

УДК 551.5

СТАТИСТИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ МНОГОЛЕТНИХ ИЗМЕНЕНИЙ ИНТЕНСИВНОСТИ ЦЕНТРОВ ДЕЙСТВИЯ АТМОСФЕРЫ

Вершовский М.Г., – научный сотрудник

Российский государственный гидрометеорологический университет

Проанализирована многолетняя изменчивость интенсивности несезонных центров действия атмосферы (ЦДА) для всех основных ЦДА обоих полушарий. Рассмотрены возможности долгосрочного и климатического прогнозирования, основанного на регрессионных моделях.

Decadal variability of the intensity of non-seasonal centers of atmospheric action (CoA) is analyzed for all major CoAs of both hemispheres. Possibilities for long-term and climatic forecasts based on the regression models are discussed.

Центры действия атмосферы (ЦДА) являются квазистационарными барическими образованиями, непосредственно определяющими как макропогодную и климатическую ситуацию в соответствующих регионах планеты, так и общую циркуляцию атмосферы в целом. Ключевая роль крупномасштабных вихрей в балансе момента импульса глобальной атмосферы была убедительно продемонстрирована еще в середине прошлого века В. Старром и Р. Уайтом (Starr, White, 1951). Детальное рассмотрение проблемы обеспечения момента импульса в структуре общей циркуляции атмосферы приводится Э. Лоренцем в его ставшем уже классическом труде (Лоренц, 1970). В тесной связи с этой проблемой находится гипотеза В. Старра, связавшая флуктуации скорости вращения Земли и изменения момента импульса глобальной атмосферы общим уравнением баланса момента импульса планеты (Starr, 1948).

В настоящее время влияние атмосферы на неравномерность скорости вращения Земли является практически общепризнанным фактом. Исследования в этой области ведутся уже несколько десятилетий и в большинстве своем сосредоточены на оценке вклада суммарного движения планетарной атмосферы в колебания скорости вращения Земли. Данные

<http://ej.kubagro.ru/2007/02/pdf/14.pdf>

глобальных наблюдений (в слое от 1000 до 1 гПа) используются в численных моделях, позволяющих рассчитывать угловой момент импульса атмосферы в целом (Salstein, Rosen, 1986, и др.). В результате была надежно доказана тесная связь между изменениями углового момента глобальной атмосферной массы и колебаниями скорости вращения Земли с коэффициентом корреляции близким к 0,9.

Однако такой подход к проблеме вынужденно исключает региональные циркуляционные процессы. Кроме того, многолетние вариации скорости вращения Земли в их возможной связи с региональными и глобальными климатическими изменениями упомянутыми выше моделями не рассматриваются.

В настоящей работе мы попытались дать краткий обзор многолетних тенденций состояния океанических ЦДА обоих полушарий. В качестве показателя состояния ЦДА использовался индекс, предложенный автором (Вершовский, 2006-1, 2006-2). Расчет данного индекса проводился на основе статистической оценки метеорологических величин (Кондратович и др., 2001, 2006). В общем виде индекс интенсивности (I_{INT}) представляет собой безразмерную величину, принимающую значения от -24 до +24 и выражающую среднегодовую статистическую аномалию экстремумов давления (минимумов для циклонов и максимумов для антициклонов) в центре ЦДА.

В качестве исходного материала для расчетов использовались среднемесячные данные приземных барических полей по глобальной сетке с шагом 2° за период 1900-2004 гг., полученные при содействии Национального центра атмосферных исследований США (NCAR).

Для каждой пары ЦДА были проведены статистические расчеты, в которых рассчитывалась корреляционная функция как для несглаженных рядов (среднегодовых значений I_{INT}), так и сглаженных значений индекса

с использованием 11-летнего скользящего среднего. Результаты расчетов были сведены в соответствующие таблицы.

Статистическая значимость коэффициентов корреляции определялась исходя из уровня значимости (p -level), равного 0,01. Значения коэффициентов корреляции, оказавшиеся ниже минимальных для данного уровня, отмечались как несущественные (N), то есть, как случаи, в которых корреляционная зависимость не обнаружена.

