

Трехкомпонентный анализ сезонных особенностей взаимосвязи между явлениями Эль-Ниньо, североатлантическим колебанием и индийским муссоном

И. И. Мохов*, **, Д. А. Смирнов***, ****

Проведено исследование взаимосвязи между явлениями Эль-Ниньо — южное колебание (ЭНЮК), североатлантическим колебанием (САК) и индийским муссоном (ИМ) по ежемесячным данным для периода 1871—2013 гг. Наряду с попарным анализом направленных связей между ЭНЮК, САК и ИМ проведен их трехкомпонентный анализ. Для выявления сезонных особенностей направленных связей в смысле причинности по Винеру — Грейнджеру использовалось разное временное разрешение данных — от месяца до полугода. При учете сезонности выявлены эффекты воздействия ЭНЮК на САК, причем с разными знаками зимой и летом. Эффекты воздействия САК на ЭНЮК проявляются лишь при трехкомпонентном анализе. Наиболее сильная взаимосвязь отмечена для ЭНЮК с ИМ. Все выявленные взаимосвязи можно разделить на две группы — “быстрые”, с характерным временем от месяца до нескольких месяцев, и “медленные”, с характерным временем не менее полугода. К быстрым относятся двунаправленные связи между ИМ и ЭНЮК в летние и осенние месяцы и влияния летнего режима САК на режимы ЭНЮК и ИМ в следующем сезоне. К медленным связям относятся воздействия ЭНЮК на САК и на зимний режим ИМ, а также воздействие ИМ на летний режим САК.

Ключевые слова: Эль-Ниньо, североатлантическое колебание, индийский муссон, трехкомпонентный анализ, причинность по Винеру — Грейнджеру, сезонные особенности.

1. Введение

Исследование связи между ключевыми крупномасштабными модами климатической изменчивости необходимо для адекватной оценки роли различных естественных и антропогенных факторов в формировании аномалий и изменений глобального климата. К наиболее значимым на глобальном уровне климатическим процессам относятся явления Эль-Ниньо — южное колебание (ЭНЮК), тихоокеанское десятилетнее колебание, атлантическое долгопериодное колебание, североатлантическое колебание

* Институт физики атмосферы им. А. М. Обухова Российской академии наук; e-mail: tokhov@ifaran.ru.

** Московский государственный университет им. М. В. Ломоносова.

*** Саратовский филиал Института радиотехники и электроники им. В. А. Котельникова Российской академии наук.

**** Институт прикладной физики Российской академии наук.

(САК), арктическое колебание и др. [17]. В данной работе акцент сделан на анализе взаимосвязи важнейших естественных климатических процессов в бассейнах Тихого, Атлантического и Индийского океанов: ЭНЮК — в экваториальных широтах, индийского муссона (ИМ) — в тропических и субтропических широтах и САК — в средних и более высоких широтах. Значимые климатические эффекты, связанные с этими процессами, проявляются в самых разных регионах Земли [2—6, 8, 10—13, 15, 21—27, 29].

С квазициклическими процессами ЭНЮК связаны не только большие аномалии температуры поверхности Тихого океана (ТПО) в экваториальных широтах с квазипериодичностью в диапазоне 2—8 лет, но и значительные межгодовые вариации глобального климата, в частности глобальной приповерхностной температуры [17]. ЭНЮК проявляется как в аномалиях ТПО, так и в атмосферной циркуляции, включая вариации градиента атмосферного давления между центральной и западной частями Тихого океана в тропических широтах. От особенностей режима ЭНЮК зависит риск развития аномалий температурного, гидрологического и циркуляционного режимов в атмосфере разных регионов. Эффекты ЭНЮК проявляются в том числе в циклонической и антициклонической активности, в частности в вероятности среднеширотных блокирующих антициклонов, которые инициируют формирование значительных региональных климатических аномалий. Влияние североатлантического колебания, традиционно характеризуемого градиентом давления в атмосфере между азорским антициклоническим и исландским циклоническим центрами действия в Северной Атлантике, значимо проявляется в межгодовых и междесятилетних климатических вариациях регионально и для Северного полушария в целом [1]. От градиента давления в атмосфере между субтропическими и субполярными широтами зависит западный атмосферный перенос в средних широтах, в том числе перенос тепла и влаги из Северной Атлантики в Евразию и региональная циклоническая активность. С муссонной активностью, в частности с индийским муссоном, связаны гидрологические аномалии в земной климатической системе. Существенно, что при глобальном потеплении климата в связи с увеличением влагоемкости атмосферы при потеплении (в соответствии с уравнением Клаузиуса — Клапейрона) следует ожидать общего усиления муссонной активности. В то же время эффект ослабления муссонов в более влагоемкой атмосфере возможен из-за ослабления атмосферной циркуляции [1]. На режиме индийского муссона сказываются, в частности, особенности внутритропической зоны конвергенции и циркуляций Хэдли и Уокера [34]. Аномалии индийского муссона затрагивают существенную часть населения Земли в зоне влияния муссонов.

Взаимосвязи процессов ЭНЮК, САК и ИМ в разных полосах частот (периоды около 2 лет, 4—5 и 7—8 лет) были оценены в [19] с использованием многоканального сингулярного спектрального анализа. Однако интерпретация результатов с точки зрения воздействий процессов друг на друга была затруднительна. Для разносторонних и детальных исследований климатических процессов целесообразно использование различных методов диагностики причинно-следственных связей в глобальной климатической системе. В последнее время в климатических исследованиях для

этого все более широко используются методы, основанные на построении прогностических моделей по временным рядам данных [6—10, 18, 26—28, 33]. В том числе подобные методы использовались для попарного анализа направленных связей ЭНЮК — САК [8, 26] и ЭНЮК — ИМ [10, 27]. При этом на оценках детектируемых связей и их значимости может сказываться отсутствие учета других потенциально влияющих процессов. Цель данной работы состоит в оценке направленных связей между процессами ЭНЮК, САК и ИМ с использованием трехкомпонентного анализа в дополнение к попарному анализу и с выделением внутригодовых особенностей. При этом внутригодовые особенности характеристик взаимосвязи оцениваются с использованием данных с разным временным разрешением — месячным, сезонным и полугодовым.

