

УДК 551.5

## ВЗАИМОСВЯЗЬ ВАРИАЦИЙ ГЛОБАЛЬНОЙ ПРИПОВЕРХНОСТНОЙ ТЕМПЕРАТУРЫ С ПРОЦЕССАМИ ЭЛЬ-НИНЬО/ЛА-НИНЬЯ И АТЛАНТИЧЕСКИМ ДОЛГОПЕРИОДНЫМ КОЛЕБАНИЕМ

© 2016 г. Член-корреспондент РАН И. И. Мохов<sup>1</sup>, Д. А. Смирнов<sup>2,3</sup>

Поступило 22.10.2015 г.

Проведен анализ направленных связей между вариациями глобальной приповерхностной температуры и модами естественной климатической изменчивости – квазициклическими процессами Эль-Ниньо/Южное колебание (ЭНЮК) и Атлантическим долгопериодным колебанием (АМО) – по данным для периода 1870–2014 г. Согласно полученным количественным оценкам по среднемесячным и среднегодовым данным, по исходным данным и данным с удаленным 10-летним средним наиболее сильно воздействие ЭНЮК на глобальную приповерхностную температуру и на АМО. Проявляется более слабая двунаправленная связь глобальной приповерхностной температуры и АМО. Менее значимо проявляется воздействие АМО на ЭНЮК. Анализ в скользящем окне выявил переменный характер влияния ЭНЮК и АМО на вариации глобальной приповерхностной температуры, связанный с фазами АМО.

DOI: 10.7868/S0869565216110190

Для определения относительной роли внешних (антропогенных воздействий, солнечной и вулканической активности) факторов в изменениях глобального климата необходимо адекватно количественно оценивать роль крупномасштабных мод естественной климатической изменчивости. Это одна из ключевых задач климатических исследований. Такие крупномасштабные моды связаны с квазициклическими явлениями Эль-Ниньо/Ла-Нинья и Атлантическим долгопериодным колебанием (Атлантической мультидесятилетней осцилляцией – АМО). Они значимо влияют на региональные и глобальные климатические процессы [1] с проявлением в межгодовых вариациях глобального климата, в частности глобальной приповерхностной температуры (ГПТ). Квазициклические процессы, в том числе квазидвухлетняя осцилляция, Эль-Ниньо/Южное колебание (ЭНЮК), Северо-Атлантическое колебание, Тихоокеанская десятилетняя осцилляция и АМО, связанные с взаимодействием атмосферы и океана, определяют естественную климатическую измен-

чивость с периодами от нескольких лет до нескольких десятилетий и, в свою очередь, должны зависеть от изменений климата [2–5]. Индикаторами этих процессов являются, в частности, вариации температуры поверхности океана (ТПО) в экваториальном Тихом океане и Северной Атлантике. В данной работе получены количественные эмпирические оценки взаимных воздействий (направленных связей) вариаций глобального климата, характеризующихся изменениями ГПТ, с процессами ЭНЮК и АМО в течение последних полутора столетий.

При оценке взаимного влияния ГПТ, ЭНЮК и АМО использовались временные ряды среднемесячных аномалий температуры:  $T$  – ГПТ [6],  $I_E$  – ТПО в области Ниньо-3.4 (50° с.ш.–5° ю.ш., 170°–120° з.д.) в Тихом океане [7],  $I_A$  – ТПО в Северной Атлантике (20°–70° с.ш.) [7] для периода 1870–2014 г. Для анализа относительно быстрой внутридвухлетней изменчивости использовались данные с удалением 10-летних скользящих средних, обозначенные  $T$ ,  $I'_E$ ,  $I'_A$ . Эти два набора индексов называются ниже “исходными” и “фильтрованными” данными. Для оценки зависимости результатов от интервала осреднения проводился также анализ рядов среднегодовых значений всех индексов.