Обозначения центров действия атмосферы являются общими для всех приведенных ниже таблиц (табл. 1 – 3) и расшифровываются следующим образом:

AZO – Азорский антициклон;

ICE – Исландская депрессия;

HAW – Гавайский антициклон;

ALE – Алеутская депрессия;

S-ATL – Южно-Атлантический антициклон;

S-IND – Южно-Индийский антициклон;

S-PAC – Южно-Тихоокеанский антициклон.

Полужирным шрифтом в таблицах выделены коэффициенты корреляции, статистически значимые для p -level = 0,001. (Результаты с p -level \leq 0,001 в статистике принято рассматривать как высоко значимые.)

Приводимые ниже коэффициенты корреляции (таблица 1) рассчитаны без лага ($\tau = 0$), т.е. в каждой паре значения переменных брались в их синхронных значениях, соответствующих одному и тому же году.

Таблица 1 – Коэффициенты попарной корреляции (R) рядов среднегодовых значений индекса интенсивности (I_{INT}) ЦДА

| ЦДА | AZO | ICE | HAW | ALE | S-ATL | S-IND | S-PAC |
|-------|--------------|-----|--------------|--------------|-------------|-------------|--------------|
| AZO | - | N | N | 0,27 | N | N | -0,35 |
| ICE | N | - | N | N | N | N | N |
| HAW | N | N | - | -0,34 | -0,28 | N | N |
| ALE | 0,27 | N | -0,34 | - | N | N | N |
| S-ATL | N | N | -0,28 | N | - | 0,75 | 0,60 |
| S-IND | N | N | N | N | 0,75 | - | 0,42 |
| S-PAC | -0,35 | N | N | N | 0,60 | 0,42 | - |

В следующей таблице (таблица 2) приводятся **максимальные** коэффициенты корреляции для несглаженных рядов индекса интенсивности, полученные из расчетов корреляционных функций. Лаг (τ с шагом в 1 год), соответствующий максимальному коэффициенту корреляции, указывается в ячейке таблицы в скобках под соответствующим коэффициентом. При определении лага в качестве первой переменной принимается ряд значений I_{INT} ЦДА, стоящего в первом столбце таблицы. При этом отрицательные значения лага ($\tau < 0$) указывают на отставание первой переменной относительно второй.

Таблица 2 – Максимальные коэффициенты попарной корреляции (R_{max}) рядов среднегодовых значений индекса интенсивности (I_{INT}) ЦДА

| ЦДА | AZO | ICE | HAW | ALE | S-ATL | S-IND | S-PAC |
|-------|---------------------|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| AZO | - | 0,29 (-4) | -0,30 (-5) | 0,36 (3) | N | N | -0,40 (-8) |
| ICE | 0,29 (4) | - | N | N | N | N | N |
| HAW | -0,30 (5) | N | - | -0,34 (0) | -0,31 (-1) | -0,42 (-4) | N |
| ALE | 0,36 (-3) | N | -0,34 (0) | - | N | N | N |
| S-ATL | N | N | -0,31 (1) | N | - | 0,75 (0) | 0,71 (9) |
| S-IND | N | N | -0,42 (4) | N | 0,75 (0) | - | 0,58 (9) |
| S-PAC | -0,40 (8) | N | N | N | 0,71 (-9) | 0,58 (-9) | - |

Наконец, приведем **максимальные** значения коэффициентов корреляции, полученные из расчета корреляционных функций для **сглаженных** (методом скользящего 11-летнего среднего) среднегодовых значений индекса интенсивности (таблица 3). Лаг (τ с шагом в 1 год), соответствующий максимальному коэффициенту корреляции, показан таким же образом, как и в табл. 2.

Таблица 3 – Максимальные коэффициенты попарной корреляции (R_{max}) рядов сглаженных значений индекса интенсивности (I_{INT}) ЦДА

| ЦДА | AZO | ICE | HAW | ALE | S-ATL | S-IND | S-PAC |
|-------|-----------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| AZO | - | 0,80 (-12) | -0,59 (-5÷-6) | 0,67 (0÷-4) | -0,53 (-20) | N | -0,63 (-9) |
| ICE | 0,80 (12) | - | -0,47 (7) | 0,54 (0) | -0,35 (-6÷-7) | -0,39 (-12) | -0,36 (0÷2) |
| HAW | -0,59 (5÷6) | -0,47 (-7) | - | -0,46 (0÷4) | -0,54 (-1÷-4) | -0,71 (-6÷-8) | -0,36 (7÷8) |
| ALE | 0,67 (0÷4) | 0,54 (0) | -0,46 (0÷-4) | - | N | N | -0,40 (-4÷-6) |
| S-ATL | -0,53 (20) | -0,35 (6÷7) | -0,54 (1÷4) | N | - | 0,92 (0÷-6) | 0,93 (7÷8) |
| S-IND | N | -0,39 (12) | -0,71 (6÷8) | N | 0,92 (0÷6) | - | 0,85 (8÷9) |
| S-PAC | -0,63 (9) | -0,36 (0÷-2) | -0,36 (-7÷-8) | -0,40 (4÷6) | 0,93 (-7÷-8) | 0,85 (-8÷-9) | - |