2. Анализируемые данные

При анализе использовались временные ряды ежемесячных значений индекса ЭНЮК x_1 (Niño-3.4) — аномалий температуры поверхности в экваториальной области Тихого океана 5 с. ш. — 5 ю. ш., 120—170 з. д. (http://www.esrl.noaa.gov/psd/gcos_wgsp/Timeseries/Nino34/), индекса САК x_2 — аномалий разности нормированных значений давления между североатлантическими центрами действия — азорским антициклоном и исландским циклоном (между Понта-Дельгада на Азорах (или Гибралтаром) и Исландией, <https://crudata.uea.ac.uk/cru/data/nao/>), индекса активности индийского муссона x_3 — аномалий количества осадков над Индией (<ftp://www.tropmet.res.in/pub/data/rain/iitm-regionrf.txt>). Значение автокорреляционной функции для индекса ЭНЮК уменьшается в e раз за 7 месяцев, тогда как соответствующее время для индексов САК и ИМ — менее месяца. Максимальное по модулю значение взаимной корреляционной функции для индексов ЭНЮК и ИМ достигается при временном запаздывании ЭНЮК относительно ИМ на 4 месяца и равно $-0,22$ (оценка стандартного отклонения этой величины при фиксированном фазовом сдвиге составляет $0,025$, так что согласно критерию Стьюдента взаимная корреляция отличается от нуля на уровне значимости, т. е. с вероятностью случайной ошибки, $p \ll 10^{-6}\%$). Для САК и ИМ значение взаимной корреляционной функции максимально при нулевом фазовом сдвиге (равно $0,1$ и значимо на уровне $p < 5\%$), для ЭНЮК и САК — незначимо отличается от нуля.

Корреляционный анализ, однако, позволяет делать выводы о наличии воздействия одного процесса на другой лишь в ситуации двух однонаправленно связанных процессов, описываемых линейными стохастическими дифференциальными уравнениями первого порядка. Оценки направленных связей с помощью метода, позволяющего выявлять воздействия для более широкого круга ситуаций, проводились в данной работе с использованием трех временных рядов $\{x_l(t)\}_{t=1}^N$, $l = 1, 2, 3$, где t — время с шагом один месяц, N — длина ряда, равная 1716 для среднемесячных данных. Анализ проводили как для среднемесячных данных, так и осредненных для разных сезонов и полугодий. При анализе индексов САК и ИМ для разных сезонов полагалось, что зима продолжается с декабря по март (это традиционно для определения зимнего индекса САК и использовалось и

для других индексов, так как метод анализа требует определения индексов разных процессов в одни и те же интервалы времени), лето — с июня по сентябрь (уместно для определения летнего индекса ИМ, с максимальным количеством осадков), весна — апрель и май, а осень — октябрь и ноябрь. При использовании полугодического осреднения холодное полугодие определялось с ноября по апрель, теплое — с мая по октябрь. Названия этих сезонов (полугодий) для экваториальных процессов ЭНЮК приводятся в кавычках, например, “летний” режим ЭНЮК или режим ЭНЮК “теплого полугодия”. Длина анализировавшихся временных рядов N при сезонном осреднении равна 572, а при полугодическом — 286.

3. Методы анализа

3.1. Причинность по Винеру — Грейнджеру

Идея использовавшегося метода оценки воздействия процесса x_j на процесс x_k ($j \neq k$) была предложена в абстрактной математической формулировке Н. Винером [35] и, по-видимому, впервые реализована К. Грейнджером [20]. Согласно этому подходу, который чаще всего называют “причинностью по Грейнджеру” и реже — “причинностью по Винеру — Грейнджеру”, воздействие характеризуется как “степень зависимости” текущего значения x_k от предшествующих значений x_j при фиксированных предшествующих значениях самого x_k и прочих рассматриваемых процессов, если таковые имеются. Количественной мерой направленной связи является при этом разность ошибок прогноза эмпирических моделей. Как и любая чисто эмпирическая характеристика, эта величина не гарантирует выявление физической причинно-следственной связи [29], но часто оказывается лучшим приближением (следующим шагом) к ней по сравнению с положением и величиной максимума взаимной корреляционной функции, обеспечивая в любом случае дополнительную информацию о взаимных зависимостях между наблюдаемыми процессами.

Для попарного анализа в данной работе использовалась процедура [10], в которой при оценке каждой связи $j \neq k$ сравнивались ошибки прогноза двух эмпирических авторегрессионных (АР) моделей процесса x_k — индивидуальной

$$x_k(t) = a_{k,0} + \sum_{l=1}^{d_k} a_{k,l} x_k(t-l) + \varepsilon_k(t) \quad (1)$$

и двухкомпонентной

$$x_k(t) = a_{k,k,0} + \sum_{l=1}^{d_k} a_{k,k,l} x_k(t-l) + \sum_{l=1}^{d_{k,j}} a_{k,j,l} x_j(t-l) + \varepsilon_{k,j}(t), \quad (2)$$

где d_k — порядок индивидуальной модели (и “индивидуальной составляющей” двухкомпонентной модели); $d_{k,j}$ — число последовательных предыдущих значений процесса x_j , от которых зависит текущее значение x_k ; ε_k и $\varepsilon_{k,j}$ — остаточные ошибки. Параметры (коэффициенты) моделей и средние квадраты ошибки одношагового прогноза σ_k^2 и $\sigma_{k,j}^2$ (дисперсии шумов ε_k и $\varepsilon_{k,j}$) оценивались для анализируемых временных рядов на основе метода наименьших квадратов. Рассчитывалось нормированное улучшение прогноза

$$PI_{j \rightarrow k} = (\sum_{k,j}^2 - \sum_k^2) / \sum_k^2,$$

положительные значения которого свидетельствуют о наличии воздействия x_j на x_k (при условиях, подробно обсуждаемых в [31], в частности при отсутствии ненаблюдаемых процессов, влияющих одновременно на x_j и x_k) и характеризуют его интенсивность [30, 32]. Значения $PI_{j \rightarrow k}$ для наглядности выражались в процентах. Оптимальное значение d_k подбиралось по критерию Шварца. Оптимальное значение $d_{k,j}$ определялось по минимизации уровня значимости (вероятности случайной ошибки) $p(PI_{j \rightarrow k})$ вывода о ненулевом $PI_{j \rightarrow k}$, рассчитанного согласно F -тесту и поправке Бонферрони на множественное тестирование с различными $d_{k,j}$ [10, 27]. Чем меньше $p(PI_{j \rightarrow k})$, тем надежнее вывод. Если оказывалось, что $p(PI_{j \rightarrow k}) < 5\%$, то вывод считался значимым; если $5\% < p(PI_{j \rightarrow k}) < 15\%$, то — слабо значимым (т. е. считались обнаруженными не столь достоверные признаки направленной связи); если $p(PI_{j \rightarrow k}) > 15\%$, то — незначимым.

