

Анализ результатов наблюдений и методы расчета гидрофизических полей океана

УДК 551.465.7:551.5(261.1)

А.Б. Полонский, Е.Н. Воскресенская

О статистической структуре гидрометеорологических полей в Северной Атлантике

Работа посвящена анализу возможности выделения статистически значимых трендов как характеристики низкочастотной изменчивости гидрометеорологических полей Северной Атлантики по относительно коротким рядам наблюдений. Используются ежемесячные данные Российского гидрометцентра за 1957–1990 гг., анализируется их статистическая структура. Показано, что удастся выделить значимые линейные и квадратичные тренды в полях большинства гидрометеорологических характеристик Северной Атлантики. Остаточный сигнал аппроксимируется авторегрессионной моделью первого порядка. Типичная величина коэффициента авторегрессии изменяется в пределах 0,3–0,6 (для различных гидрометеорологических характеристик Северной Атлантики). Максимально коррелированы поля температуры поверхности океана и влажности, минимально — поля ветра и разности температур воды и воздуха.

Введение. Современные исследования, включая результаты численного моделирования [1–3], показывают, что Северная Атлантика может оказывать существенное влияние на процессы глобального потепления и его региональные проявления за счет особенностей термохалинной циркуляции и изменчивости потоков тепла на границе океан – атмосфера. В то же время отмечаются изменения термохалинной циркуляции и потоков тепла за счет изменчивости температуры поверхности океана (ТПО), приземной температуры воздуха (ПТВ), влажности и скорости ветра в период наблюдаемого глобального потепления. Таким образом, океан и атмосфера — это единая система естественных процессов с обратными связями и антропогенно вызываемых изменений. Поэтому чрезвычайно важно оценить относительный вклад каждой составляющей в наблюдаемую низкочастотную изменчивость параметров взаимодействия океана и атмосферы.

Длина подавляющего большинства рядов анализируемых данных наблюдений не позволяет выявить/разделить антропогенное потепление и естественную междесятилетнюю изменчивость, используя стандартные статистические методы. Действительно, регулярные глобальные наблюдения гидрометеорологических характеристик на акватории Мирового океана проводятся только на протяжении последних нескольких десятков лет. Фактически междекадная изменчивость проявляется как низкочастотный тренд в этих данных. Поэтому мы попытаемся выделить ее путем следующего простого подхода.

Естественная изменчивость в системе океан – атмосфера с типичным временным масштабом от 50 до 70 лет описана во многих работах (в частности, в [4 – 10]). Используя одномерный спектральный анализ глобальных данных ТПО, Шлезингер и Раманкути [10] показали, что главным обра-

зом это североатлантическая мода. Позднее Местас-Нуньес и Инфелд [11] установили, что междекадная мода глобальной ТПО — это главный глобальный сигнал, не связанный с Эль-Ниньо — Южным колебанием. Фактически это североатлантическая мода, амплитуда которой достигает максимума юго-восточнее Гренландии. Подобная мода была обнаружена также при моделировании с помощью совместных моделей системы океан — атмосфера [1, 2]. Лютербахер и др. [12] анализировали долговременные ряды индекса Североатлантического колебания (САК), восстановленные по палеоданным с 1675 г. Они обнаружили, что 54 — 68-летние вариации индекса САК значимы на 99 %-ном уровне. Позднее авторы работы [13] показали, что существует значимая междекадная изменчивость потоков тепла на границе океан — атмосфера, связанная с САК. На временных реализациях длиной около 30 — 35 лет эта изменчивость будет выглядеть как тренд второго порядка (параболический тренд), так как 30 — 35 лет составляют примерно половину периода осцилляции. Глобальное потепление, наблюдаемое на протяжении около 150 лет, на 30 — 35-летнем интервале может быть аппроксимировано линейным трендом. Таким образом, если в данных наблюдений, продолжительность которых около 30 — 35 лет, удастся выделить значимые линейные и параболические тренды, их можно интерпретировать соответственно как антропогенный сигнал и естественную междекадную изменчивость.

Не вдаваясь в обсуждение принципиальной правомочности такого упрощенного подхода (этот вопрос будет предметом отдельной работы), отметим основную техническую проблему при выделении тренда. Межгодовые — декадные флуктуации с типичным временным масштабом 2–10 лет, практически всегда присутствующие в анализируемых рядах, фактически представляют собой квазипериодический случайный сигнал при длине рядов в несколько десятилетий. Причем его амплитуда обычно, как минимум, равна амплитуде междекадного сигнала. От статистической структуры временной изменчивости принципиально зависит возможность выделения значимых трендов. Если, например, наблюдаемый на протяжении короткого периода случайный процесс представляет собой процесс авторегрессии первого порядка, то выделить значимые тренды практически невозможно. Именно с коррелированностью геофизических рядов связана в первую очередь дискуссия о статистической значимости выделяемых междекадных колебаний. Некоторые авторы сомневаются в надежности полученных характеристик таких колебаний и даже в принципиальной возможности их выделения [14].

Возникает вопрос: возможно ли выделить значимые тренды (как характеристику низкочастотной изменчивости гидрометеорологических полей) на основании анализа доступных относительно коротких рядов данных с учетом их коррелированности? Цель настоящей работы — ответить на поставленный вопрос, используя данные Российского гидрометцентра (РГМЦ) для Северной Атлантики за 1957 — 1990 гг.

Описание данных и методика их обработки. В работе использовались данные морских наблюдений РГМЦ. Они включают глобальные ежедневные данные попутных и специализированных судовых наблюдений, а также сведения со стационарных и дрейфующих буев. Мы анализировали ТПО, ПТВ, влажность, дефицит влажности (ΔE), скорость ветра и рассчитанные по этим данным потоки явного и скрытого тепла для района 2,5 — 57,5°с.ш. и 2,5 — 77,5°з.д. с ян-

варя 1957 г. по декабрь 1990 г. Первичные данные проверялись и накапливались в РГМЦ. Затем вычислялись среднемесячные значения для каждого квадрата $5^\circ\text{ш.} \times 5^\circ\text{д.}$ на регулярной сетке. Для сглаживания и фильтрации данных использовалась процедура двухступенчатой интерполяции [15–17]. Вначале вычислялись средние значения для каждого пятиградусного квадрата. Данные непосредственных измерений использовались на этапе первой итерации. На этом этапе заполнялось около 90 % всех квадратов. Данные рассчитывались для средневзвешенных координат внутри каждого пятиградусного квадрата. При второй итерации среднемесячные значения, полученные на этапе первой итерации, интерполировались в узлы регулярной сетки с помощью следующей схемы:

$$\bar{X}_{ij} = \sum_k \exp[(R - L_{ijk})X_k] / \sum_k \exp(R - L_{ijk}), \quad (1)$$

где $\bar{X}_{ij}$ — осредненные интерполированные значения; X_k — среднемесячные значения, полученные на первом шаге интерполяции; $R = 500$ км — радиус интерполяции; L_{ijk} — расстояние от средневзвешенных координат, рассчитанных при первой итерации, до центров квадратов.