Провести более или менее исчерпывающий анализ приведенных данных в рамках одной статьи, безусловно, невозможно. Однако даже при поверхностном взгляде на таблицы (табл. 1 – 3) нельзя не заметить ряд довольно интересных особенностей.

К ним, во-первых, относится отсутствие значимой корреляции среднегодовых значений индекса интенсивности Исландской депрессии со всеми остальными ЦДА при $\tau = 0$ (см. табл. 1). Это объясняется чрезвычайной изменчивостью состояния Исландского минимума с резко меняющимися знак межгодовыми флуктуациями интенсивности – хотя и меньшими по амплитуде, но несопоставимыми в плане изменчивости с <http://ej.kubagro.ru/2007/02/pdf/14.pdf>

прочими центрами действия атмосферы. Достаточно «нервно» ведет себя Исландский ЦДА даже при 11-летнем сглаживании (см. ниже, рис. 1). Однако при применении скользящего среднего высоко значимая корреляция ($p\text{-level} \leq 0,001$) обнаружилась при сопоставлении со всеми без исключения ЦДА (с Азорским антициклоном $R = 0,80$).

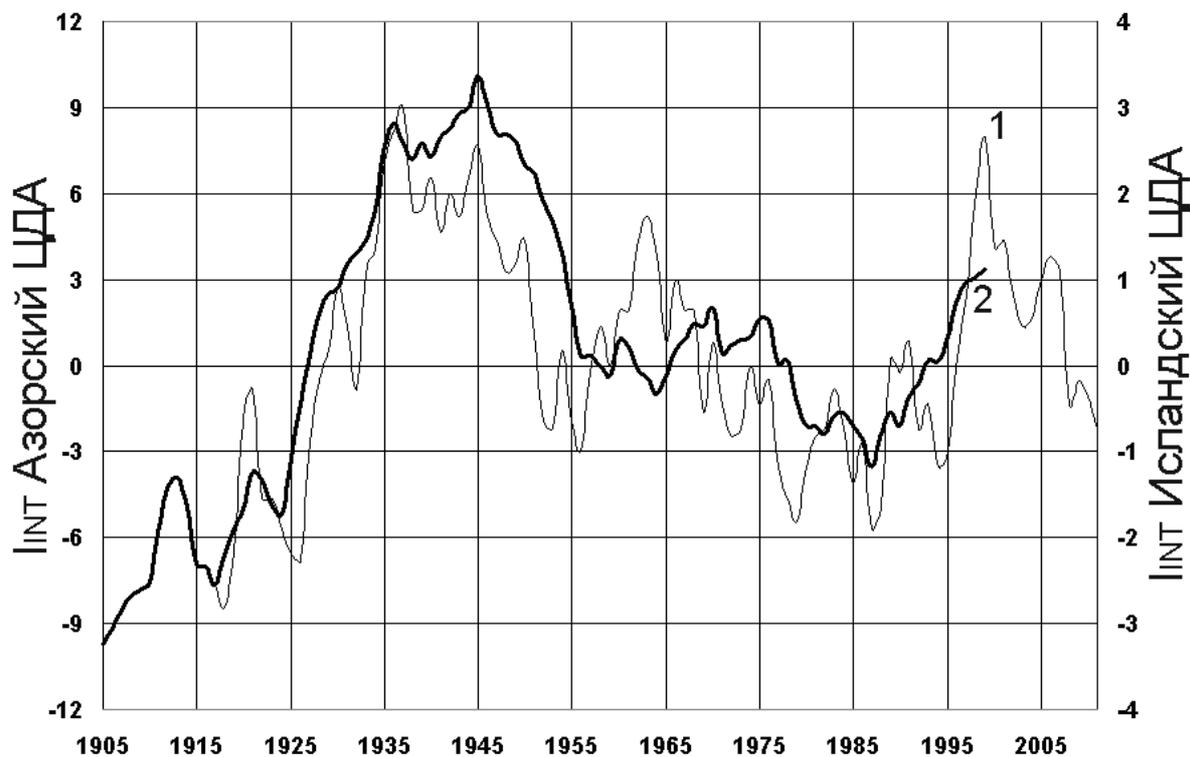


Рис. 1 – Многолетний ход индекса интенсивности (I_{INT}) Исландской депрессии (1) и Азорского антициклона (2), $\tau = 12$ лет