Для совокупности из трех анализируемых процессов $x_1(t), x_2(t), x_3(t)$ попарная характеристика $PI_{j \rightarrow k}$ может оказаться не вполне адекватной мерой прямого (не через посредство третьего процесса x_j) воздействия $i \rightarrow k$. В частности, величина $PI_{i \rightarrow k}$ является завышенной оценкой силы прямого воздействия $i \rightarrow k$, если третий процесс x_j положительно коррелирован с x_i и влияет на x_k с тем же знаком коэффициента связи, что и x_i . Она является заниженной оценкой, если при тех же условиях процессы x_i и x_j влияют на x_k с разными знаками. В данной работе для каждой пары (i, k) оценки силы прямого воздействия $i \rightarrow k$ при учтенном воздействии x_j получались при трехкомпонентном анализе. А именно, аналогично [6] в дополнение к изложенному выше строилась трехкомпонентная авторегрессионная модель при учете и x_j , и x_i :

$$x_k(t) = a_{k,k,0} + \sum_{l=1}^{d_k} a_{k,k,l} x_k(t-l) + \sum_{l=1}^{d_{k,j}} a_{k,j,l} x_j(t-l) + \sum_{l=1}^{d_{k,j,i}} a_{k,i,l} x_i(t-l) + \epsilon_{k,j,i}(t), \tag{3}$$

где $d_{k,j,i}$ — число учтенных значений x_i , характеризующее инерционность связи $i \rightarrow k$. Сравнением ошибки прогноза этой модели $\sum_{k,j,i}^2$ с ошибкой $\sum_{k,j}^2$ оценивалась характеристика прямого воздействия $i \rightarrow k$: $PI_{i \rightarrow k|j} = (\sum_{k,j}^2 - \sum_{k,j,i}^2) / \sum_{k,j}^2$. Значение $d_{k,j,i}$ также определялось по минимальному уровню значимости $p(PI_{i \rightarrow k|j})$ вывода о положительности $PI_{i \rightarrow k|j}$ [10, 27].

“Почти синхронные” воздействия $j \rightarrow k$ и $k \rightarrow j$, имеющие место на масштабах, заметно меньших интервала выборки данных, сильнее всего проявляются в наличии взаимной корреляции остаточных ошибок $\epsilon_{k,i,j}$ и $\epsilon_{j,i,k}$ (или $\epsilon_{k,j}$ и $\epsilon_{j,k}$ при попарном анализе) и обычно слабо влияют на значения направленных характеристик $PI_{j \rightarrow k|i}$ и $PI_{k \rightarrow j|i}$ (или $PI_{j \rightarrow k}$ и $PI_{k \rightarrow j}$), за исключением специальных случаев [14]. Тем не менее для диагностики таких воздействий при попарном анализе развит достаточно сложный тест [14], который для ежемесячных рядов ЭНЮК и ИМ в [14] не выявил “почти синхронных” связей на масштабах от недели до месяца. Подобное тес-

тирование требует построения пробных моделей с разным достаточно высоким временным разрешением при разных порядках авторегрессии и в случае трех процессов еще более затруднительно. Более простая диагностика “почти синхронных” воздействий, использованная ниже, состоит в расчете взаимной корреляции остаточных ошибок модели k, i, j и j, i, k , причем достаточно тесные связи (например, с коэффициентом корреляции порядка 0,3 и более) могут рассматриваться как признак возможных искажений полученных выводов о направленных связях из-за “почти синхронных” воздействий и необходимости привлечения дополнительных тестов.

В данной работе представлены результаты линейного анализа взаимосвязи процессов ЭНЮК, САК и ИМ. В дальнейшем целесообразно проведение соответствующего нелинейного анализа, хотя, как показано в [7, 8, 10, 26, 27], для относительно коротких рядов введение нелинейности в авторегрессионные модели часто не приводит к существенному изменению оценок связей.

Для интерпретации получаемого улучшения прогноза на один шаг вперед PI_{j-k} , которое ниже составляет порядка нескольких процентов, с точки зрения “силы” соответствующих направленных связей (хотя бы по порядку величины) в работе [32] было проведено исследование их соотношения с характеристиками более долгосрочных эффектов от наличия связи. Таким долгосрочным эффектом является, например, изменение стационарной дисперсии процесса x_k , которое произошло бы, если бы воздействие $j-k$ было “отключено” при всех прочих равных условиях, т. е. это “вклад” связи $j-k$ в дисперсию x_k , оцененный с точки зрения проявления воздействия $j-k$ в динамике процессов в отличие от “статических вкладов”, оцениваемых в обычном регрессионном анализе. Наиболее простым оказалось отношение величины PI_{j-k} к “одностороннему” долгосрочному эффекту — изменению дисперсии x_k при дополнительном условии обнуленного воздействия $k-j$ (т. е. для расчета этой величины нужно сравнить индивидуальную динамику x_k с динамикой x_k при наличии только однонаправленной связи $j-k$). Это отношение пропорциональности с коэффициентом, зависящим от соотношения времени автокорреляции процессов x_j и x_k и интервала выборки. Согласно этим результатам для анализируемых в данной работе процессов значения PI_{j-k} и $PI_{i-k|j}$ порядка нескольких процентов соответствуют в 3—5 раз бóльшим односторонним вкладом связей в дисперсию, т. е. изменениям стационарной дисперсии порядка 10—15% вследствие наличия связей.

3.2. Модификация метода с учетом сезонности

Если характеристики связи могут зависеть от сезона, в частности, меняются периодически с периодом T (в дискретных единицах числа шагов), то модельные уравнения (1)—(3) с фиксированными значениями параметров справедливы не для всех моментов времени $t = 1, 2, \dots, N$, а лишь для определенной фазы (сезона) из диапазона от 1 до T , т. е. для $t = \tau + nT$, $n = 0, 1, \dots, (N - T)/T$. Поэтому целесообразно либо включить явную периодическую зависимость от времени в коэффициенты моделей (1)—(3) аналогично подходу [16], либо проводить оценки коэффициентов моделей

(1)—(3) отдельно для каждого k . Последний подход используется в данной работе — оцениваются характеристики $\chi^2_k(\cdot)$, $PI_{j-k}(\cdot)$, $PI_{j-k|i}(\cdot)$ и поточечные уровни значимости $p(PI_{j-k}(\cdot))$ и $p(PI_{j-k|i}(\cdot))$. При этом согласно поправке Бонферрони вывод о ненулевом $PI_{j-k}(\cdot)$ может быть сделан на уровне значимости $p(PI_{j-k})$, если $p(PI_{j-k}(\cdot)) < p(PI_{j-k})/T$. Период T равен 12 шагам дискретного времени для среднемесячных данных, $T = 4$ для среднесезонных, $T = 2$ при полугодовом осреднении. При $T = 12$ значения характеризуют месяцы (1 — январь, ..., 12 — декабрь), при $T = 4$ — сезоны (1 — зима, 2 — весна, 3 — лето, 4 — осень), а при $T = 2$ — полугодия (1 — холодное, 2 — теплое).

Естественно ожидать, что по сравнению с единичными “интегральными” характеристиками PI_{j-k} и $PI_{j-k|i}$ анализ с учетом сезонной зависимости $PI_{j-k}(\cdot)$ и $PI_{j-k|i}(\cdot)$ может быть более информативным. В частности, если воздействие $j-k$ имеет разные знаки в разные сезоны или проявляется лишь в отдельные сезоны, то величины PI_{j-k} и $PI_{j-k|i}$ (фактически — средние по всем сезонам) могут быть малы и не выявляться по данным наблюдений в отличие от $PI_{j-k}(\cdot)$ и $PI_{j-k|i}(\cdot)$ для избранных k . При постоянных во времени связях предпочтительнее использование PI_{j-k} и $PI_{j-k|i}$, так как при оценивании $PI_{j-k}(\cdot)$ и $PI_{j-k|i}(\cdot)$ для каждого отдельного k количество моментов наблюдений, доступных для получения оценки, равно N/T . Это в T раз меньше, чем N моментов, используемых при анализе без учета сезонности, что снизит статистическую значимость выводов.