Полученные интерполированные значения использовались для последующего выделения трендов и сезонного хода исследуемых гидрометеорологических параметров с помощью аддитивной и мультипликативной моделей. Аддитивная модель аппроксимирует временной ряд в виде суммы линейного или квадратичного (параболического) тренда, осредненного сезонного хода и остаточного случайного сигнала. Сезонный ход определялся как средняя внутригодовая изменчивость за весь наблюдаемый период с 1957 по 1990 гг. Мультипликативная модель тренда и сезонности предполагает, что тренд умножается на сезонный индекс. При этом коэффициенты линейного и параболического трендов для каждого временного ряда в каждом квадрате $5^\circ \times 5^\circ$ рассчитывались по следующим моделям временной изменчивости:

$$f_i(t) = f_{i0} + S_i(t) + \beta_i t + \gamma_{ii}, \text{ или } f_i(t) = f_{i0} + S_i'(t)\beta_i' t + \gamma_{ii}', \quad (2)$$

$$f_i(t) = f_{i0} + S_i(t) + \alpha_{i1} t^2 + \beta_{i1} t + \gamma_{ii}, \text{ или } f_i(t) = f_{i0} + S_i'(t)(\alpha_{i1}' t^2 + \beta_{i1}' t) + \gamma_{ii}'. \quad (3)$$

Здесь f_{i0} — значения среднегодовых величин различных параметров с 1957 г.; $S_i(t)$, $S_i'(t)$ — осредненный сезонный ход и сезонный индекс соответственно; β_i и β_i' — коэффициенты линейного тренда; α_{i1} , α_{i1}' , β_{i1} и β_{i1}' — коэффициенты трендов второго порядка; γ_{ii} и γ_{ii}' — случайные шумы; $i = 1, 2, 3, 4$ обозначает температурные характеристики, влажность, скорость ветра и потоки тепла соответственно.

Явные и скрытые потоки тепла (обозначенные как P и LE соответственно) и напряжение приводного ветра (τ_x , τ_y) определялись по стандартным формулам:

$$LE + P = C_E |V| \Delta E + C_T |V| \Delta T, \quad (4)$$

$$\tau_x = \rho_a C_D |V| V_x; \tau_y = \rho_a C_D |V| V_y, \quad (5)$$

где $C_E = 2,91 \text{ Дж}/(\text{мбар} \cdot \text{м}^3)$ — коэффициент влагообмена, умноженный на L ; $C_T = 1,95 \text{ Дж}/(\text{град} \cdot \text{м}^3)$ — коэффициент теплообмена, умноженный на C_p ; $C_D = L \cdot 1,3 \cdot 10^{-3}$ — безразмерный коэффициент; $|V|$ — модуль скорости ветра; V_x , V_y — покомпонентная скорость ветра, за положительные приняты направле-

ния на восток и север соответственно; $\rho_a = 1,18 \cdot 10^{-3}$ г/см³ — удельная плотность воздуха; ΔE — дефицит влажности (мбар); $\Delta T = \text{ТПО} - \text{ПТВ}$.

Наши предположения заключались в следующем. Параболический тренд (3) составляет полуволну гармоник с периодом 65 – 70 лет, в то время как линейный тренд (2) — это проявление долгопериодных (предположительно антропогенных) изменений. Полный набор f_0 , α_{i1} , β_i , β_{i1} (или α_{i1}' , β_i' , β_{i1}') исчерпывающе описывает модель низкочастотной изменчивости каждого конкретного ряда. Экстремум параболической функции достигается в точке $t_e = -\beta_{i1}/2\alpha_{i1}$ (или $t_e' = -\beta_{i1}'/2\alpha_{i1}'$). Если α_{i1} (α_{i1}') $\rightarrow 0$, тогда t_e (t_e') $\rightarrow \infty$. Фактически это означает, что если α_{i1} (α_{i1}') = 0, то наблюдается просто линейный тренд, поскольку функция достигает экстремума при $t = \infty$. Чаще встречаются случаи, когда α_{i1} , β_i , β_{i1} (или α_{i1}' , β_i' , β_{i1}') $\neq 0$, тогда во временных рядах наблюдаются линейный и параболический тренды.

Безусловно, в исследуемых данных присутствует более сложная низкочастотная изменчивость по сравнению с описываемой уравнениями (2) и (3) за счет суперпозиции всех других типов флуктуаций. Тем не менее применяемая модель потенциально пригодна для выделения антропогенного потепления или/и естественных междесятилетних изменений с периодом 65 – 70 лет по относительно коротким рядам наблюдений. Принципиален вопрос — можно ли выделить значимые тренды при наличии достаточно высокого уровня шумов и высокоамплитудных подсеточных флуктуаций, статистическая структура которых далека от простого «белого шума». Этот вопрос обсуждается в следующих разделах работы.

Анализ случайных и систематических погрешностей. Уровень шума и систематические ошибки в данных наблюдений РГМЦ обсуждались в работе [17]. Авторы пришли к выводу, что типичная случайная ошибка оценки месячной величины ТПО/ПТВ в Северной Атлантике составляет примерно 1°C, но эта ошибка существенно уменьшается в районах рекомендованных курсов коммерческих судов. Типичная случайная ошибка оценки аномалий ТПО/ПТВ меняется в пределах 30 – 10 %, если количество наблюдений, участвующих в интерполяции, меняется от 10 до 100, что типично для анализируемого региона, поскольку типичная месячная аномалия в Северной Атлантике — около 1°C. Сравнение среднемесячных данных по температуре РГМЦ и *COADS*, проведенное в работе [18], показало наличие одинаковых характерных особенностей на межгодовом масштабе для каждого из этих массивов данных, хотя данные РГМЦ несколько занижают величину месячных аномалий за счет большего сглаживания первичных данных. Случайная относительная ошибка среднемесячной абсолютной влажности в пятиградусных квадратах в 1,5 – 2 раза больше, чем для ТПО/ПТВ из-за меньшего количества наблюдений и несколько большей методической погрешности измерения. Тем не менее ошибка вычисления параметров сезонного цикла и межгодовой изменчивости среднемесячной влажности в окрестностях рекомендованных курсов и в прибрежной зоне составляет около 20 и 60 % соответственно. Это означает, что межгодовая изменчивость абсолютной влажности и дефицита влажности должна быть примерно одинаковой в таких районах при использовании данных РГМЦ и *COADS*, осредненных по пятиградусным квадратам. Этот вывод подтверждается результатами работы [19]. Относительные случайные

ошибки оценки среднемесячных значений скорости ветра незначительно превышают аналогичные ошибки при расчете среднемесячных температурных характеристик и влажности.