Далее, обращает на себя внимание весьма тесная корреляция между интенсивностью центров действия атмосферы Южного полушария – значительно более тесная, чем это имеет место в Северном полушарии. Широтная (зональная) корреляционная связь Южно-Тихоокеанского ЦДА с Южно-Атлантическим и Южно-Индийским центрами действия оказалась намного плотнее, чем меридиональная (с Гавайским антициклоном и Алеутской депрессией). А в случае сопоставления Южно-Атлантического <http://ej.kubagro.ru/2007/02/pdf/14.pdf>

и Южно-Индийского антициклонов коэффициент корреляции без осреднения и сглаживания составил **0,75** (с осреднением $R = 0,92$), причем ход значений интенсивности этих ЦДА оказался не только синхронным (в среднегодовом выражении), но и практически равным по амплитуде. С особой наглядностью это проявляется на графике (рис. 2), построенном для сглаженных значений рядов индекса интенсивности (11-летнее скользящее среднее).

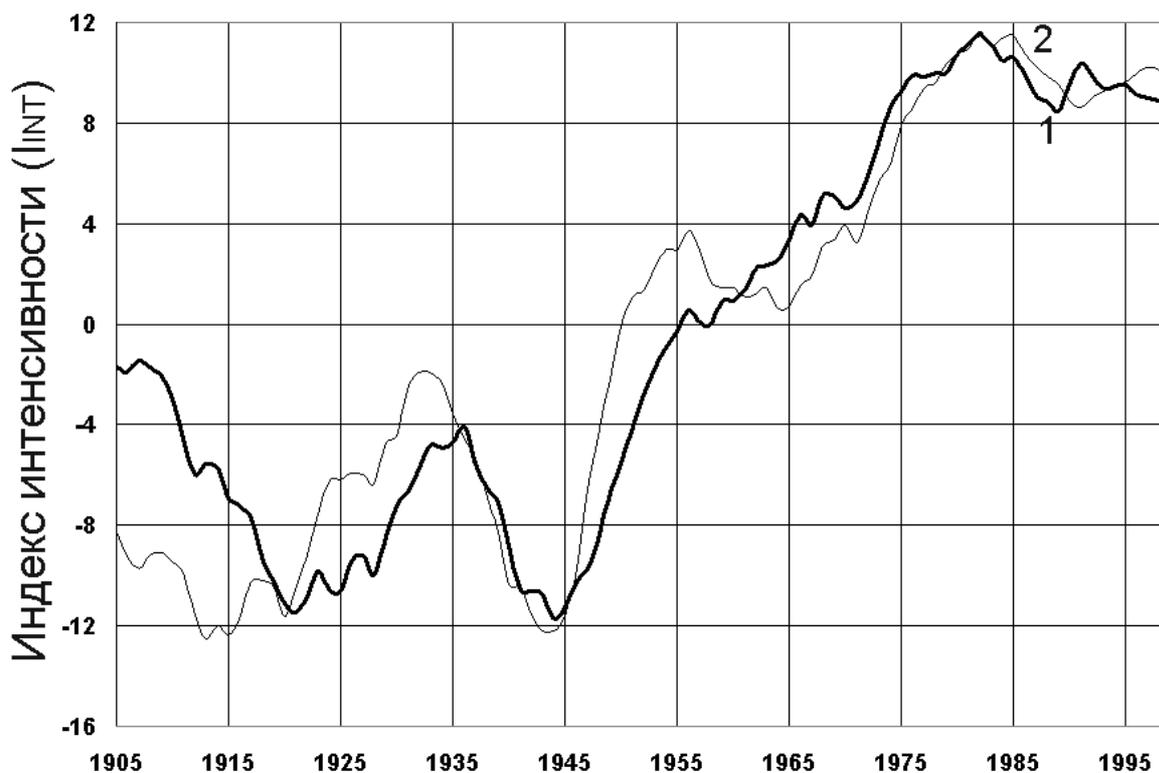


Рис. 2 – Многолетний ход индекса интенсивности (I_{INT}) Южно-Атлантического (1) и Южно-Индийского (2) антициклонов, $\tau = 0$

