

ПРОВ 2020

ПРОВ 92

ПРОВ 2010

АКАДЕМИЯ НАУК УССР
Морской гидрофизический институт

МОРСКИЕ
ГИДРОФИЗИЧЕСКИЕ
ИССЛЕДОВАНИЯ
№ 3 (59)

Институт
бюджета южных морей
МССР

Издание МГИ АН УССР
Севастополь
1972

УДК 551.46(26)

В.Н. ЕРЕМЕЕВ, Л.В. ЕРЕМЕЕВА, В.Д. ЯРИН

Дискриминантный статистический анализ комплекса $\delta^{18}\text{O}$, δ , Т - характеристик водных масс Тропической Атлантики и Карибского моря

На основании дискриминантного анализа комплекса океанологических характеристик ($\delta^{18}\text{O}$, δ , Т) получены вероятностные оценки формирования водных масс Венесуэльского бассейна Карибского моря. Показано, что динамика вод является основным фактором, определяющим пространственное распределение тяжелого изотопа кислорода в толще океана.

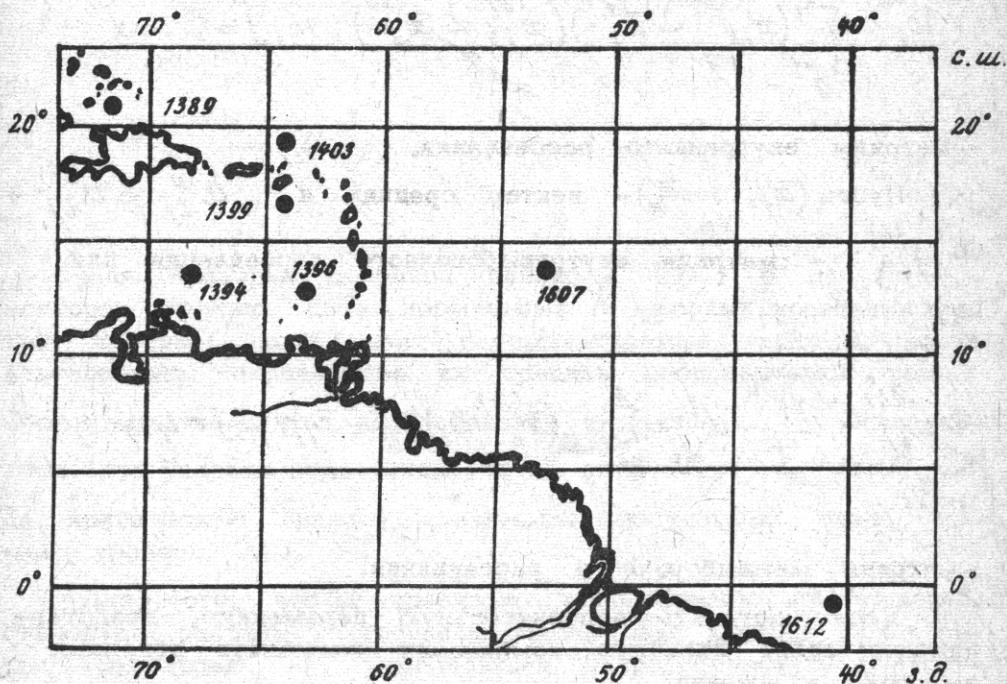
В НАСТОЯЩЕЙ работе даются вероятностные оценки формирования водных масс Венесуэльского бассейна Карибского моря на основе статистического дискриминантного анализа комплекса океанологических характеристик (температура, соленость, содержание тяжелого кислорода), которые были получены для группы станций, выполненных в исследуемом районе в 17 и 20-м рейсах судна "Михаил Ломоносов".