Систематические ошибки несущественно влияют на оценку трендов ТПО/ПТВ/ ΔE , поскольку методические принципы измерений остаются прежними в течение нескольких десятков лет [20]. Систематическая ошибка в определении модуля скорости ветра обусловлена переходом в 1960-е годы от визуальных наблюдений по шкале Бофорта к инструментальным. Это проявляется в искусственных положительных трендах (см., например, [21]). Фактически данные о ветре, полученные по шкале Бофорта, завышают модуль скорости ветра. Инструментальные наблюдения начались в конце 1940-х годов, их доля в общем объеме наблюдений стала увеличиваться в 1950-е годы. Примерно к середине 60-х годов практически все наблюдения скорости ветра были инструментальными. За счет этого возможен искусственный тренд (около 0,1 м/с за 10 лет [22]). При использовании данных 1957–1990 гг. такой тренд мог наблюдаться в начале этого периода. Однако искусственного тренда в большинстве первичных данных выявлено не было. Более того, был обнаружен положительный тренд скорости ветра в данных 1957–1990 гг. в случае, когда первые 10 – 15 лет наблюдений отбрасывались. Положительный тренд скорости ветра в Тропической и Субтропической Атлантике по независимым оценкам был получен в работах [23, 24] с использованием судовых данных и наблюдений на прибрежных метеостанциях. Как будет показано ниже, линейные тренды скорости ветра более статистически значимы, чем тренды температуры и дефицита влажности. Таким образом, систематическая ошибка оценки среднемесячных значений скорости ветра принципиально не влияет на величину оцениваемых трендов.

Доверительные интервалы при оценке трендов. Следующая проблема, возникающая при оценке величины трендов, обусловлена тем обстоятельством, что остаточный сигнал отличается от белого шума. В частности, это приводит к необходимости по-другому оценивать доверительные интервалы. Мы использовали алгоритм определения доверительных интервалов при оценке трендов, приняв во внимание отличие шума от белого.

Рассмотрим для примера следующую модель временных рядов:

$$f_i(t) = f_{i0} + \beta_i t + \gamma_{it},$$

где f_{i0} — средние годовые значения различных параметров в 1957 г.; β_i — коэффициенты линейных трендов; γ_{it} — остаточный случайный шум; $i = 1, 2, 3, 4$ обозначает термические характеристики, ΔE , скорость ветра $|V|$ и скрытые потоки тепла соответственно. Допустим, что шум может быть представлен авторегрессионной моделью первого порядка

$$\gamma_{it} = \gamma_{i0} + CE_i \gamma_{it-1} + \kappa_{it},$$

где CE_i — коэффициенты авторегрессии, а κ_{it} — независимый белый шум с дисперсией σ_a^2 . Чтобы оценить уровень значимости, нужно получить стандартную ошибку σ_β вычисления тренда β . Как было показано в работе [25], ее можно рассчитать с помощью формулы

$$\sigma_\beta = \sigma_g(T, CE), \quad (6)$$

где T — длина временных рядов (в месяцах);

$$g(T, CE) = [(1+CE)/(1-CE)]^{1/2} 12/[T(T^2-1)/12]^{1/2}; \quad (7)$$

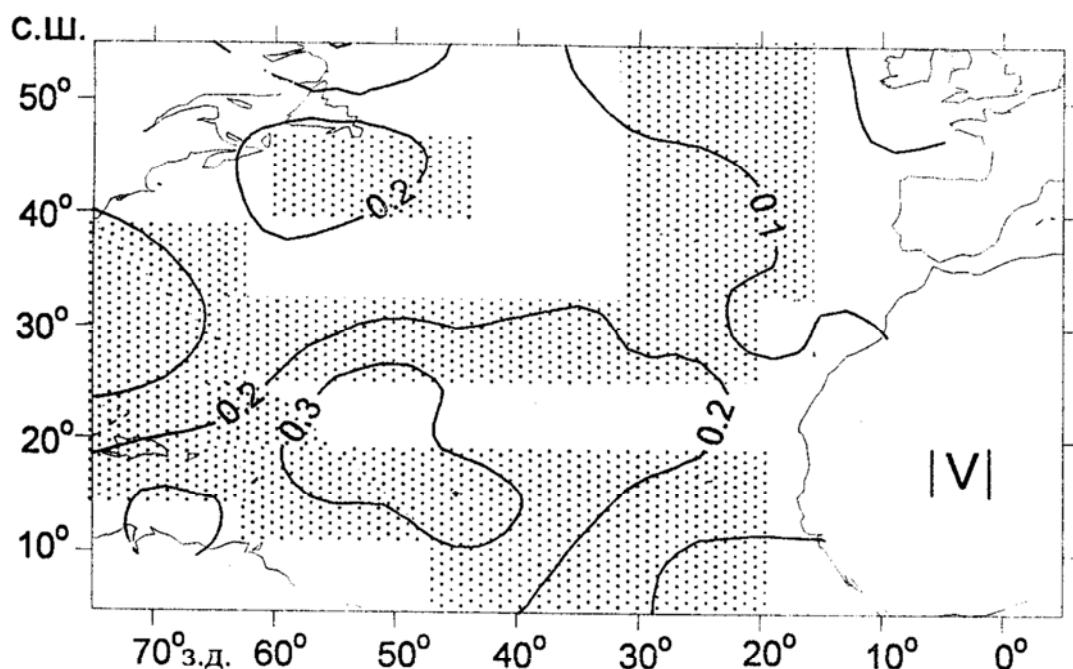
$$\sigma^2 = (1-CE^2)^{-1} \sigma_a^2; \quad (8)$$