Обращает на себя внимание и тот факт, что максимальные значения коэффициентов корреляции в ряде случаев получены для сдвига во времени, составляющего 6-9-12, а в случае Азорского и Южно-Атлантического антициклонов даже 20 лет. При этом нередко R_{max} существенно превосходит значения R , полученные для синхронного

<http://ej.kubagro.ru/2007/02/pdf/14.pdf>

сопоставления двух временных рядов ($\tau = 0$). На первый взгляд подобная картина может показаться маловероятной. Некоторые исследователи проблемы взаимосвязи общей циркуляции (ОЦА) атмосферы с вариациями скорости вращения Земли напрямую утверждают, что столь больших долгопериодных колебаний в ОЦА нет и, следовательно, атмосферные процессы не могут быть фактором, в достаточно серьезной степени влияющим на многолетние (декадные) вариации скорости вращения планеты (Abarca del Rio et al., 2003; Сидоренков, 2004).

И в самом деле, атмосфера не обладает – не может обладать – подобной инерционной «памятью», где действие и реакция на него отделены промежутками от нескольких лет до двух десятилетий.

Здесь, однако, следует заметить, что нами ранее уже была обнаружена значимая, а в ряде случаев и высоко значимая статистическая связь между **многолетним** ходом среднегодовых значений интенсивности всех постоянных, т.е. не-сезонных ЦДА и колебаний скорости вращения Земли (Вершовский, 2006-1, 2006-2, 2007). При этом временной лаг между изменениями индекса интенсивности I_{INT} и вариациями скорости вращения Земли (выраженными через приращение длительности суток ΔLOD) нередко также измерялся промежутками от 1-2 до 10-12 лет.

Ответ, как нам представляется, может заключаться в том, что система «атмосфера – земная кора – мантия – ядро» является единым целым, в котором происходят определенные автоколебательные процессы. В подобной единой системе атмосфера реагирует на вызванные ею в предшествующий период изменения скорости вращения планеты, ускоряя или притормаживая ее и тем самым вызывая новые колебания скорости вращения. При этом существенный временной сдвиг между действием и реакцией на него может объясняться временем, требующимся на передачу момента импульса от атмосферы к твердым оболочкам Земли и далее от <http://ej.kubagro.ru/2007/02/pdf/14.pdf>

них к ее ядру, пребывающему в полурасплавленном состоянии – с последующим противодействием ускорившегося ядра силам, направленным на замедление вращения планеты (трансфер момента импульса в данном случае происходит в противоположном направлении). С физической точки зрения такая картина вполне соответствует представлениям В. Старра, согласно которым суммарный момент импульса Земли как единой системы должен оставаться постоянным.

Наблюдающийся существенный лаг между ходом интенсивности отдельных ЦДА в сочетании с высокими значениями коэффициентов корреляции позволяет выделить и еще один – значимый для теории, но особенно важный для практики – момент. Известно, что линейная корреляция даже при весьма высоких значениях коэффициентов указывает на имеющуюся статистическую связь между двумя явлениями, не давая информации о том, каким образом по изменениям одного из параметров можно судить об изменениях другого – и с какой степенью уверенности. Иной, и более существенный смысл, имеет коэффициент детерминации R^2 . Принимая один из параметров в качестве аргумента x , а второй в качестве функции $y(x)$, мы описываем взаимосвязь этих параметров в виде линейной регрессионной модели вида:

$$y(x) = ax + b \quad (1)$$

Статистический смысл коэффициента детерминации R^2 заключается в том, что он показывает, в какой степени поведение зависимой переменной описывается приведенным выше уравнением, а в какой должно быть отнесено к влиянию прочих, не учтенных линейной моделью, факторов. Так, например, при $R = 0,50$ и, соответственно, $R^2 = 0,25$ рассчитанным нами уравнением регрессии – при всей значимости <http://ej.kubagro.ru/2007/02/pdf/14.pdf>

коэффициента корреляции – объясняется лишь 25% дисперсии зависимой величины, в то время как остальные 75% должны быть отнесены за счет влияния других, посторонних для модели факторов.