Для получения представления о схеме общего переноса вод нередко прибегают к выделению водных масс. Согласно определению Добровольского [1], необходимо рассматривать полный набор океанологических параметров (физических, физико-химических, биологических и т.д.). Поскольку не существует таких отдельных признаков, которые позволяли бы решить данную задачу, то из всего многообразия количественных характеристик можно воспользоваться несколькими величинами, явившимися числовым выражением наиболее консервативных свойств водных масс. Обычно выделение проводится по T, δ - кривым и кривым вертикального распределения гидрологических элементов, реже - с помощью

T, O_2 и δ, σ_2 - диаграмм. В работе [2] отмечены индивидуальные особенности формирования, а следовательно, и распределения каждой из характеристик. Все это может приводить к значительным трудностям при использовании комплексного метода выделения и сравнения водных масс, основанного на последовательном анализе рассматриваемых признаков. Применение с этой целью важнейшей в физической океанологии характеристической T, δ - диаграммы состояния и других вспомогательных номограмм, получивших широкое распространение главным образом из-за своей простоты и объективности, также дает лишь ограниченную информацию. Во-первых, в данном случае рассматривается далеко не полный набор признаков, а лишь два параметра. Во-вторых, из-за большой сложности формы реальных T, δ - кривых, когда T, δ - индексы получаются неестественно отличными от фактических величин температуры и солености, сравнение водных масс отдельных районов недостаточно надежно. Что касается идеи использования в качестве вспомогательного приема для выявления генетически родственных водных масс методом многомерного статистического анализа [3], то она при реализации дает возможность решать этот вопрос с определенной вероятностью на основании установления именно комплексных взаимосвязей.

Географическая экспозиция рассматриваемой здесь задачи такова. Согласно модели подповерхностной циркуляции [4, 5], основные водные массы Карибского моря поступают из Атлантического океана. Субтропическая подповерхностная вода с максимумом солености и содержания тяжелого кислорода на глубинах 100-200 м проникает в Венесуэльскую котловину главным образом с северо-востока через Антильские пороги. Ось распространения основного потока ориентирована в юго-западном направлении, причем δ^{18} , δ - характеристики слоя максимума в восточной части Карибского бассейна не претерпевают значительной трансформации, так как относятся к зоне температурного скачка, что способствует возникновению больших градиентов плотности, препятствующих турбулентному перемешиванию. Нижележащая водная масса субантарктического происхождения с ядром, расположенным на горизонтах 700-800 м, формируется в Южной Атлантике между 48 и 52° ю.ш. В Карибский бассейн она поступает через восточные и юго-восточные проливы Малых Антильских островов. Согласно расчетам Вюста, поток субантарктической промежуточной воды, отличающейся низкими значениями солености (34,7%), а по нашим данным и концентрацией кислорода-18 (0,44% относительно черноморского стандарта), имеет наибольшую мощность вблизи южно-американского склона.

Океанологические станции (рисунок), на которых были получены сведения о вертикальном распределении трех выбранных параметров, расположены довольно удачно для статистической трактовки описанной выше модели, так как выборки из результатов проведенных на них наблюдений представляют все основные звенья в предложенной схеме циркуляции. Реконструкция модели с помощью дискриминантного анализа комплекса δ^{18} , σ , Т-характеристик, с одной стороны, подтвердила бы ее справедливость, а с другой, - еще раз показала бы, что малые вариации изотопного состава кислорода в толще океана, выявленные путем прецизионных масс-спектрометрических измерений, не являются случайными, а определяются динамикой водных масс.