Максимум взаимной корреляционной функции для всех пар фильтрованных сигналов превышает 0.4 и статистически значимо отличается от нуля, так что связи выявляются надежно. Однако

<sup>1</sup> Институт физики атмосферы  
им. А.М. Обухова

Российской Академии наук, Москва  
E-mail: mokhov@ifaran.ru

<sup>2</sup> Саратовский филиал Института радиотехники  
и электроники им. В.А. Котельникова  
Российской Академии наук

<sup>3</sup> Институт прикладной физики  
Российской Академии наук, Нижний Новгород

этого недостаточно для оценки их “направленных характеристик”, так как при наличии двунаправленной связи даже по положению максимума взаимной корреляционной функции не удается судить о характере взаимных воздействий (причинно-следственных связей). Для их оценки использовался трехкомпонентный анализ “причинности по Грейнджеру” [8–10] с диагностикой степени зависимости будущего (через один шаг по времени) одного процесса ( $X$ ) от текущего состояния другого процесса ( $Y$ ) при фиксированных текущих состояниях  $X$  и третьего процесса  $Z$ . Оценивание проводилось по трем временным рядам  $\{x_i(t)\}_{t=1}^N, i = 1, \dots, 3$ , где  $t$  – дискретное время (один шаг – один месяц для среднемесячных данных и один год – для среднегодовых),  $N$  – длина ряда (1740 для среднемесячных данных и 145 для среднегодовых), переменные:  $x_1 = T, x_2 = I_E, x_3 = I_A$  или  $x_1 = T', x_2 = I'_E, x_3 = I'_A$ .

Для всех пар  $(x_j, x_k)$  при оценке воздействия  $x_j$  на  $x_k (j \rightarrow k)$  сначала строилась двухкомпонентная авторегрессионная модель с учетом  $x_i (i \neq j, k)$ , но без учета  $x_j$ :

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

где  $d_k$  и  $d_{k,i}$  определяют порядок модели,  $\xi_k$  – остаточные ошибки. Коэффициенты модели, оптимальные значения  $d_k$  и  $d_{k,i}$ , а также средний квадрат ошибки одношагового прогноза  $\sigma_{k,i}^2$  оценивались аналогично [11–14]. Затем строилась трехкомпонентная авторегрессионная модель с учетом как  $x_i$ , так и  $x_j$ :

$$x_k(t) = a'_{k,k,0} + \sum_{l=1}^{d_k} a'_{k,k,l} x_k(t-l) + \sum_{l=1}^{d_{k,i}} a'_{k,i,l} x_i(t-l) + \sum_{l=1}^{d_{k,i,j}} a'_{k,j,l} x_j(t-l) + \xi'_k(t), \quad (2)$$

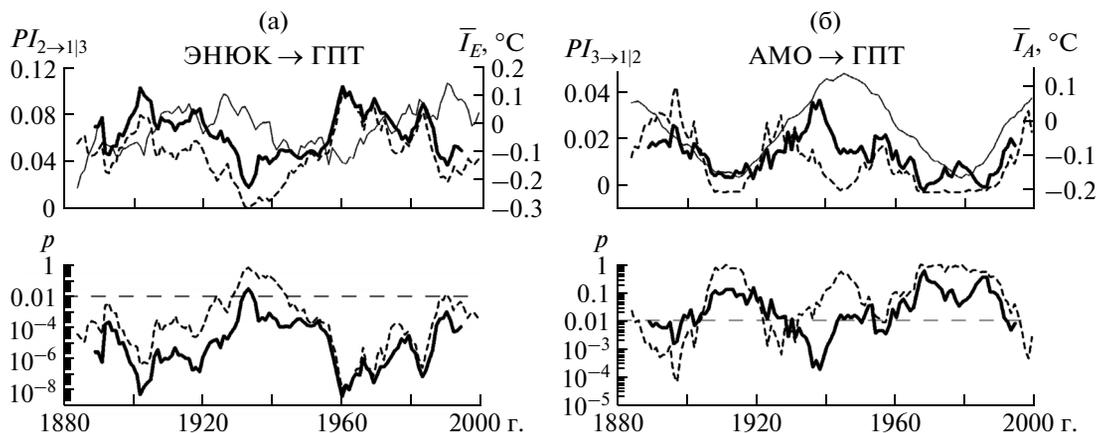
где  $d_{k,i,j}$  – число добавленных в модель значений  $x_j$ . Сравнением ошибки прогноза этой модели  $\sigma_{k,i,j}^2$  с ошибкой  $\sigma_{k,i}^2$  оценивалось нормированное улучшение прогноза  $PI_{j \rightarrow k|i} = \frac{\sigma_{k,i}^2 - \sigma_{k,i,j}^2}{\sigma_{k,i}^2}$ , положительные значения которого свидетельствуют о наличии воздействия  $x_j$  на  $x_k$  и характеризуют его интенсивность [15]. Значение  $d_{k,i,j}$  в (2) определялось по минимальному уровню значимости  $p$  вывода о поло-