Выше (табл. 3 и рис. 1) мы видели, что коэффициент корреляции между сглаженными рядами индекса интенсивности Исландской депрессии и Азорского антициклона составил 0,80 для $\tau = 12$ лет. Взглянем на диаграмму рассеяния двух интересующих нас рядов (рис. 3).

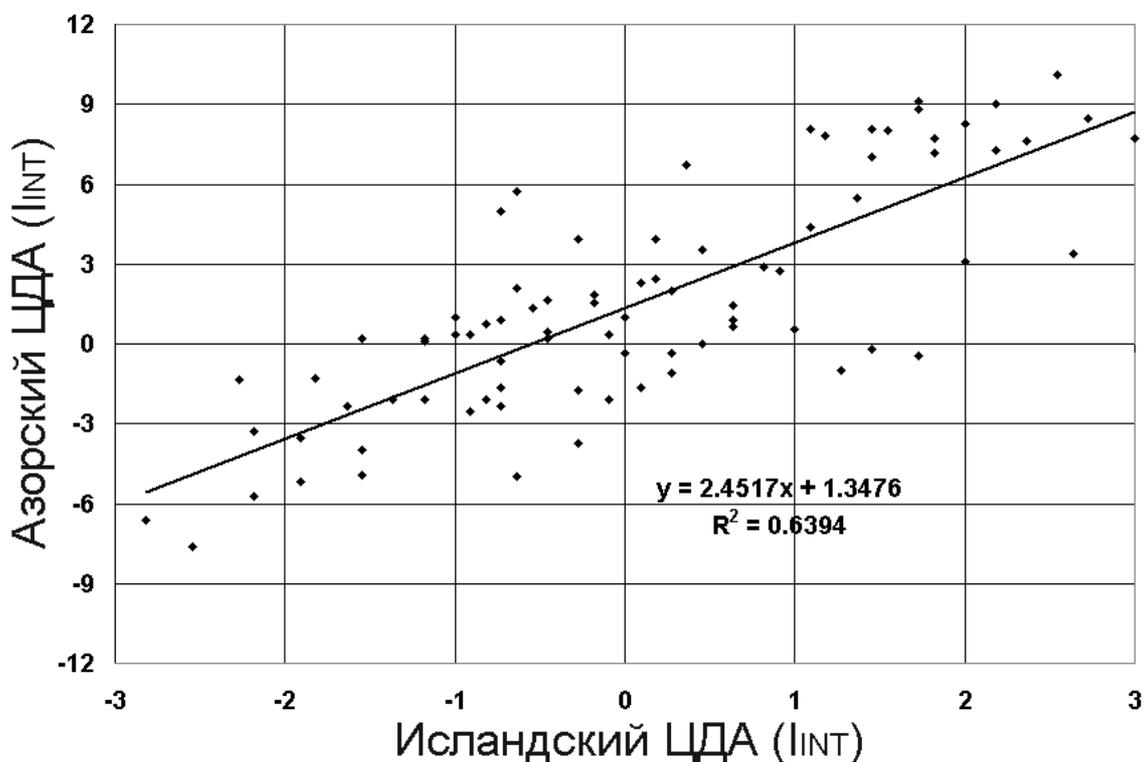


Рис. 3 – Диаграмма рассеяния значений I_{INT} Исландского/ Азорского ЦДА (по сглаженным методом 11-летнего скользящего среднего рядам) и регрессионная модель

Как следует из регрессионной модели, коэффициент детерминации R^2 равняется 0,6394. Иначе говоря, 64% величины «зависимой» переменной (I_{INT} Азорского антициклона) определяется линейным уравнением регрессии:

$$y(x) = 2.4514x + 1,3476 \quad (2)$$

где аргументом является I_{INT} Исландского ЦДА, предваряющий ход «зависимой» от него функции на 12 лет вперед. Естественно, при сглаживании с помощью 11-летнего скользящего среднего такой заблаговременности получить не удастся, т.к. первые и последние 5 лет каждого ряда будут «отрезаны», войдя в осредненные значения. Однако остающееся 7-летнее опережение позволяет получить определенное представление о **суммарных** тенденциях состояния «зависимого» ЦДА на указанный выше срок, причем с определенностью (детерминацией) 64%, что представляет собой достаточно серьезный показатель.