Для наглядности и удобства восприятия далее нижние индексы процессов x_l , $l = 1, 2, 3$, обозначаются вместо цифр двухбуквенными сочетаниями EN, NA, IM, т. е., например, оценка воздействия процесса x_{EN} (ЭНЮК) на процесс x_{NA} (САК) обозначается PI_{EN-NA} .

4. Результаты анализа

4.1. Анализ связей без учета сезонности

Детальные результаты анализа связей ЭНЮК, САК и ИМ без учета сезонности приведены в таблице, где представлены размерность d_k индивидуальной авторегрессионной модели процесса x_k , ее нормированная ошибка прогноза $\sigma_k^2/\text{var}[x_k]$, число добавленных значений $d_{k,j}$ процесса x_j в двухкомпонентной АР-модели и улучшение прогноза PI_{j-k} , уровень значимости $p(PI_{j-k})$, число добавленных значений x_j в трехкомпонентной АР-модели $d_{k,i,j}$, улучшение прогноза $PI_{j-k|i}$, уровень значимости отличия $PI_{j-k|i}$ от нуля $p(PI_{j-k|i})$ и знак коэффициентов связи $a_{k,j,l}$. Если в последнем столбце стоит только знак “+”, то среди значимо ненулевых коэффициентов связи есть только положительные; если стоят два знака “+”, “-”, то есть и положительные, и отрицательные, причем абсолютные величины несколько больше у положительных (хотя это различие во всех указанных в таблице случаях статистически незначимо); аналогичный смысл имеют знак “-” и два знака “-”, “+”. Результаты попарного и трехкомпонентного анализа здесь практически одинаковы, кроме единственного случая, оговоренного специально.

Результаты оценки связей по Винеру — Грейнджеру без учета сезонности

Оцениваемая связь	t	d_k	$\frac{2}{\text{var}[x_k]}$, %	$d_{k,j}$	$PI_{j\%}^k$	$p(PI_{j\%}^k)$	$d_{k,i,j}$	$PI_{j\%}^{k i}$	$p(PI_{j\%}^{k i})$	$a_{k,j,l}$
САК ЭНЮК ($k = EN, j = NA,$ $i = IM$)	1	6	15	0	0	—	0	0	—	+
	2	2	30	0	0	—	1	0,3	10	
	3	2	60	0	0	—	0	0	—	
ИМ ЭНЮК ($k = EN, j = IM,$ $i = NA$)	1	6	15	2	3	$\ll 0,01$	2	3	$\ll 0,01$	—
	2	2	30	1	5	$\ll 0,01$	1	5	$\ll 0,01$	—
	3	2	60	2	10	$\ll 0,01$	2	10	$\ll 0,01$	—, +
ЭНЮК САК ($k = NA, j = EN,$ $i = IM$)	1	1	99	0	0	—	0	0	—	
	2	0	100	0	0	—	0	0	—	
	3	0	100	0	0	—	0	0	—	
ИМ САК ($k = NA, j = IM,$ $i = EN$)	1	1	99	12	1	1	12	1	1	+, —
	2	0	100	6	3	0,5	6	3	0,5	+, —
	3	0	100	0	0	—	0	0	—	
ЭНЮК ИМ ($k = IM, j = EN,$ $i = NA$)	1	1	98	12	3	$\ll 0,01$	12	3	$\ll 0,01$	+, —
	2	1	99	2	2	0,2	2	2	0,2	—, +
	3	0	100	0	0	—	0	0	—	
САК ИМ ($k = IM, j = NA,$ $i = EN$)	1	1	98	1	0,1	10	1	0,1	13	—
	2	1	99	1	0,2	10	1	0,2	13	—
	3	0	100	0	0	—	0	0	—	

Примечание. Пояснения приведены в тексте. Интервал осреднения t : 1 — месяц, 2 — сезон, 3 — полугодие.

Сильнее всего проявляется воздействие ИМ на ЭНЮК и обратно. При месячном разрешении воздействие ИМ на ЭНЮК характеризуется величиной $PI_{IM\ EN}^3\%$, инерционностью не более 2 мес., оно значимо на уровне $p(PI_{IM\ EN}^3\%) \ll 0,01\%$. Обратное воздействие более инерционно ($d_{IM, EN} = 12$, т. е. режим ИМ зависит от особенностей ЭНЮК за предшествующий год, наиболее значимы коэффициенты связи $a_{IM, EN, l}$ для сдвига $l = 1, 9, 11, 12$ мес.), это воздействие также характеризуется величиной $PI_{EN\ IM}^3\%$ с $p(PI_{EN\ IM}^3\%) \ll 0,01\%$. Отмечено значимое ($p(PI_{IM\ NA}^1\%) = 1\%$) и инерционное ($d_{NA, IM} = 12$), но более слабое ($PI_{IM\ NA}^1\% = 1\%$) воздействие ИМ на САК, и слабый признак обратного воздействия САК на ИМ ($PI_{NA\ IM}^0,1\% = 0,1\%$, $p(PI_{NA\ IM}^0,1\%) = 10\%$). Признаков связи ЭНЮК и САК не отмечено, что аналогично анализу того же индекса САК в [8, 26].

Для диагностики “почти синхронных” связей оценивались взаимные корреляционные функции остаточных ошибок полученных оптимальных АР-моделей (3) — $EN, IM, NA, IM, IM, EN, NA$. Только между ошибками в прогнозных моделях для САК и ИМ NA, IM и IM, EN, NA имеет место статистически значимая корреляция (на уровне $p < 0,1\%$ согласно критерию Стьюдента): она проявляется при нулевом сдвиге и составляет 0,1. Так что между САК и ИМ можно предположить наличие взаимных (или общих внешних) воздействий с масштабом меньше месяца, однако небольшая величина взаимной корреляции остаточных ошибок обосновывает целесообразность проведенного анализа без дополнительных специальных тестов, аналогичных [14]. Между ЭНЮК и двумя другими процессами признаков таких почти синхронных связей не обнаружено — взаимные корреляции ошибок незначимы даже на уровне $p = 5\%$.

При анализе сезонно-осредненных данных проявляются те же связи ЭНЮК, САК и ИМ, что были получены при анализе среднемесячных данных. Слабый признак воздействия САК на ЭНЮК, не выявленный при попарном анализе, проявляется при трехкомпонентном анализе ($PI_{NA \rightarrow EN|IM} = 0,3\%$, $p(PI_{NA \rightarrow EN|IM}) = 10\%$). При анализе данных, осредненных за полугодия, значимыми оказываются лишь оценки влияния ИМ на ЭНЮК.

