирнов Д.А.* Анализ причинно-следственных связей между Эль-Ниньо в Тихом океане и его аналогом в экваториальной Атлантике // *Изв. РАН. Физика атмосферы и океана.* 2009. Т. 42. № 6. С. 754–763.
20. *Kodra E., Chatterjee S., Ganguly A.R.* Exploring Granger causality between global average observed time series of carbon dioxide and temperature // *Theor. Appl. Climatol.* 2011. V. 104. P. 325–335.
21. *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.* 2011. V. 38. L00F04. doi:10.1029/2010GL045932.
22. *Мохов И.И., Смирнов Д.А., Наконечный П.И. и др.* Взаимосвязь явлений Эль-Ниньо - Южное колебание и индийского муссона // *Изв. РАН. Физика атмосферы и океана.* 2012. Т. 48. № 1. С. 56–66.
23. *Мохов И.И., Смирнов Д.А., Карпенко А.А.* Оценки связи глобальной приповерхностной температуры с разными естественными и антропогенными факторами на основе данных наблюдений // *ДАН.* 2012. Т. 443. № 2. С. 225–231.
24. *Smirnov D.A., Mokhov I.I.* From Granger causality to long-term causality: Application to climatic data // *Phys. Rev. E.* 2009. V. 80. № 1. 016208.
25. *Мохов И.И., Смирнов Д.А.* Эмпирические оценки воздействия естественных и антропогенных факторов на глобальную приповерхностную температуру // *ДАН.* 2009. Т. 426. № 5. С. 679–684.
26. *Schwartz G.* Estimating the dimension of a model // *Ann. Stat.* 1978. V. 6. № 2. P. 461–464.
27. *Себер Дж.* Линейный регрессионный анализ. М.: Мир. 1980. 456 с.
28. *Smirnov D.A., Bezruchko B.P.* Spurious causalities due to low temporal resolution: Towards detection of bidirectional coupling from time series // *Europhys. Lett.* 2012. V. 100. 10005.
29. *Смирнов Д.А., Безручко Б.П.* Выявление взаимного воздействия между колебательными системами по данным наблюдений // *Изв. вузов. Радиофизика.* 2012. Т. 55. № 10–11. С. 736–749.
30. *Смирнов Д.А., Мохов И.И.* Оценка взаимодействия климатических процессов: эффект редкой выборки рядов анализируемых данных // *Изв. РАН. Физика атмосферы и океана.* 2013. Т. 49. № 5. С. 530–539.
31. *Smirnov D.A.* Spurious causalities with transfer entropy // *Phys. Rev. E.* 2013. V. 87. № 4. P. 042917.
32. *Geweke J.* Measures of conditional linear dependence and feedback between time series // *J. Am. Stat. Assoc.* 1982. V. 77. P. 304–313.
33. *Dhamala M., Rangarajan G., Ding M.* Estimating Granger causality from Fourier and wavelet transforms of time series data // *Phys. Rev. Lett.* 2008. V. 100. № 1. P. 018701.

Estimating the Coupling between Variations in the Atlantic Multidecadal Oscillation and the El Niño/Southern Oscillation

I. I. Mokhov^a and D. A. Smirnov^{b, c}

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

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

^c *Institute of Applied Physics, Russian Academy of Sciences, ul. Ul'yanova 46, Nizhny Novgorod, 603950 Russia*
e-mail: smirnovda@yandex.ru

Received August 11, 2014; in final form, October 28, 2014

Abstract—On the basis of monthly mean data obtained over a period of 1870–2013, relations between the Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO) and the El Niño/Southern Oscillation (ENSO) have been studied using the Granger causality analysis and estimates of long-term effects. A bidirectional relationship has been revealed in the dynamics of these processes; moreover, over the entire period as a whole, the ENSO influence on the AMO was significantly stronger than the AMO influence on the ENSO. However, a more detailed analysis has revealed the variable character of this relationship: the ENSO influence on the AMO was stronger at the beginning of the period under study, while, in recent years, the reverse influence and its increase have become more significant against the background of a decrease in the ENSO influence on the AMO.

Keywords: climate variability, quasi-cyclic processes, El Niño/Southern Oscillation, Atlantic multidecadal oscillation, cause–effect relations