Заметим на полях, что слово «зависимый» не случайно берется нами в кавычки. Речь, естественно, может идти лишь о статистической взаимозависимости, которая никоим образом не определяет характер возможной физической зависимости двух сопоставляемых параметров.

Вероятные тенденции изменения интенсивности Азорского ЦДА достаточно наглядно просматриваются и на графике хода двух интересующих нас переменных (см. рис. 1). При всех «бросках» кривой индекса интенсивности Исландского циклона все-таки заметно, что, начиная с конца 1990-х – начала 2000-х годов (речь об уже **смещенном** на 12 лет ряде осредненных значений), кривая движется вниз, в сторону уменьшения интенсивности. Следовательно, можно предполагать (с отмеченной выше определенностью 64%), что **осредненная** кривая индекса интенсивности Азорского антициклона последует за ней. Учитывая тот факт, что Азорский ЦДА является южным «плечом» Северо-Атлантического колебания (NAO), из полученных нами результатов уже можно было бы сделать весьма осторожный качественный прогноз

суммарной тенденции развития макропогодных и климатических условий, связываемых с NAO.

Важно отметить, что здесь мы имеем дело со сглаженными по 11-летнему скользящему среднему значениями индекса интенсивности. В этом случае даже при весьма плотном следовании одной переменной за другой вовсе не исключаются межгодовые резкие смены направления (роста или падения индекса).

Интересными для возможного прогностического использования представляются и результаты статистического анализа хода индекса интенсивности двух ЦДА Южного полушария – Атлантического и Тихоокеанского (рис. 4).

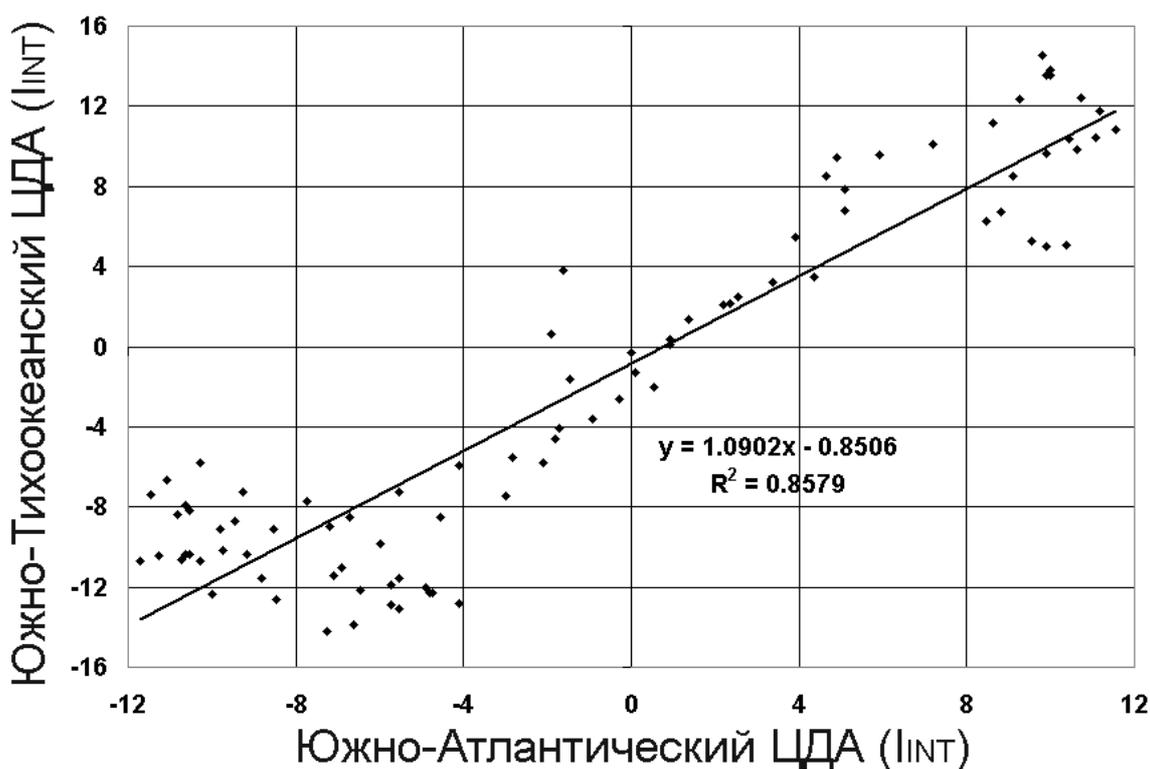


Рис. 4 – Диаграмма рассеяния значений I_{INT} Южно-Атлантического/ Южно-Тихоокеанского ЦДА (по сглаженным методом 11-летнего скользящего среднего рядам) и регрессионная модель