σ – дисперсия случайного шума. Обычно считается, что оценка линейного тренда должна быть близка к нормальному распределению. Если это так, то справедливо следующее правило о значимости оцениваемого тренда β_i . Если

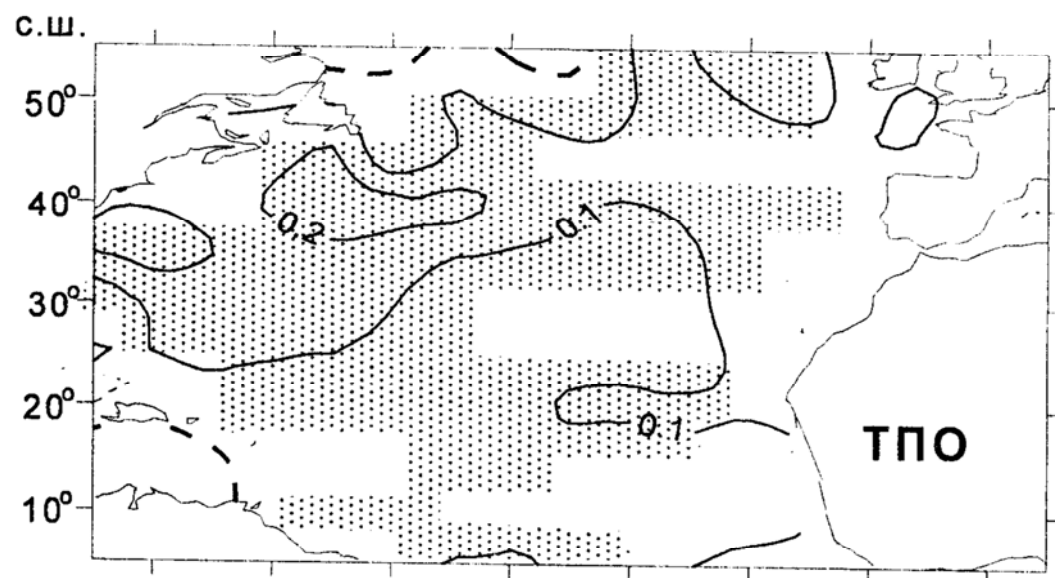
$$|\beta_i| > 2\sigma_\beta, \quad (9)$$

то тренд считается значимым на 95 %-ном уровне.

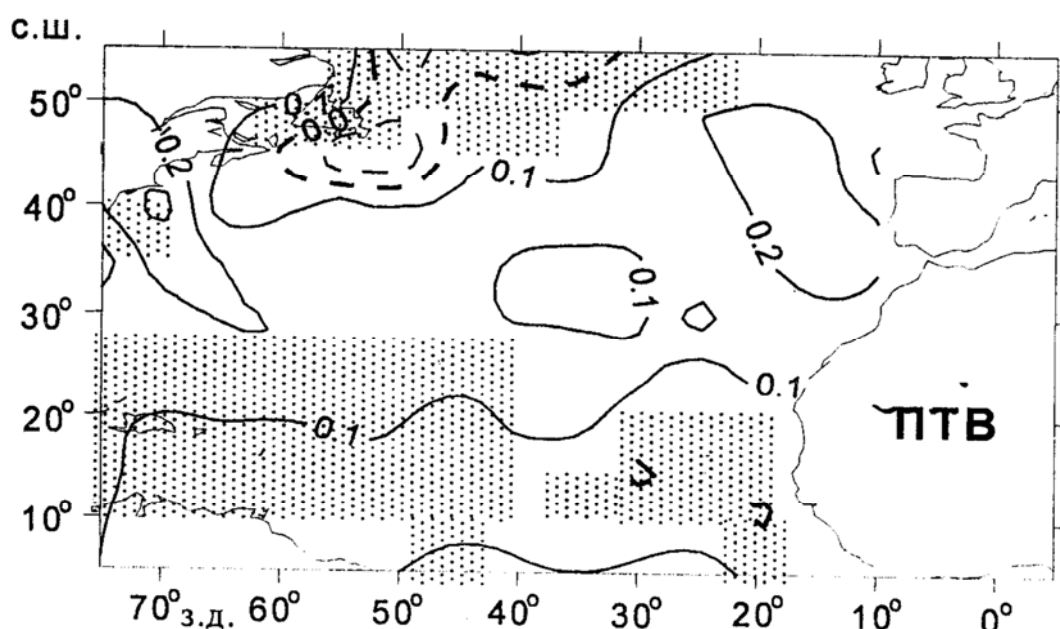
Из (6) – (9) видно, что уровень значимости зависит от длины временных рядов, коэффициента авторегрессии и уровня шума. Длина наших рядов постоянна (408 мес), уровень шума изменяется в зависимости от рассматриваемого параметра, но в любом случае он ограничен (см. выше). Коэффициент авторегрессии может изменяться от 0 до 1. Если он растет, σ_β тоже возрастает, и когда CE_i близок к единице, линейный тренд не может быть выделен в принципе с использованием ограниченного временного ряда, потому что его невозможно отличить от «красного шума». Поэтому уровень автокоррелированности является решающим фактором при выделении линейного тренда. К примеру, уровень шума максимален в поле ветра. В то же время типичное значение коэффициента авторегрессии для ветра равно 0,2 и значимый линейный тренд для рядов скорости ветра может быть выделен над большей частью Северной Атлантики (рис. 1). Элснер и Тсонис [14] отмечали, что статистические данные о примерно 65-летней цикличности в относительно коротких температурных данных невозможно отделить от красного шума. Однако при коэффициентах авторегрессии около 0,3 – 0,6 (это типичная величина, см. ниже) можно выделить из достаточно коротких временных рядов значимые параболические и линейные тренды как проявление примерно 65-летнего цикла и вероятного антропогенного сигнала над обширными областями Северной Атлантики (рис. 1, 2).