жительности  $PI_{j \rightarrow k|i}$  ( $F$ -тест с поправкой Бонферрони) [13, 14]. Чем меньше  $p$ , тем надежнее вывод о наличии воздействия  $j \rightarrow k$ . Значимыми считались выводы с  $p < 0.05$ , слабо значимыми – с  $0.05 < p < 0.1$ . Отметим, что для ежемесячных индексов значения  $PI_{j \rightarrow k|i}$  порядка нескольких процентов достаточно велики, так как для рассматриваемых сигналов могут соответствовать долгосрочным изменениям дисперсии сигналов в десятки процентов [15]. В [11–14] показано, что для коротких рядов введение нелинейности в модели часто не приводит к более точным прогнозам и изменению оценок связей. Поэтому здесь представлены результаты только линейного анализа. Нелинейный анализ целесообразен в дальнейшем, хотя и может привести к относительно малым количественным изменениям.

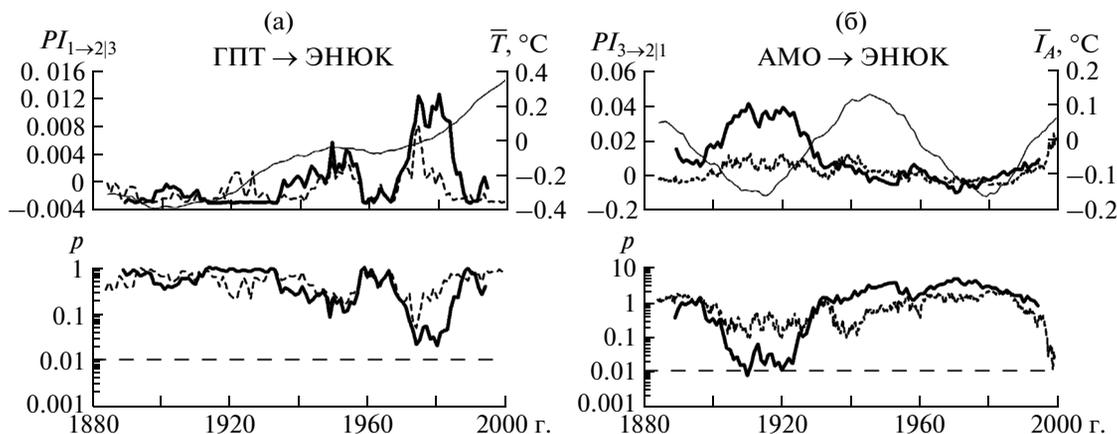
При анализе исходных данных для всего периода 1870–2014 гг. ( $N = 1740$ ), характеризующих и наиболее долгопериодную изменчивость, отмечено высокосignificant проявление воздействия ЭНЮК на ГПТ, а также воздействие ГПТ на АМО и ЭНЮК на АМО. Достаточно надежно фиксируется воздействие АМО на ГПТ, а АМО на ЭНЮК – слабозначимо. Воздействие ГПТ на ЭНЮК не выявлено. Таким образом, в рамках используемых моделей можно сделать вывод о ведущем факторе ЭНЮК, сильнее влияющем на ГПТ, чем на АМО, о более слабой двунаправленной связи между ГПТ и АМО и слабых признаках воздействия АМО на ЭНЮК.