В табл. 3 мы видели, что ход I_{INT} Южно-Атлантического антициклона предваряет ход этого же индекса для Южно-Тихоокеанского ЦДА. Максимальный коэффициент корреляции был получен для лага 7-8 лет ($R = 0,93$). Поскольку и в этом случае речь идет об 11-летнем скользящем осреднении (т.е. об исключении первых и последних 5 лет из каждого ряда), для возможного прогноза суммарной тенденции интенсивности ЦДА Южной Пацифики остается опережение в 2-3 года. В данном случае, однако, мы имеем дело с еще более значительным коэффициентом детерминации ($R^2 = 0,86$), что позволяет надеяться на некоторое уравнивание неизбежных межгодовых изменений общей тенденции (что при опережении в 2-3 года не может не сказаться) высоким уровнем детерминации полученной модели.

Возможность дать оценку будущего состояния центров действия атмосферы – пусть даже качественную, в плане знака (направления) тенденции интенсивности – позволила бы сделать серьезный шаг в долгосрочном и климатическом прогнозировании. При этом, однако, стоит помнить, что существующая в природе многолетняя и отчетливо выраженная статистическая связь всегда может неожиданно прерваться или же кардинально изменить свой характер.

Литература

1. Вершовский М.Г. Азорский антициклон и колебания скорости вращения Земли. // В сб.: Вопросы промысловой океанологии, вып.3. – М.: Издательство ВНИРО. – 2006. – С. 163-170.
2. Вершовский М.Г. Многолетние вариации скорости вращения земли как индикатор крупномасштабных изменений в атмосфере. // В сб.: Труды Третьей Международной научно-практической конференции "Исследование, разработка и применение высоких технологий в промышленности", т.8. – СПб.: Издательство Политехнического университета. – 2007. (В печати.)

3. Вершовский М.Г. Центры действия атмосферы Атлантического океана и вариации скорости вращения Земли. // Электронный журнал "Исследовано в России", 275. – 2006. – С. 2651-2660. – <http://zhurnal.ape.relarn.ru/articles/2006/275.pdf>
4. Кондратович К. В., Куликова Л. А., Вершовский М.Г. Антициклонические центры действия атмосферы и вариации скорости суточного вращения Земли. // В сб.: Вопросы промысловой океанологии, вып.3. – М.: Издательство ВНИРО. – 2006. – С. 152-162.
5. Кондратович К. В., Куликова Л. А., Федосеева Н. В. Изменения атмосферных макропроцессов и температуры водной поверхности Атлантики в XX веке. // В сб.: Тимонов В.В. К 100-летию со дня рождения. – СПб.: Изд. РГГМУ. – 2001. – С. 30-37.
6. Лоренц Э.Н. Природа и теория общей циркуляции атмосферы. – Л.: Гидрометеиздат. – 1970. – С. 136-150.
7. Сидоренков Н.С. Нестабильность вращения Земли. // Вестник Российской Академии Наук. – 2004. – Том 74, №8. – С. 701-715.
8. Abarca del Rio et al. Solar activity and Earth rotation variability. // J. of Geodynamics. – 2003. – Vol. 36. – P. 423-443.
9. Salstein D.A., Rosen R.D. Earth rotation as a proxy for interannual variability in atmospheric circulation, 1860-present. // J. of Clim. and Appl. Meteor. – 1986. – Vol. 25. – P. 1870-1871.
10. Starr, V.P. An essay on the general circulation of the earth's atmosphere. // J. of Meteor. – 1948. – No. 5. – P. 39-43.
11. Starr V.P, White R.M. A hemispherical study of the atmospheric angular-momentum balance. // Q. J. Roy. Meteor. Soc. – 1951. – Vol. 77. – P. 215-225.