4.2. Анализ связей с учетом сезонности

Результаты при учете сезонности существенно более детально и полно характеризуют особенности взаимосвязи анализируемых процессов, наиболее значимые из них приведены на рис. 1—3. Для индивидуальных авторегрессионных моделей трех процессов по среднемесячным данным нормированные дисперсии ошибок и оптимальные размерности в зависимости от месяца представлены на рис. 1. На рис. 1а для ЭНЮК отмечается “весенний барьер” — увеличение ошибки прогноза с апреля по июль. Аналогично отмечается увеличение ошибки прогноза для режимов “весны” и “лета” по среднесезонным данным и для режима “теплого полугодия” при полугодичном осреднении. Для САК предсказуемость проявляется в холодные месяцы с января по март (рис. 1б, линии 2, 2'), когда САК наиболее значимо наблюдается в Северной Атлантике и для Северного полушария в целом. При использовании данных, осредненных за сезоны или полугодия, заметной предсказуемости САК не отмечено. Для ИМ предсказуемость проявляется в июне, сентябре и октябре (рис. 1б, линии 3, 3'), а для сезонно-осредненных данных — лишь осенью. Несмотря на достаточно большую величину ошибок для САК и ИМ даже в “предсказуемые” месяцы (рис. 1б), отличие этих прогнозов от климатологических средних статистически значимо согласно *F*-тесту. А именно, значимость этого отличия для САК в январе и феврале — на уровне 5%, а в марте — на уровне 1%; для ИМ в июне и сентябре — на уровне 1%, в октябре — на уровне 0,5%, для осеннего режима — на уровне 1%.

Воздействия ИМ и САК на ЭНЮК. При анализе с сезонным разрешением отмечено влияние летнего режима ИМ на “осенний” режим ЭНЮК с $PI_{IM \rightarrow EN|NA}(\text{осень}) = 5\%$, значимое на уровне $p(PI_{IM \rightarrow EN|NA}) = 3\%$ (рис. 2б) при $d_{EN} = 2$, $d_{EN, NA} = 1$, $d_{EN, NA, IM} = 1$. Также отмечен и явный признак влияния САК на ЭНЮК (рис. 2а): “осенний” (октябрь и ноябрь) режим ЭНЮК

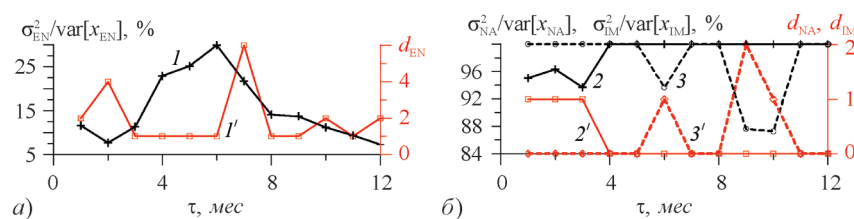


Рис. 1. Результаты построения индивидуальных авторегрессионных моделей в зависимости от месяца прогнозируемого значения для индексов ЭНЮК (Niño-3,4) (а; 1, 1'), САК (2, 2') и ИМ (3, 3') (б). Показаны ошибки прогноза, нормированные на дисперсии сигналов $\sigma_k^2/\text{var}[x_k]$ (1—3, левые оси ординат) и оптимальные размерности d (1, 3, правые оси ординат).

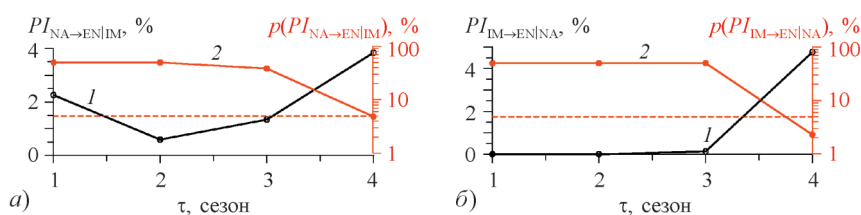


Рис. 2. Нормированное улучшение прогноза (I), характеризующее воздействие САК на ЭНЮК (а) и ИМ на ЭНЮК (б) в зависимости от сезона (1 — зима, 2 — весна, 3 — лето, 4 — осень), а также уровень значимости вывода о наличии связи с поправкой Бонферрони (2), т.е. $p(PI_{NA \rightarrow EN|IM}) = 4p(PI_{NA \rightarrow EN|IM}(\cdot))$ (а) и $p(PI_{IM \rightarrow EN|NA}) = 4p(PI_{IM \rightarrow EN|NA}(\cdot))$ (б).

Штриховыми линиями показана постоянная величина 5% для уровня значимости.

зависит от летнего (июнь — сентябрь) режима САК с $PI_{NA \rightarrow EN|IM}$ (осень) = 4% и $p(PI_{NA \rightarrow EN|IM}) = 5\%$ при $d_{EN} = 2$, $d_{EN, IM} = 1$, $d_{EN, IM, NA} = 1$. Это проявление воздействия САК на ЭНЮК не было отмечено при попарном анализе. Возможная причина различий упоминалась выше и может состоять в том, что САК и ИМ положительно (хотя и слабо) коррелированы (с коэффициентом корреляции 0,1), а коэффициенты их связи с ЭНЮК разного знака (0,090 — 0,035 К для связи САК — ЭНЮК и $-0,005 — 0,002$ К/(мм/мес.) для связи ИМ — ЭНЮК, в качестве погрешностей приведены стандартные отклонения ошибок оценивания из регрессионного анализа).

При анализе среднемесячных значений проявляется лишь зависимость “осеннего” режима ЭНЮК от летнего режима ИМ (максимум в сентябре при $d_{EN} = 1$, $d_{EN, IM} = 2$, $PI_{IM \rightarrow EN}$ (сентябрь) = 8%, $p(PI_{IM \rightarrow EN}) = 4\%$, несколько слабее связь для октября) и менее значимо — зависимость августовского режима ЭНЮК от июльского режима САК ($PI_{NA \rightarrow EN|IM}$ (август) = 5%, $p(PI_{NA \rightarrow EN|IM}) = 7\%$, $d_{EN} = 1$, $d_{EN, IM} = 1$, $d_{EN, IM, NA} = 1$). По данным с полугодовым осреднением выявлена зависимость режима ЭНЮК в “холодном” полугодии (ноябре — апреле) от режима ИМ в теплом полугодии ($d_{EN} = 2$, $d_{EN, NA} = 1$, $d_{EN, NA, IM} = 1$, $PI_{IM \rightarrow EN|NA}$ (“холодное” полугодие) = 3%, $p(PI_{IM \rightarrow EN|NA}) = 6\%$). Таким образом, наиболее надежны выводы о воздействиях на “осенний” режим ЭНЮК при сезонном разрешении и учете САК и ИМ в рамках трехкомпонентного анализа.