Анализ фильтрованных данных (с десятилетней и более быстрой изменчивостью) приводит в целом к подобным выводам, но все связи выявляются с большей достоверностью. Количественно наиболее сильным оказывается влияние ЭНЮК ( $I'_E$ ) на ГПТ ( $T'$ ). Влияние АМО ( $I'_A$ ) на вариации ГПТ становится высокосignificant. Более значимыми становятся выводы о наличии воздействий ГПТ и ЭНЮК на АМО и АМО на ЭНЮК. Воздействие ГПТ на ЭНЮК не выявлено и в этом случае.

Для среднегодовых значений исходных данных сильнее всего проявляется воздействие ЭНЮК на ГПТ и на АМО. Заметно воздействие АМО на ЭНЮК (больше, чем по среднемесячным данным), влияние АМО на ГПТ оказывается слабозначимым. По среднегодовым данным не проявляется воздействие ГПТ не только на ЭНЮК, но и на АМО. Результаты для фильтрованных среднегодовых данных в целом подобны, только связи несколько слабее, а влияние АМО на ГПТ не проявляется совсем. В целом при анализе связей по среднегодовым индексам закономерности аналогичны отмеченным по среднемесячным индексам, но при некотором уменьшении оценок связи АМО с ГПТ и увеличении оценок воздействия ЭНЮК на ГПТ и АМО.



**Рис. 1.** Оценки воздействия ЭНЮК на ГПТ (а) и АМО на ГПТ (б) для 30-летних скользящих окон в зависимости от положения середины окна  $T$  на временной оси. Верхние панели – улучшения прогноза на один месяц вперед, нижние – соответствующие оценки поточечного уровня значимости  $p$ . Жирные линии – для фильтрованных данных ( $T'$ ,  $I'_E$ ,  $I'_A$ ), штриховые – для исходных данных ( $T$ ,  $I_E$ ,  $I_A$ ). Тонкие линии на верхних панелях – значения переменной, воздействие которой оценивается, осредненные в 30-летнем окне (обозначены чертой сверху, правые оси ординат). На нижних панелях штриховой линией показан уровень 0.01 для поточечного  $p$ , что соответствует уровню значимости 0.05 для вывода о ненулевой связи с учетом множественного тестирования.



**Рис. 2.** Оценки воздействия ГПТ на ЭНЮК (а) и АМО на ЭНЮК (б) для 30-летних скользящих окон. Обозначения те же, что на рис. 1.

Наряду с анализом всего 145-летнего периода в целом в работе получены оценки в скользящих окнах с целью выявления медленных изменений характеристик связи и их сопоставления с долгопериодной (многодесятилетней) изменчивостью исходных данных. Такой анализ проводился только для рядов среднемесячных данных, так как ряды среднегодовых данных слишком коротки. Получены оценки для скользящих временных интервалов  $[T - W/2, T + W/2]$  с окном  $W = 30, 45, 60$  и  $75$  лет,  $T$  соответствует середине окна. На рис. 1–3 представлены наиболее информативные результаты, полученные при  $W = 30$  лет по фильтрованным (жирные линии) и исходным (штриховые линии) данным. Тонкими линиями показа-

ны 30-летние скользящие средние значения тех переменных, влияние которых оценивается и которым соответствуют правые оси ординат.

Интересно отметить, что при оценке воздействий ЭНЮК на ГПТ и АМО на ГПТ по фильтрованным данным (рис. 1) проявляется противофазность вековых (многодекадных) изменений этих воздействий. В положительной фазе АМО (максимум индекса  $I_A$  в окне 1930–1960 гг., теплая Северная Атлантика) воздействие ЭНЮК на ГПТ минимально, а внутридесятилетних вариаций индекса АМО – максимально. В отрицательной фазе АМО (1900–1930 и 1965–1995 гг.) воздействие ЭНЮК на ГПТ максимально, а АМО на ГПТ минимально (статистически незначимо). Для более