Р и с. 1. Коэффициенты линейного тренда для скорости ветра $|V|$ в Северной Атлантике (м/с за 10 лет). Области значимых на 95 %-ном уровне трендов заштрихованы. Мультипликативная модель



a



б

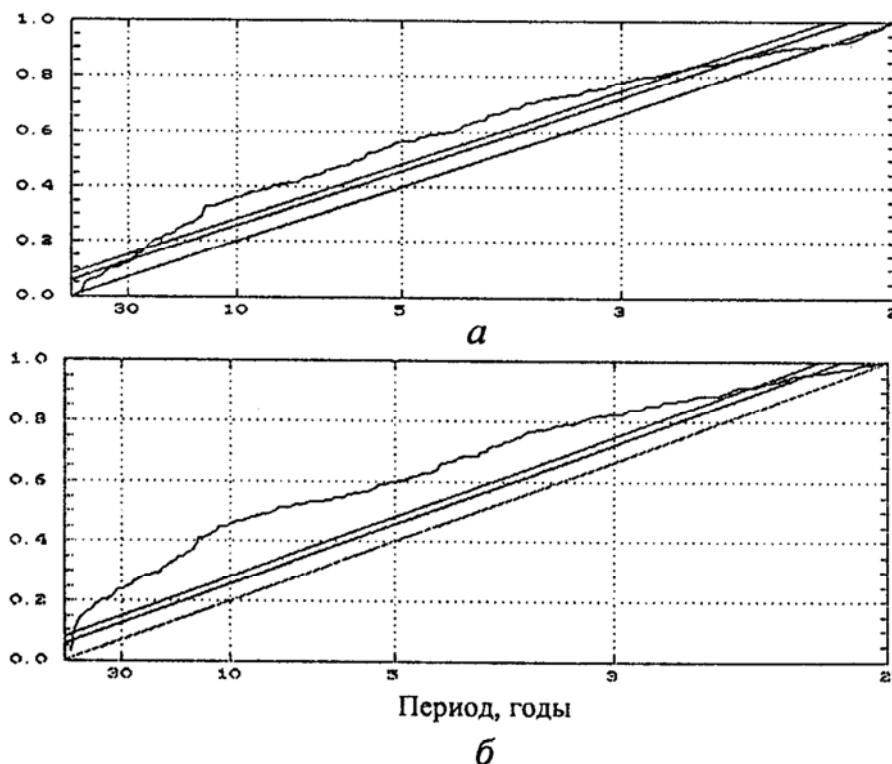
Р и с. 2. Коэффициенты параболического тренда для ТПО (*a*) и ПТВ (*б*) в Северной Атлантике ($^{\circ}\text{C}/(10 \text{ лет})^2$). Области значимых на 95 %-ном уровне трендов заштрихованы. Прерывистыми кривыми отмечены отрицательные тренды. Мультипликативная модель

Статистическая структура остаточного сигнала. Таким образом, из результатов предыдущего раздела следует, что для оценки достоверности выделенных трендов принципиален вопрос о статистической структуре анализируемых рядов. Согласно стохастической теории климата [26], низкочастотную изменчивость океана можно рассматривать в терминах смещения в красную область спектра океанических параметров при атмосферном воздействии типа белого шума. Фактически временная изменчивость аномалий большинства гидрометеорологических параметров близка к красному шуму на большей части Северной и Тропической Атлантики даже после удаления параболического тренда. Частично это может быть результатом применения процедуры фильтрации сезонного сигнала, поскольку сезонный сигнал можно най-

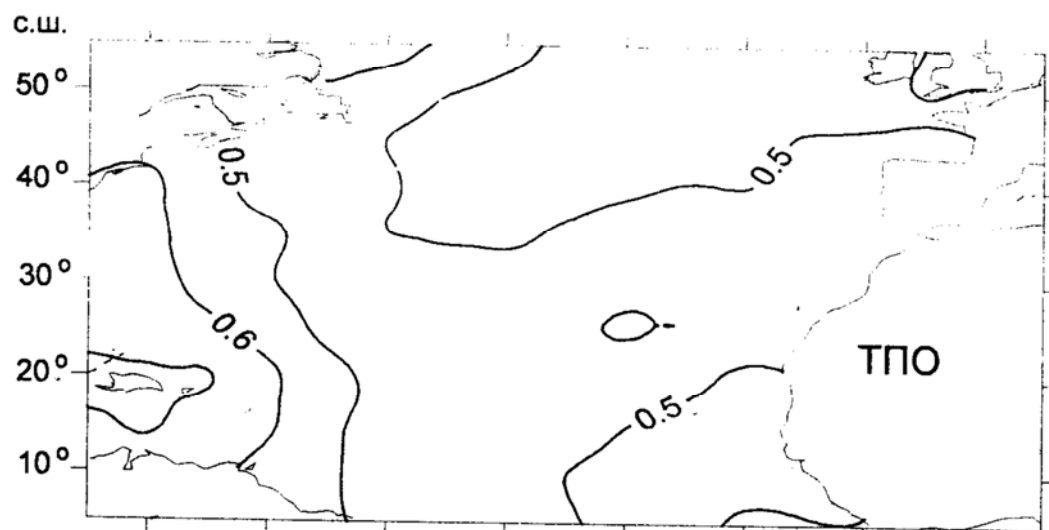
ти в дисперсии аномалий разных гидрометеорологических полей, рассматривая аномалии как отклонение от среднего сезонного цикла. Однако изменение процедуры сезонной фильтрации не может устранить такую автокорреляцию. Как упоминалось выше, мы применяли как аддитивную, так и мультипликативную модели трендов и сезонности, но без существенного изменения величины автокоррелированности остаточного сигнала. Другими словами, эта автокоррелированность объясняется в большей мере физикой процессов взаимодействия океана и атмосферы, поскольку, как уже отмечалось, существуют достаточно сильные межгодовые и десятилетние колебания в системе океан – атмосфера, которые накладываются на низкочастотные трендовые изменения. Они составляют значительную часть общей дисперсии остаточного сигнала. Доля дисперсии за счет изменчивости с периодом от 3 до 30 лет достигает 60 и 65% в тропиках и субтропиках соответственно (рис. 3). Таким образом, рис. 3, приведенный как типичный пример интегрированных периодограмм, показывает, что остаточный сигнал действительно может быть аппроксимирован авторегрессионной моделью. Это значит, что точность определения трендов понижается по сравнению со случаем, когда остаточный сигнал близок к белому шуму. Для иллюстрации этого эффекта рассмотрим временные ряды абсолютной влажности, скорости ветра и потоков тепла в окрестности типичного квадрата в северо-западной части Экваториальной Атлантики (5°с.ш., 45°з.д.). Аппроксимируем временные ряды относительно высокочастотного шума (γ_{it} в уравнении (2)) процессом авторегрессии первого порядка (АР1):