Воздействия ЭНЮК и ИМ на САК. Признаки воздействий ЭНЮК и ИМ на САК выявлены лишь при анализе с сезонным и полугодовым разрешением, а по среднемесячным данным статистически значимых связей не отмечено. Трехкомпонентный анализ при оценке этих связей не дает более надежных выводов, чем попарный. При анализе с сезонным разрешением не отмечено значимой зависимости САК от ЭНЮК, но летний режим САК зависит от режима ИМ предшествующих сезонов с $PI_{IM \rightarrow NA}$ (лето) = 11% и отрицательным знаком (при $d_{NA}(\text{лето}) = 0$, $d_{NA, IM}(\text{лето}) = 6$, $p(PI_{IM \rightarrow NA}) = 4\%$). При анализе с полугодовым разрешением проявилась зависимость режима теплого полугодия для САК от режима предшествующего “холодного” полугодия для ЭНЮК с $PI_{EN \rightarrow NA}$ (теплое полугодие) = 2% (при $d_{NA} = 0$, $d_{NA, EN} = 1$, $p(PI_{EN \rightarrow NA}) = 10\%$), а также зависимость режима холодного полугодия для САК от режима предшествующего “теплого” по-

лугодия для ЭНЮК с $PI_{EN\ NA}$ (холодное полугодие) = 1% (при $d_{NA} = 0$, $d_{NA, EN} = 1$, $p(PI_{EN\ NA}) = 13\%$). Следует отметить, что представленный уровень $p(PI_{EN\ NA}) = 13\%$ — поточечный, и его не следует умножать на $T = 2$, так как он — больший из двух имеющихся (при этом, строго говоря, используемая поправка Бонферрони становится поправкой Бонферрони — Холма, однако для всех остальных оценок связи в данной статье эти две поправки дают практически идентичные результаты). Согласно полученным результатам, воздействие ЭНЮК с положительным знаком отмечается для режима САК холодного полугодия (с соответствующим коэффициентом связи $0,19 \text{--} 0,12 \text{ K}^{-1}$) и с отрицательным знаком для режима САК теплого полугодия ($-0,13 \text{--} 0,06 \text{ K}^{-1}$). Полученные оценки коэффициента связи имеют разный знак для разных сезонов, а в результате в среднем за год соответствующий коэффициент и характеристика связи близки к нулю. Поэтому традиционный анализ связей без учета сезонности не выявил признаков воздействий ЭНЮК на САК.

Воздействия ЭНЮК и САК на ИМ. При анализе среднемесячных данных надежно отмечается воздействие ЭНЮК на ИМ, особенно на режим летних месяцев. Получено, в частности, $PI_{EN\ IM}$ (июнь) = 12% (при $d_{IM} = 1$, $d_{IM, EN} = 1$, $p(PI_{EN\ IM}) < 0,02\%$, лишь несколько меньше значения $PI_{EN\ IM}$ для июля, августа и сентября, они значимо ненулевые и составляют от 7 до 8%) и $PI_{EN\ IM}$ (январь) = 8% (при $d_{IM} = 0$, $d_{IM, EN} = 2$, $p(PI_{EN\ IM}) < 2\%$). При этом значимого влияния САК на ИМ не выявлено. При анализе с сезонным разрешением сильна зависимость летнего режима ИМ от режима ЭНЮК в предшествующие сезоны: $PI_{EN\ IM}$ (лето) = 18% (при $d_{IM} = 0$, $d_{IM, EN} = 6$, $p(PI_{EN\ IM}) < 0,03\%$). Отмечена слабо значимая зависимость осеннего режима ИМ от летнего режима САК: $PI_{NA\ IM}$ (осень) = 3% (при $d_{IM} = 1$, $d_{IM, NA} = 1$, $p(PI_{NA\ IM}) = 13\%$) с отрицательным коэффициентом связи $-3,8 \text{--} 1,8 \text{ мм/мес}$. При анализе с полугодовым разрешением проявилась лишь зависимость режима ИМ холодного полугодия от режима ЭНЮК в предшествующем “теплом” полугодии с $PI_{EN\ IM}$ (холодное полугодие) = 4% (при $d_{IM} = 0$, $d_{IM, EN} = 1$, $p(PI_{EN\ IM}) = 2\%$). Таким образом, анализ данных с разным временным осреднением приводит к различающимся проявлениям воздействий ЭНЮК и САК на ИМ. Трехкомпонентный анализ в этом случае не дает поправок и преимуществ по сравнению с попарным.

Выводы по анализу с учетом сезонности. Для выявленных взаимосвязей ЭНЮК, САК и ИМ, наиболее значимые из которых отмечены на рис. 3, выделены две группы. К “быстрым” связям $j \text{--} k$ отнесены такие, для которых имеет место зависимость x_k от предыдущих значений x_j , удаленных менее чем на полгода. Это соответствует месячному или сезонному интервалу осреднения данных и величине $d_{k, i, j}$, покрывающей период менее полугодия ($d_{k, i, j} < 6$ для среднемесячных данных, $d_{k, i, j} \leq 2$ для среднесезонных). Другие связи отнесены к “медленным”, так как проявляются либо при полугодовом осреднении данных, либо при большой инерционности связи в АР-модели. Быстрой является двунаправленная связь ИМ и ЭНЮК, причем наиболее сильна и статистически значима зависимость летнего режима ИМ от “весеннего” режима ЭНЮК (при месячном разрешении режимы ИМ в летние месяцы зависят от режимов предшествую-

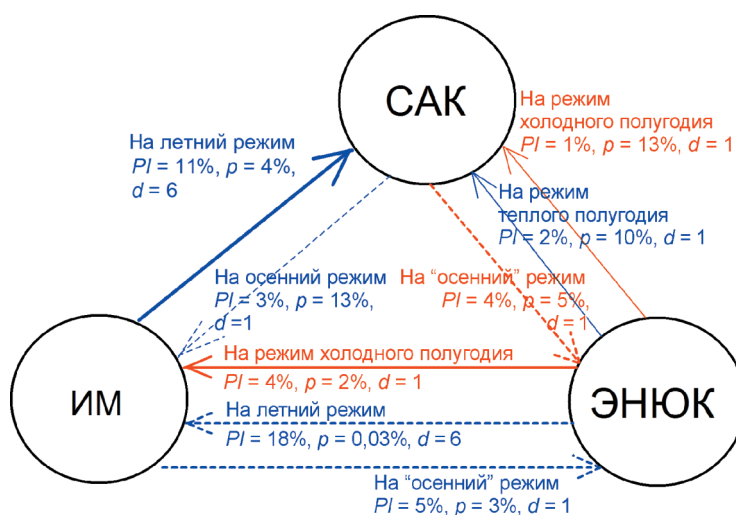


Рис. 3. Схема наиболее значимых выявленных связей между ЭНЮК, САК и ИМ.