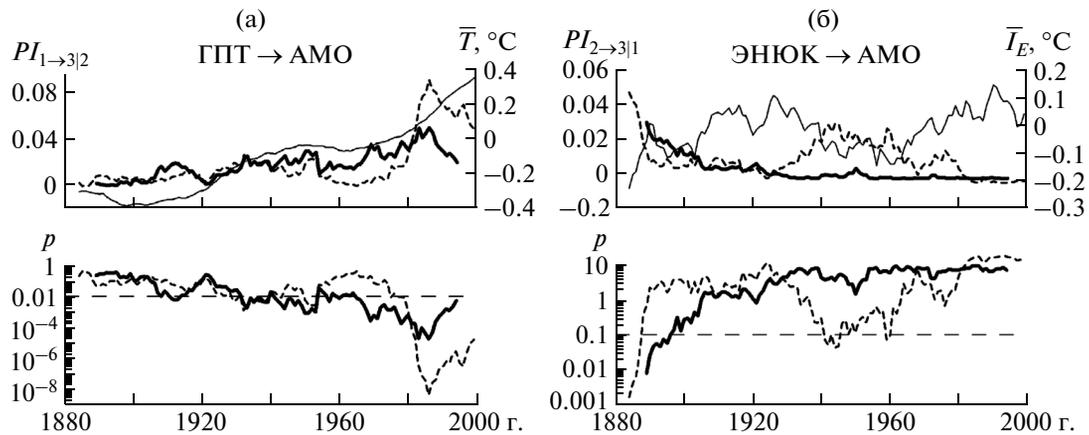


Рис. 3. Оценки воздействия ГПТ на АМО (а) и ЭНЮК на АМО (б) для 30-летних скользящих окон. Обозначения те же, что на рис. 1.

детальной оценки эффекта чередования (переменяемости) степени влияния АМО и ЭНЮК на ГПТ необходимы более длинные ряды данных. При анализе исходных данных влияние ЭНЮК на ГПТ проявляется примерно так же (рис. 1а, штриховые линии), а тренд ГПТ внутри каждого 30-летнего окна лишь несколько снижает значимость оценок связи (маскирует связи между быстрыми компонентами). Оценки влияния АМО на ГПТ выявляют максимумы для окон, совпадающих с фазой роста или фазой уменьшения индекса АМО (рис. 1б, штриховые линии). При этом отмечены существенные различия с соответствующими оценками для быстрых компонент (рис. 1б, жирные линии). В рамках проведенного анализа более надежными представляются выводы для фильтрованных данных, касающиеся взаимного влияния внутридесятилетней изменчивости ЭНЮК, АМО и ГПТ.

Влияние ГПТ на ЭНЮК остается незначимым и при анализе со скользящим окном (рис. 2а). Влияние Северной Атлантики на ЭНЮК (рис. 2б) проявляется значимо по фильтрованным данным в интервале 1895–1935 гг. Отмечено также усиление влияния АМО на ЭНЮК в конце анализируемого периода, начиная с интервала 1982–2012 гг. Оно проявляется только по исходным данным, так как фильтрованные данные получены только до 2009 г. (из-за краевых эффектов).

Влияние ГПТ на АМО значимо, начиная с периода 1920–1950 гг., и растет со временем (рис. 3а). Можно связать это со средним ростом ГПТ (тонкая линия на рис. 3а). Влияние ЭНЮК на АМО (рис. 3б) уверенно диагностируется не позднее периода 1885–1915 гг. и затем спадает.

В большинстве анализировавшихся случаев связи выявляются по фильтрованным данным более значимо. Это свидетельствует в пользу того, что отмеченные по исходным данным связи так-

же определяются в основном внутридесятилетней изменчивостью, а не более долгопериодной. Связи между долгопериодными процессами могут характеризоваться построенными по исходным данным авторегрессионными моделями (1) и (2), но для соответствующих оценок необходимы более длинные временные ряды, например, палеоклиматические реконструкции и модельные реализации. На данном этапе при оценке связи медленных мод анализируемых процессов (в частности, рядов 10-летних скользящих средних) трудно оценить достоверность результатов. Для такой оценки необходимо строить авторегрессионные модели, дающие прогноз на интервалы около 10 лет и более, но при этом в анализируемых рядах оказывается всего 14 неперекрывающихся 10-летних интервалов, характеризующих число статистически независимых фрагментов данных. Применимость *F*-теста для оценки значимости результатов на основе таких моделей не гарантирована. Тем не менее в работе применен этот подход для получения хотя бы грубых оценок связей между долгопериодными компонентами процессов с определением улучшения прогноза на интервалы от 5 до 20 лет вперед. Оказалось, что для осредненных за 10-летие данных наиболее сильно проявляется воздействие АМО на ГПТ. Заметно проявляется воздействие АМО на ЭНЮК. Есть только слабые признаки воздействия ГПТ на АМО и ГПТ на ЭНЮК. Согласно этим результатам для медленных компонент АМО является ключевым фактором. Роль ГПТ также более заметна, чем для внутридесятилетних вариаций, для которых выше была отмечена ключевая роль ЭНЮК.