$$\gamma_{it} = \gamma_{i0} + CE_i \gamma_{it-1} + \kappa_{it}, \quad (10)$$

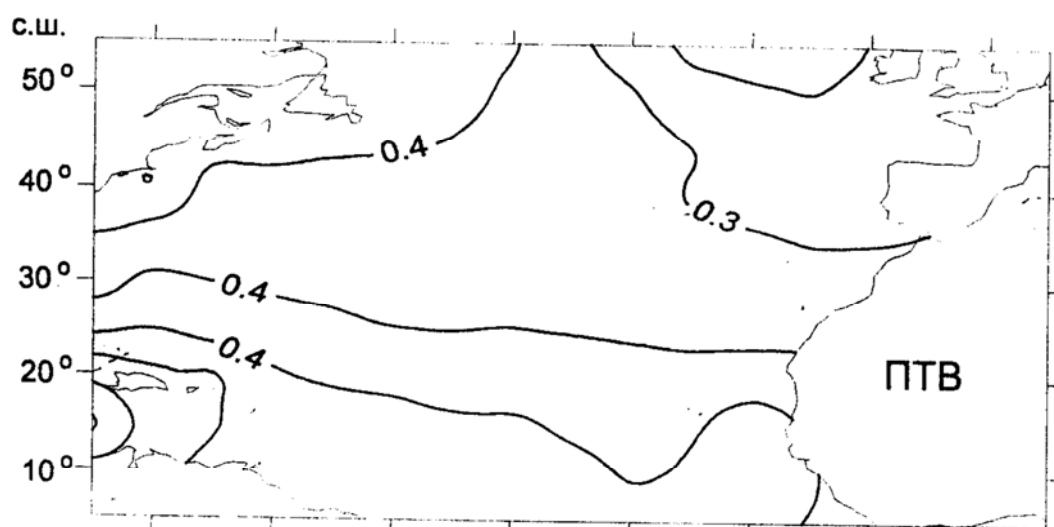
где CE_i – коэффициенты авторегрессии, а κ_{it} – белый шум. Индекс $i = 1, 2, 3, 4$ обозначает ТПО, ΔE , $|V|$ и LE соответственно.



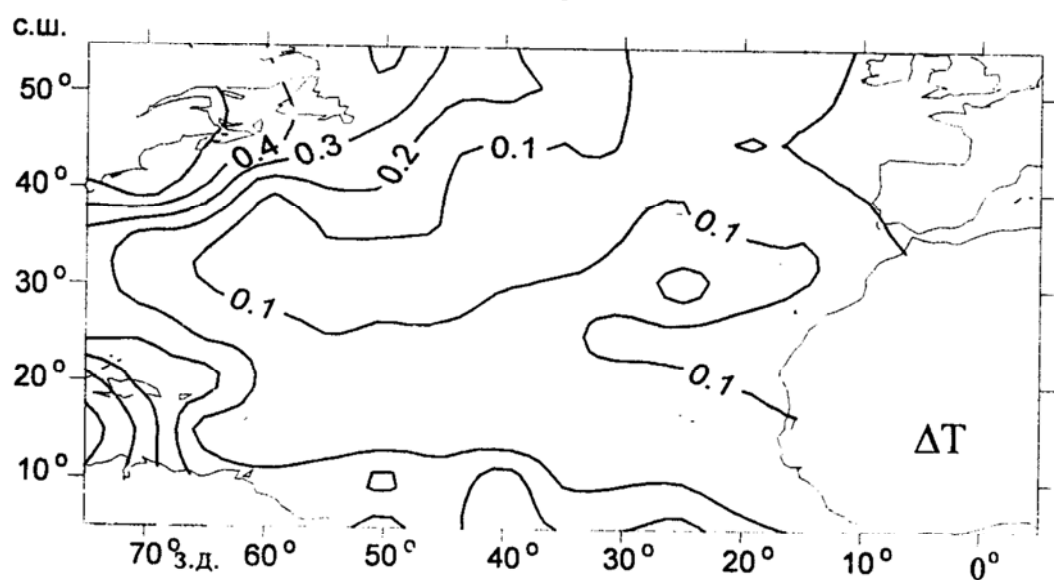
Р и с. 3. Интегрированные периодограммы, нормированные на общую дисперсию, для аномалий LE после удаления параболического тренда в квадратах с координатами 30°с.ш., 75°з.д. (а) и 5°с.ш., 45°з.д. (б). Диагональные линии показывают тест на белый шум для 95 % и 75 %-ного доверительных интервалов