Красный цвет стрелок означает положительные коэффициенты связи в построенных АР-моделях, синий — отрицательные. Жирные линии означают более значимые выводы ($p < 5\%$), тонкие — менее значимые ($5\% < p < 15\%$). Сплошные линии — “медленные” связи, штриховые — “быстрые”. У концов стрелок указано, на режим какого сезона имеет место данное воздействие, приведены значения PI , уровня значимости p и число добавленных в модель значений воздействующего процесса d (инерционность связи) при соответствующем временном разрешении.

щих одного-двух месяцев ЭНЮК). В обратном направлении имеет место влияние летнего режима ИМ на “осенний” режим ЭНЮК. К этой же группе относятся воздействия летнего режима САК на осенний режим ИМ и на “осенний” режим ЭНЮК. К “медленным” связям относятся влияние режима ЭНЮК в “холодном” полугодии (ноябре — апреле) на режим САК в теплое полугодии с отрицательным знаком, режима ЭНЮК в “теплом” полугодии (мае — октябре) на режим САК в холодном полугодии с положительным знаком, режима ЭНЮК в “теплом” полугодии на режим ИМ в холодном полугодии, зависимость летнего режима САК от режима предшествующих сезонов ИМ. Для выявленных наиболее значимых признаков наличия связей следует отметить, что лишь “осенний” режим ЭНЮК зависит от предшествующих сезонов ИМ и САК, лишь от летнего режима САК зависят последующие особенности ЭНЮК и ИМ, и лишь от летнего режима ИМ зависят последующие особенности ЭНЮК и САК.

Для сопоставления полученных результатов с корреляционным анализом отметим, что направленные характеристики дают существенную дополнительную информацию. Это явно видно в примере со связью между ЭНЮК и ИМ. Взаимная корреляционная функция принимает наибольшие значения, только когда ИМ опережает ЭНЮК на 1—6 месяцев, аналогичны и результаты при расчете корреляции отдельно для разных сезонов. Так, взаимная корреляция летнего индекса ИМ с разными сезонами ЭНЮК становится большой, когда ИМ опережает ЭНЮК на 1—3 месяца. Когда ЭНЮК опережает ИМ, сильной связи не отмечено. Таким образом, при

корреляционном анализе проявляются лишь явные признаки влияния ИМ на ЭНЮК, но не ЭНЮК на ИМ. При этом последние достоверно обнаружены при оценке направленных связей. Кроме того, взаимная корреляция ЭНЮК и САК совсем незначима, тогда как трехкомпонентный сезонный анализ позволил выявить признаки взаимных воздействий ЭНЮК и САК. В отношении пары САК и ИМ взаимная корреляция значима для нулевого сдвига, т. е. фиксирует наличие связи, но не дает никакой информации о ее направленных характеристиках. Проведенный анализ направленных связей дает такую информацию.

5. Заключение

С использованием трехкомпонентного анализа связей между процессами ЭНЮК, САК и ИМ с учетом сезонности и разного временного осреднения (от месяца до полугодия) получены новые результаты, которые дополняют и детализируют характеристики связи, основанные на попарном анализе без учета сезонности. Выявлены эффекты разного знака воздействия ЭНЮК на САК для теплого (летнего) и холодного (зимнего) полугодий. Это различие знаков препятствует выявлению влияния ЭНЮК на САК без учета сезонности. Выявлено воздействие САК на “осенний” режим ЭНЮК при одновременном учете воздействия ИМ. При попарном анализе это воздействие оценено незначимым, что можно связать с разными знаками воздействий ИМ и САК на ЭНЮК.

В [18] для анализа связей между теми же тремя процессами — ЭНЮК, САК и ИМ — использовался многоканальный сингулярный спектральный анализ, который выявляет основные моды во временных рядах данных и их долю в общей изменчивости. С помощью такого подхода в [18] были получены признаки двунаправленной связи ЭНЮК и ИМ (в частности, на временных масштабах квазидвухлетней изменчивости), признаки воздействия САК на ИМ или их двунаправленной связи (для квазидвухлетних и 7—8-летних масштабов). При сопоставлении результатов [18] с результатами данной работы можно отметить сходство выводов об активной роли летнего режима САК, относительной силе выявленных связей и признаках двунаправленных связей. В целом результаты данного исследования дополняют результаты [18] вследствие существенного различия использованных методов, которые ориентированы на анализ различных временных масштабов. В частности, здесь получены количественные характеристики направленных связей и их внутригодовых особенностей с более высоким временным разрешением и оценена зависимость выводов от степени временной детализации анализируемых данных. В дальнейшем целесообразно исследование связей в скользящих временных окнах для учета медленной динамики характеристик связи во времени, признаки которой отмечены в [4, 7, 25, 26].

Анализ связей по Грейнджеру выполнялся в рамках проектов, поддержанных Правительством РФ (соглашение 14.Z50.31.0033 с ИПФ РАН) и РФФИ (грант № 14-05-00639) с использованием результатов, полученных по программам РАН. Модификация метода и ее применение выполнены при поддержке РНФ (грант № 14-12-00291).