В итоге с использованием трехкомпонентного анализа причинности по Грейнджеру по данным для периода 1870–2014 гг. определены характеристики взаимодействия вариаций глобального климата (ГПТ) с ведущими модами естественной

изменчивости (ЭНЮК и АМО). Более надежно оцениваются связи относительно быстрых компонент (внутридесятилетней изменчивости) — после удаления осредненных за десятилетие значений, хотя результаты для исходных данных во многом аналогичны. В целом наиболее сильно воздействие ЭНЮК на ГПТ. Проявляется двунаправленная связь ГПТ с АМО и ЭНЮК с АМО. Значимого влияния ГПТ на ЭНЮК не отмечено. Анализ со скользящими 30-летними окнами выявил эффект противофазности вековых изменений влияния ЭНЮК и АМО на ГПТ. Влияние ЭНЮК на ГПТ сильнее в отрицательной фазе АМО, когда влияние АМО на ГПТ незначимо. В положительной фазе влияние АМО на ГПТ максимально, при этом влияние ЭНЮК на ГПТ минимально. Влияние вариаций ГПТ на АМО растет со временем, что может быть связано с трендом ГПТ.

Работа выполнена при поддержке Правительства РФ (соглашение 14.Z50.31.0033 с ИПФ РАН), РФФИ (гранты 14–05–00639, 14–02–00492) и программ 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 / T.F. Stocker, D. Qin, G.-K. Plattner, et al. Eds. Cambridge; N.Y.: Cambridge Univ. Press, 2013. 1535 p.
2. Мохов И.И., Елисеев А.В., Хворостьянов Д.В. // Изв. РАН. Физика атмосферы и океана. 2000. Т. 36. № 6. С. 741–751.
3. Мохов И.И., Елисеев А.В., Хандорф Д. и др. // Изв. РАН. Физика атмосферы и океана. 2000. Т. 36. № 5. С. 605–616.
4. Mokhov I.I., Khvorostyanov D.V., Eliseev A.V. // Intern. J. Climatol. 2004. V. 24. P. 401–414.
5. Мохов И.И., Семенов В.А., Хон Б.Ч. и др. // ДАН. 2008. Т. 419. № 5. С. 687–690.
6. <http://www.metoffice.gov.uk/>
7. <http://www.esrl.noaa.gov/>
8. Granger C.W.J. // Econometrica. 1969. V. 37. № 3. P. 424–438.
9. Hlavackova-Schindler K., Palus M., Vejmelka M., Bhattacharya J. // Phys. Rept. 2007. V. 441. P. 1–46.
10. Attanasio A., Pasini A., Triacca U. // Atmos. Clim. Sci. 2013. V. 3. P. 515–522.
11. Smirnov D.A., Mokhov I.I. // Phys. Rev. E. 2009. V. 80. № 1. 016208.
12. Мохов И.И., Смирнов Д.А. // ДАН. 2009. Т. 426. № 5. С. 679–684.
13. Mokhov I.I., Smirnov D.A., Nakonechny P.I., et al. // Geophys. Res. Lett. 2011. V. 38. L00F04.
14. Мохов И.И., Смирнов Д.А., Наконечный П.И. и др. // Изв. РАН. Физика атмосферы и океана. 2012. Т. 48. № 1. С. 56–66.
15. Smirnov D.A., Mokhov I.I. // Phys. Rev. E. 2015. V. 92.