Географическое расположение океанологических станций

Статистическая задача, которую необходимо здесь рассмотреть, состоит в следующем. Если имеются две выборки из результатов наблюдений параметров σ , Т, δ^{18} на двух глубоководных станциях, то геометрически их можно представить как две выборочные грози в трехмерном евклидовом пространстве. Нужно спроектировать эти грози на такую прямую, чтобы средние значения пары получающихся при этом одномерных выборок были удалены друг от друга на максимально возможное (в соответствии с внутри-

выборочным рассеиванием одномерных выборок) расстояние. Тем самым мы получаем способ для различия выборок из двух совокупностей с помощью подходящих линейных комбинаций компонент наблюдаемых векторов. Предположим, что $(x_{i\zeta_1}^{(1)}, \dots, x_{i\zeta_k}^{(1)}; \zeta_1 = 1, \dots, n_1)$ и $(x_{i\zeta_2}^{(2)}, \dots, x_{i\zeta_{n_2}}^{(2)}; \zeta_2 = 1, \dots, n_2)$ - две выборки из нормальных совокупностей с одинаковыми параметрами, где $n_1 > k$, $n_2 > k$; $(\bar{x}_1^{(j)}, \dots, \bar{x}_k^{(j)})$, $j = 1, 2$ - векторы средних этих выборок;

$$\mathcal{U}_{ij}^{(j)} = \sum_{\zeta_j=1}^{n_j} (x_{i\zeta_j}^{(j)} - \bar{x}_i^{(j)}) (x_{j\zeta_j}^{(j)} - \bar{x}_j^{(j)}); i, j = 1, \dots, k$$

- матрицы внутреннего рассеивания.

Пусть $(\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_k)$ - вектор средних и $\mathcal{U}_{ij}^N = \mathcal{U}_{ij}^{(1)} + \mathcal{U}_{ij}^{(2)}$ - матрица внутривыборочного рассеивания для двух выборок.

$$\mathcal{U}_{ij}^{(0)} = \mathcal{U}_{ij}^{(j)} - \mathcal{U}_{ij}^N = \sum_{\zeta_j=1}^{n_j} n_j (\bar{x}_i^{(j)} - \bar{x}_i) (\bar{x}_j^{(j)} - \bar{x}_j); i, j = 1, \dots, k$$

- матрица межвыборочного рассеивания.

Если составить дополнительную переменную, представляющую собой линейную комбинацию элементов исходных выборок, а именно:

$$Z_{\zeta_j}^{(j)} = \sum_{i=1}^k c_i x_{i\zeta_j}^{(j)}; \zeta_j = 1, \dots, n_j; j = 1, 2,$$

то $(Z_1^{(1)}, \dots, Z_{n_1}^{(1)})$ и $(Z_1^{(2)}, \dots, Z_{n_2}^{(2)})$ будут с точностью до масштаба одномерными выборками, полученными соответственно проектированием исходных K -мерных выборок на прямую, направляющие косинусы которой пропорциональны (c_1, \dots, c_K) . Причем c_i выбираются такими, чтобы обес-

печивалось максимальное расстояние между рассматриваемыми группами. Квадрат обобщенного расстояния между двумя выборками, так называемого расстояния Махаланобиса [7], рассчитывается по формуле

$$D^2 = \frac{(n_1 + n_2)(n_1 + n_2 - 2)}{n_1 n_2} \sum_{i,j=1}^K \mathcal{U}_N^{i,j} b_i b_j,$$

где $b_i = \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} (\bar{x}_i^{(1)} - \bar{x}_j^{(2)})$;

$$b_j = \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} (\bar{x}_j^{(1)} - \bar{x}_j^{(2)});$$

$$\mathcal{U}_N^{i,j} = (\mathcal{U}_{ij}^N)^{-1}.$$

Для проверки основной гипотезы (H) о равенстве векторов средних двух нормальных K -мерных совокупностей, которым принадлежат рассматриваемые выборки, против альтернативы неравенства их средних воспользуемся тем обстоятельством, что распределение величины D^2 Махаланобиса при условии справедливости H есть $\text{Be}\left[\frac{1}{2}(n_1 + n_2 - K - 1); \frac{1}{2}K\right]$. За критическую границу значимости получаемых оценок примем уровень 0,95.