a

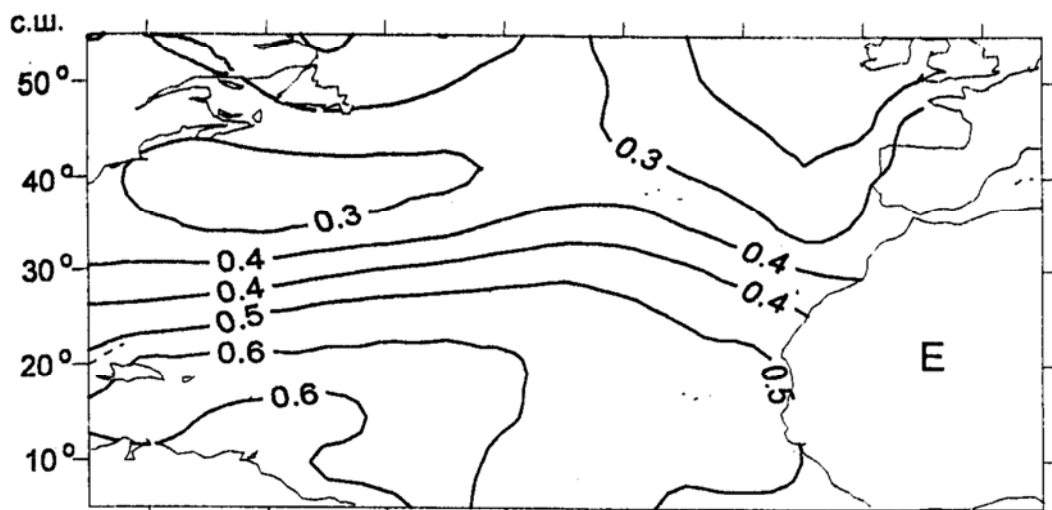


б

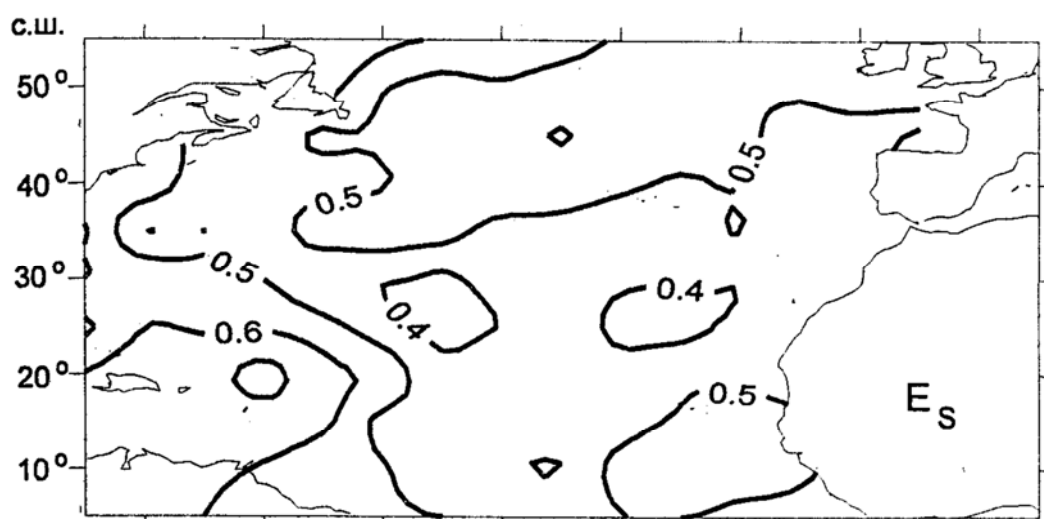


в

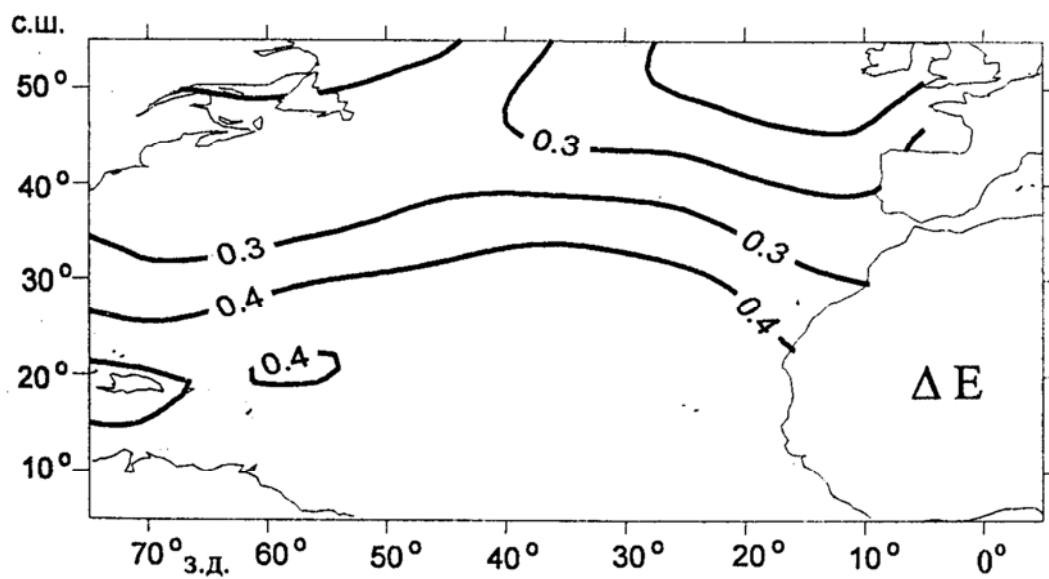
Р и с. 4. Поля коэффициентов авторегрессии первого порядка для ТПО (*a*), ПТВ (*б*) и $\Delta T = \text{ТПО} - \text{ПТВ}$ (*в*). Из временных рядов удалены сезонный ход и квадратичный тренд



a



б



в

Р и с. 5. То же, что на рис. 4, но для влажности E (а), насыщающей влажности E_s (б) и дефицита влажности ΔE (в)

Оценки коэффициентов авторегрессии для временных рядов γ_{it} в пятиградусном квадрате с координатами 5° с.ш. и 45° з.д. показали, что эти коэффициенты равны соответственно 0,2; 0,4; 0,5 и 0,55, для $|V|$, LE , ΔE , и ТПО. Используя формулы (6) – (8), можно получить следующую оценку. Стандартная ошибка в случае, когда γ_{it} является автокоррелированным сигналом, повышается по сравнению со случаем, когда γ_{it} представляет собой белый шум, до 23, 65, 98, 119 % для $|I|$, LE , ΔE и ТПО соответственно. Максимальное и минимальное повышения получаются при оценке линейных трендов ТПО и $|I|$ соответственно. Пространственная структура коэффициентов авторегрессии явно показывает, что поля ТПО (в основном) сильнее автокоррелированы за исключением тропиков, где также сильно автокоррелирована абсолютная влажность. Остаточные флуктуации $|I|$ и $\Delta T = \text{ТПО} - \text{ПТВ}$ наиболее близки к белому шуму (рис. 4, 5). Пространственное распределение и величина коэффициентов авторегрессии флуктуаций насыщающей влажности E_S и ТПО близки между собой. Максимальные коэффициенты авторегрессии ($>0,6$) наблюдаются во флуктуациях ТПО и E_S в северо-западной части Тропической Атлантики.

Таким образом, типичная величина коэффициента авторегрессии (в процессе AP1) в полях гидрометеорологических характеристик Северной Атлантики изменяется в пределах 0,3 – 0,6. Максимальные величины коэффициентов авторегрессии наблюдаются в полях ТПО и влажности, минимальные — в полях $|I|$ и ΔT . Такие величины коэффициентов авторегрессии позволяют выделять значимые тренды в полях гидрометеорологических характеристик Северной Атлантики.