Литература

1. **Арпе К., Бенгтссон Л., Голицын Г. С. и др.** Анализ и моделирование изменений гидрологического режима в бассейне Каспийского моря. — Доклады АН, 1999, т. 366, № 2, с. 248—252.
2. **Воскресенская Е. Н., Михайлова Н. В.** Классификация Эль-Ниньо и климатические аномалии в Черноморском регионе. — Доклады НАНУ, 2010, № 3, с. 120—124.
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.** Гидрологические аномалии и тенденции изменения в бассейне реки Амур в условиях глобального потепления. — Доклады АН, 2014, т. 455, № 5, с. 585—588.
5. **Мохов И. И.** Особенности формирования летней жары 2010 г. на Европейской территории России в контексте общих изменений климата и его аномалий. — Известия РАН. Физика атмосферы и океана, 2011, т. 47, № 6, с. 709—716.
6. **Мохов И. И., Смирнов Д. А.** Взаимосвязь вариаций глобальной приповерхностной температуры с процессами Эль-Ниньо/Ла-Нинья и Атлантическим долгопериодным колебанием. — Доклады АН, 2016, т. 467, № 5, с. 580—584.
7. **Мохов И. И., Смирнов Д. А.** Диагностика причинно-следственной связи солнечной активности и глобальной приповерхностной температуры Земли. — Известия РАН. Физика атмосферы и океана, 2008, т. 44, № 3, с. 283—293.
8. **Мохов И. И., Смирнов Д. А.** Исследование взаимного влияния процессов Эль-Ниньо — Южное колебание и Северо-Атлантического и Арктического колебаний нелинейными методами. — Известия РАН. Физика атмосферы и океана, 2006, т. 42, № 5, с. 650—667.
9. **Мохов И. И., Смирнов Д. А., Карпенко А. А.** Оценки связи изменений глобальной приповерхностной температуры с разными естественными и антропогенными факторами на основе данных наблюдений. — Доклады АН, 2012, т. 443, № 2, с. 225—231.
10. **Мохов И. И., Смирнов Д. А., Наконечный П. И. и др.** Взаимосвязь явлений Эль-Ниньо — Южное колебание и индийского муссона. — Известия РАН. Физика атмосферы и океана, 2012, т. 48, № 1, с. 56—66.
11. **Мохов И. И., Тимажев А. В.** Климатические аномалии в регионах Евразии: эффекты явлений Эль-Ниньо/Ла-Нинья. — Доклады АН, 2013, т. 453, № 2, с. 211—214.
12. **Мохов И. И., Тимажев А. В.** Оценки предсказуемости климатических аномалий в российских регионах в связи с явлениями Эль-Ниньо. — Доклады АН, 2015, т. 464, № 6, с. 722—726.
13. **Мохов И. И., Хон В. Ч.** Межгодовая изменчивость и долгопериодные тенденции изменений центров действия атмосферы в Северном полушарии. Анализ данных наблюдений. — Известия РАН. Физика атмосферы и океана, 2005, т. 41, № 6, с. 723—732.
14. **Смирнов Д. А., Мохов И. И.** Оценка взаимодействия климатических процессов: эффект редкой выборки рядов анализируемых данных. — Известия РАН. Физика атмосферы и океана, 2013, т. 49, № 5, с. 530—539.
15. **Arpe K., Bengtsson L., Golitsyn G. S., et al.** Connection between Caspian Sea level variability and ENSO. — Geophys. Res. Lett., 2000, vol. 27, No. 17, pp. 2693—2699.
16. **Bezruchko B. and Smirnov D.** Constructing nonautonomous differential equations from a time series. — Phys. Rev. E, 2001, vol. 63, No. 1, 016207.
17. **Climate Change 2013: The Physical Science Basis.** Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. /T. F. Stocker, D. Qin, G.-K. Plattner, et al. (eds.). — Cambridge, New York, Cambridge University Press, 2013, 1535 p.
18. **Feliks Y., Ghil M., and Robertson A. W.** The atmospheric circulation over the North Atlantic as induced by the SST field. — J. Climate, 2011, vol. 24, pp. 522—542.
19. **Feliks Y., Groth A., Robertson A. W., and Ghil M.** Oscillatory climate modes in the Indian monsoon, North Atlantic and tropical Pacific. — J. Climate, 2013, vol. 26, pp. 9528—9544.
20. **Granger C. W. J.** Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. — Econometrica, 1969, vol. 37, pp. 424—438.

- 21. Jevrejeva S. and Moore J. C.** Singular Spectrum Analysis of Baltic Sea ice conditions and large-scale atmospheric patterns since 1708. — *Geophys. Res. Lett.*, 2001, vol. 28, pp. 4503—4507.
- 22. Jevrejeva S., Moore J. C., and Grinsted A.** Influence of the Arctic Oscillation and El Niño–Southern Oscillation on ice conditions in the Baltic Sea: The wavelet approach. — *J. Geophys. Res.*, 2003, vol. 108, No. D21, pp. 4677.
- 23. Kondrashov D., Feliks Y., and Ghil M.** Oscillatory modes of extended Nile River records (A.D. 622–1922). — *Geophys. Res. Lett.*, 2005, vol. 32, L10702.
- 24. Maraun D. and Kurths J.** Epochs of phase coherence between El Niño/Southern Oscillation and Indian monsoon. — *Geophys. Res. Lett.*, 2005, vol. 32, L15709.
- 25. McPhaden M. J., Zebiak S. E., and Glantz M. H.** ENSO as an integrating concept in Earth science. — *Science*, 2006, vol. 314, pp. 1740—1745.
- 26. Mokhov I. I. and Smirnov D. A.** El Niño–Southern Oscillation drives North Atlantic Oscillation as revealed with nonlinear technique from climatic indices. — *Geophys. Res. Lett.*, 2006, vol. 33, L03708.
- 27. Mokhov I. I., Smirnov D. A., Nakonechny P. I., et al.** Alternating mutual influence of El Niño/Southern Oscillation and Indian monsoon. — *Geophys. Res. Lett.*, 2011, vol. 38, L00F04.
- 28. Mosedale T. J., Stephenson D. B., Collins M., and Mills T. C.** Granger causality of coupled climate processes: Ocean feedback on the North Atlantic Oscillation. — *J. Climate*, 2006, vol. 19, pp. 1182—1194.
- 29. Palus M. and Novotna D.** Enhanced Monte Carlo Singular System Analysis and detection of period 7.8 years oscillatory modes in the monthly NAO index and temperature records. — *Nonlinear Processes in Geophysics*, 2004, vol. 11, pp. 721—729.
- 30. Smirnov D. A.** Quantifying causal couplings via dynamical effects: A unifying perspective. — *Phys. Rev. E*, 2014, vol. 90, 062921.
- 31. Smirnov D. A.** Spurious causalities with transfer entropy. — *Phys. Rev. E*, 2013, vol. 87, 042917.
- 32. Smirnov D. A. and Mokhov I. I.** Relating Granger causality to long-term causal effects. — *Phys. Rev. E*, 2015, vol. 92, 042138.
- 33. Wang W., Anderson B. T., Kaufmann R. K., and Myneni R. B.** The relation between the North Atlantic Oscillation and SSTs in North Atlantic basin. — *J. Climate*, 2004, vol. 17, pp. 4752—4759.
- 34. Webster P. J., Magana V. O., Palmer T. N., et al.** Monsoons: Processes, predictability, and the prospects for prediction. — *J. Geophys. Res.*, 1998, vol. 103, pp. 14451—14510.
- 35. Wiener N.** The theory of prediction. /In: *Modern Mathematics for Engineers*, E. F. Beckenbach (ed.). — New York, McGraw-Hill, 1956 (Chapter 8).

Поступила
10 VI 2016

TRIVARIATE SEASONAL ANALYSIS OF COUPLINGS BETWEEN EL NIÑO, NORTH ATLANTIC OSCILLATION, AND INDIAN MONSOON

I. I. Mokhov and D. A. Smirnov

Interdependencies between the El Niño–Southern Oscillation (ENSO), North Atlantic Oscillation (NAO), and Indian monsoon (IM) phenomena are investigated from the monthly data over the period of 1871–2013. Along with the bivariate analysis of directional couplings between ENSO, NAO, and IM, their trivariate analysis is presented. To detect seasonal features of directional couplings in terms of Wiener–Granger causality, various temporal resolutions of the data ranging from a month to a half year are used. Taking into account the seasonality of the processes, the influence of ENSO on NAO is detected which has different signs in winter and summer. The effects of NAO on ENSO are revealed only in case of trivariate analysis. The strongest coupling is observed between ENSO and IM. All the detected couplings can be divided into two groups: the “fast” (with the characteristic time from a month to several months) and “slow” (with the characteristic time of a half year or greater) ones. The fast couplings include bidirectional couplings between IM and ENSO and between IM and NAO as well as the influence of the summer pattern of NAO on the ENSO pattern in the next season. The slow couplings include the effects of ENSO on NAO and on the winter pattern of IM.