Для того, чтобы правильно использовать при статистических расчетах материалы наблюдений, нужна объективная группировка их, учитывающая гидрологическую структуру вод рассматриваемого района. Исходя из существующих представлений о водных макромассах Карибского бассейна и тропической зоны Атлантики [4-6], а также анализа экспериментальных T , S , δ , S -кривых, построенных для имеющихся станций, результаты измерений параметров δ , S , T на каждой из них были объединены по горизонтали наблюдения в интервалах глубин 100-400, 400-1000 м. Полное представление о пространственной группировке исходного материала дает таблица. Статистические расчеты проводились как на основе двумерных выборок (например, $T, S; \delta, S; T, \delta$), так и с использованием всех трех переменных. Результаты дискриминантного анализа в этих случаях могут отличаться друг от друга, что мы и

наблюдали. Однако различие сводилось в основном к некоторому изменению уровня значимости итоговых оценок. Качественно картина сохранялась. Наиболее эффективные оценки были получены при учете полного набора параметров δ , σ , Т. Следовательно, рассматриваемая совокупность величин каждого сорта, в том числе и отражающая вариации в содержании тяжелого кислорода, является существенным фактором, характеризующим водные массы различного происхождения.

Обратимся непосредственно к результатам дискриминантного анализа, приведенным в таблице. Прежде всего отметим, что для приповерхностной зоны, расположенной в интервале глубин 100–400 м, при выполненной группировке станций для всех использованных пар выборок не наблюдается значимой разницы между комплексом значений δ , σ , Т вод Венесуэльской котловины и прилегающих районов Атлантики. Это не противоречит изложенной выше схеме циркуляции и представлению о подповерхностной водной массе Карибского моря как смеси вод северо-атлантического и южно-атлантического происхождения. Вывод вполне естественный, поскольку все основные проливы Малых Антильских островов имеют глубины, превышающие мощность и уровень залегания рассматриваемого слоя, а значит не препятствуют проходу в Венесуэльский бассейн потока подповерхностных субтропических вод на горизонтах 400–1000 (станции 1403, 1389) и 100–400 м (станции 1394, 1396, 1399) в группировках а, б, в, г. Следовательно, в формировании подповерхностной водной массы (100–400 м) определенное участие принимают также центральные (тропосферные) воды Северной Атлантики, проникающие в Карибское море через проходы в северной части Антильской гряды. С другой стороны, сравнение выборок из результатов наблюдений на глубинах 400–1000 м этих же станций указывает на принадлежность их к разным δ , σ , Т-совокупностям, средние значения которых значимо отличаются друг от друга.

Позиции д, е, ж, з соответствуют анализу исходных данных на восточном и юго-восточном направлениях. Причем статистические оценки для одних и тех же интервалов глубин оказались зависимыми от предварительной группировки станций. Во всех случаях наблюдений (д, е, ж, з) водные массы Карибского моря и соответствующих районов Атлантического океана, залегающие в нижнем слое на горизонтах от 400 до 1000 м, с большой вероятностью тождественны между собой. К противоположному выводу приходим при сравнении δ , σ , Т-комплекса значений подповерхностных вод (100–400 м), объединенного для станции 1807, расположенной в зоне действия Северного Экватора.

Таблица
Результаты дискриминантного анализа
для групп станций Атлантического океана и
Карибского моря