Заключение. Анализ возможности выделения статистически значимых трендов как характеристики низкочастотной изменчивости гидрометеорологических полей Северной Атлантики по данным РГМЦ за 1957–1990 гг. показывает, что относительно небольшие величины коэффициентов авторегрессии первого порядка позволяют выделять значимые тренды в полях гидрометеорологических характеристик даже по имеющимся относительно коротким рядам. Типичная величина коэффициента авторегрессии в анализируемых полях изменяется в пределах 0,3 – 0,6. Максимальные величины коэффициентов авторегрессии наблюдаются в полях ТПО и влажности, минимальные — в полях модуля скорости ветра и разности температур поверхности океана и атмосферы.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Delworth T.S., Manabe S., Stouffer R.J. Interdecadal variability of the thermohaline circulation in a coupled ocean – atmosphere model// J. Climate.— 1996.— 9.— P. 1993 – 2011.
2. Delworth T.S., Dixon K.W. Implications of the recent trend in the Arctic/North Atlantic Oscillation for the North Atlantic thermohaline circulation// Ibid.— 2000.— 13.— P. 3721 – 3727.
3. Manabe S., Stouffer R.J. Are two modes of thermohaline circulation stable? // Tellus.— 1999.— 51A, 3.— P. 400 – 411.
4. Deser C., Blackmon M.L. Surface climate variations over the North Atlantic ocean during winter 1900 – 1989// J. Climate.— 1993.— 6.— P. 1743 – 1760.
5. Kushnir J. Interdecadal variations in the North Atlantic sea-surface temperature and associated atmospheric conditions// Ibid.— 1994.— 7.— P. 141 – 160.
6. Enfield D., Mestas-Nunez A.M. Multiscale variabilities in Global Sea Surface Temperatures and their relationships with Tropospheric Climate Patterns// Ibid.— 1999.— 12.— P. 2719 – 2733.
7. Lau K.-M., Weng H. Climate signal detection using wavelet transform: How to make a time series sing// Bull. Amer. Meteorol. Soc.— 1995.— 76, №12.— P. 2391 – 2402.
8. Полонский А.Б. О междесятилетней изменчивости в системе океан–атмосфера// Метеорология и гидрология.— 1998.— №5.— С. 55 – 64.

9. Полонский А.Б., Воскресенская Е.Н. Низкочастотная изменчивость меридиональных дрейфовых переносов в Северной Атлантике// Там же.— 1996.— №7.— С. 89 – 99.
10. Schlesinger E., Ramankutty N. An oscillation in the Global Climate System of period 65–70 years// Nature.— 1994.— 367.— P. 723 – 726.
11. Mestas-Nunez A. M., Enfield D. Equatorial Pacific SST variability: ENSO and non-ENSO components and their climate consequences// J.Climate.— 2001.— 14.— P. 392 – 401.
12. Luterbacher J., Schmutz C., Gyalistras D. et al. Reconstruction of monthly NAO and EU indices back to AD 1675// Geophys. Res. Lett.— 1999.— 26, №17.— P. 2745 – 2748.
13. Eden C., Jung T. North Atlantic interdecadal variability: Oceanic response to the North Atlantic Oscillation (1856 – 1997) // J. Climate.— 2001.— 14.— P. 676 – 691.
14. Elsner J.B., Tsonis A.A. Low-frequency oscillation// Nature.— 1994.— 372.— P. 507 – 508.
15. Бирман В.А., Позднякова Т.Г. Климатический мониторинг эффективных потоков тепла поверхности океана// Метеорология и гидрология.— 1992.— №4.— С. 102 – 104.
16. Дмитриев С.В. Об интерполяции долговременных судовых данных на равномерную сетку// Тр. ВНИИГМИ-МЦД.— 1983.— 99.— С. 93 – 98.
17. Артамонов Ю.В., Воскресенская Е.Н., Джиганшин Г.Ф. и др. Низкочастотная изменчивость гидрометеорологических и гидрофизических характеристик Тропической и Субтропической Атлантики в связи с глобальными вариациями типа Эль-Ниньо – Южные Осцилляции / Под ред. А.Б. Полонского, А.А. Сизова // Деп. рукопись № 4560 В-91.— М.: ВИНТИ, 1991.— 247 с.
18. Polonsky A.B. A Comparative Study of the Pacific ENSO of 1991/92 and Atlantic ENSO-like event of 1991// Austral. J. Mar. Freshwat. Res.— 1994.— 45, № 3/4.— P. 705 – 725.
19. Kent E.C., Challenor P.G., Taylor P.K. A statistical determination of the random errors present in VOS ships meteorological reports// J. Atmos. Ocean. Technol.— 1999.— 16(7)— P. 905 – 914.
20. Wright P.B. Problems in the use of ship observations for the study of interdecadal climate changes// Mon. Wea. Rev.— 1986.— 114.— P. 1028 – 1034.
21. Isemer H.-J., Hasse L. The Scientific Beaufort Equivalent Scale: Effects on wind statistics and climatological air – sea flux estimates in the North Atlantic Ocean// J. Climate.— 1991.— 4.— P. 819 – 836.
22. Воскресенская Е.Н., Полонский А.Б. Тренды и межгодовая изменчивость параметров низкочастотного взаимодействия атмосферы и океана в Северной Атлантике// Метеорология и гидрология.— 1993.— № 11.— P. 73 – 80.
23. Bigg G.R. Comparison of Coastal Wind and Pressure Trends over the Tropical Atlantic: 1946–1987// Int. J. Climatol.— 1993.— 13.— P. 411 – 421.
24. Wolter K., Hastenrath S. Annual Cycle and Long-Term Trends of Circulation and Climate Variability over the Tropical Oceans// J. Climate.— 1989.— 2.— P. 1329–1351.
25. Tiao G.C., Reinsel G.C., Xu Daming et al. Effects of autocorrelation and temporal sampling schemes on estimates of trend/ and spatial correlation// J. Geophys. Res.— 1990.— D95.— P. 20507 – 20517.
26. Hasselmann K. Stochastic climate models. Part I. Theory// Tellus.— 1976.— 28.— P. 473 – 485.

Морской гидрофизический институт НАН Украины,
Севастополь

Материал поступил
в редакцию 19.09.02
После доработки 18.10.02

ABSTRACT The aim of the paper is to analyze a possibility of detecting statistically significant trends as a characteristic of low-frequency variability of hydrometeorological fields of the North Atlantic using relatively short-term data sets. Monthly data sets for 1957–1990 from the Hydrometeorological Center of Russia are used, and their statistical structure is analyzed. It is shown that it is possible to detect significant linear and parabolic trends in the fields of most hydrometeorological characteristics of the North Atlantic. The residual signal is approximated by the autoregressive first order model. The typical autoregressive coefficient varies from 0.3 to 0.6 (for various hydrometeorological characteristics of the North Atlantic). Fields of sea surface temperature and humidity are maximum correlated, and those of wind speed and difference between sea surface and air temperatures are minimum correlated.