Атланти- ческий оcean (станции)	Карибское море (станции)	Диапазон глубин (Атланти- ка)	Диапазон глубин (Кариб- ское море)	Заключение	Уровень значи- мости
а) 1403	1394	100-400	100-400	не различаются	-
	1396	100-400	400-1000	различаются	0,99
		400-1000	100-400	не различаются	-
	1399	400-1000	400-1000	различаются	0,95
б) 1389	1394	100-400	100-400	не различаются	-
		100-400	400-1000	различаются	0,95
	1396	400-1000	100-400	не различаются	-
	1399	400-1000	400-1000	различаются	0,95
в) 1403	1394	100-400	100-400	не различаются	-
	1396	100-400	400-1000	различаются	0,99
		400-1000	100-400	не различаются	-
	1399	400-1000	400-1000	различаются	0,99
г) 1389	1394	100-400	100-400	не различаются	-
	1396	100-400	400-1000	различаются	0,95
		400-1000	100-400	не различаются	-
	1399	400-1000	400-1000	различаются	0,99
д) 1607	1394	100-400	100-400	не различаются	-
	1396	100-400	400-1000	различаются	0,95
ж) 1612	1399	400-1000	100-400	различаются	0,99
		400-1000	400-1000	не различаются	-
е) 1607	1394	100-400	100-400	не различаются	-
	1396	100-400	400-1000	не различаются	-
	1399	400-1000	100-400	различаются	0,95
		400-1000	400-1000	не различаются	-
ж) 1612	1394	100-400	100-400	не различаются	-
	1396	100-400	400-1000	различаются	0,95
	1399	400-1000	100-400	различаются	0,99
		400-1000	400-1000	не различаются	-
з) 1612	1394	100-400	100-400	не различаются	-
	1396	100-400	400-1000	различаются	0,99
		400-1000	100-100	различаются	0,99
	1399	400-1000	400-1000	не различаются	-

риального течения, и станции 1612, несколько смещенной к югу от экватора по 42 меридиану, с выборкой данных (400-1000 м) для Венесуэльского бассейна. Однако анализ совокупности значений используемых параметров в слое 100-400 м на станции 1607 и в слое 400-1000 м (станции 1394, 1396, 1399) свидетельствует о несущественном различии между ними. Это обстоятельство может служить аргументом в пользу утверждения о том [3], что воды восточной котловины Карибского моря на горизонтах 400-1000 м формируются из субантарктических промежуточных вод, а также в результате частичного смешения последних к востоку и юго-востоку от Антильской гряды с центральной водной массой Тропической Атлантики. Сравнение индивидуальных выборок из материалов наблюдений на станции 1612, как видно из позиций ж, з, не меняет сложившейся картины.

Таким образом, вероятностные оценки, полученные методом дискриминантного анализа при сопоставлении δ , S , Т-характеристик рассматриваемых водных масс Венесуэльского бассейна и тропической зоны Атлантики, хорошо согласуются со схемой циркуляции в Карибском море, предложенной Вюстом [4] и Гордоном [5].

ЛИТЕРАТУРА

1. Добровольский А.Д. Об определении водных масс. "Океанология", 1961, 1, 12.
2. Иванов Ю.А. Водные массы и распределение океанологических характеристик. "Океанология", 1967, 5, 803.
3. Andersen N.R., Gassaway I.D., Maloney W.E. The relationship of Sr/Ce to water masses in the tropical Atlantic Ocean and Caribbean Sea. Limnology and Oceanography, v. 15, 3, 467, 1970.
4. Wüst G. Stratification and circulation in the Antillean-Caribbean Basins. Columbia, Univ. Press, 1964.
5. Gordon A.L. Circulation of the Caribbean Sea. Journ. Geoph. Res. 72, 6207, 1967.
6. Хлыстов Н.З. Структура вод тропической зоны Атлантического океана. В сб.: Морские гидрофизические исследования, 3(53). Севастополь, изд. МГИ АН УССР, 1971.
7. Уилкс С. Математическая статистика, М., "Наука", 1967.

V.N.EREMEEV, L.V.EREMEEVA,
V.D.YARIN

THE DISCRIMINANT STATISTICAL ANALYSIS OF A
COMPLEX OF $\delta\text{O}^{\text{18}}$, S, T-CHARACTERISTICS OF WATER MASSES
IN THE TROPICAL ATLANTIC

Based on the discriminant analysis of a complex of oceanological characteristics ($\delta\text{O}^{\text{18}}$, S, T) the probability estimates of the formation of water masses in the Venezuela basin of the Caribbean Sea are obtained. It is shown that water dynamics is a basic factor dictating the spatial distribution of a heavy isotope of oxygen in the ocean.