

Л.М. Білокриницька, С.В. Клок, Г.М. Крученицький,
Т.В. Скоробагатий

ПЕРІОДИЧНА ТА ДОВГОТЕРМІНОВА МІНЛИВІСТЬ СОЛОНОСТІ ПІВДЕННОЇ АТЛАНТИКИ ЗА ДАНИМИ ВИМІРІВ НА АНТАРКТИЧНІЙ СТАНЦІЇ “АКАДЕМІК ВЕРНАДСЬКИЙ”

Методами лінійного та нелінійного регресійного аналізу одержано параметри періодичної мінливості та трендів солоності, а також температури води і повітря за даними спостережень за 2000-2006 роки. Встановлено, що крім сезонних коливань перелічені параметри беруть участь у більш повільному коливанні з основним періодом в 3 роки. Солоність та температура води мають статистично вагомі від’ємні тренди. Показано, що ці тренди формуються за рахунок синхронних негативних викидів, які обумовлені зростанням допливу прісної води від руйнування льодового щита Антарктики під час антарктичного літа.

Постановка задачі

Солоність Південного океану та її мінливість останнім часом привертають до себе увагу дослідників у зв’язку з проблемою глобального потепління [1] та руйнування льодового щита Антарктиди. Ці процеси повинні приводити, з одного боку, до зростання солоності через збільшення випаровування океанічної води, а з іншого – до її зменшення через надходження прісної води, що обумовлене зростанням кількості айсбергів та швидкості їхнього танення. Отже, необхідно з’ясувати, який з цих конкуруючих процесів визначає знак довготермінового тренду, яким є цей тренд і з якою похибкою він може бути обчислений за даними спостережень. Також становлять інтерес характер періодичної мінливості солоності, її порівняльна величина відносно, наприклад, стандартного відхилення глобального розподілу середньорічного значення (рис. 1) і спектральний склад періодичної мінливості.

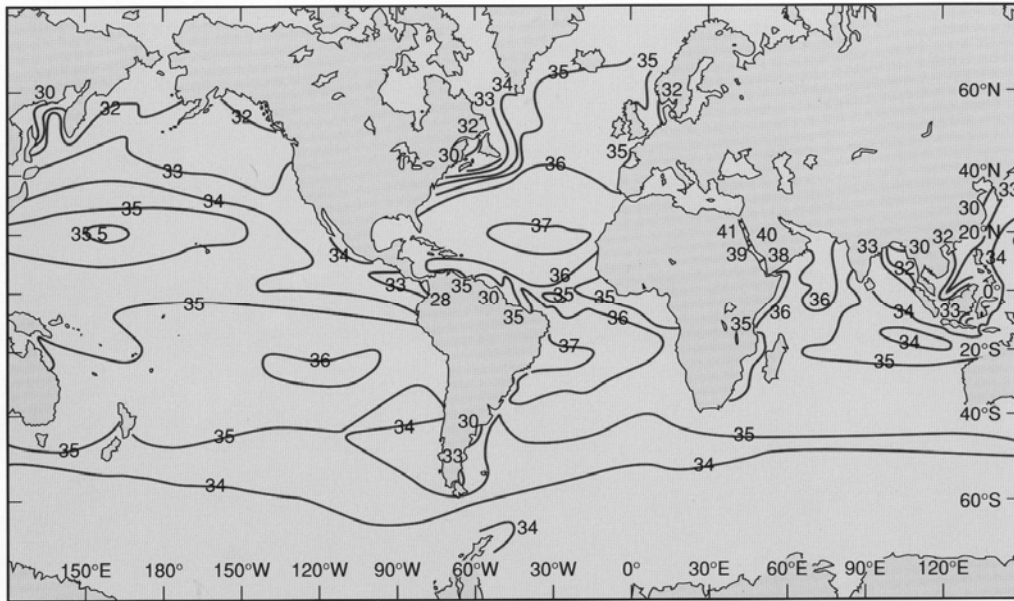


Рис. 1. Глобальний розподіл середньорічних значень солоності (‰)

Методи моделювання та вихідні дані

Модель сезонної мінливості солоності Південної Атлантики за даними вимірів на станції “Академік Вернадський” було побудовано методом лінійної регресії у вигляді:

$$V(t) = \sum_{k \geq 0} A_k \cos[k\omega(t - t_k)] + res(t), \quad (1)$$

де $V(t)$ – відліки модельованого ряду; $\omega = \frac{2\pi}{\tau}$; τ – тривалість року; A_k – амплітуда k -ої гармоніки; t_k – фаза k -ої гармоніки; $res(t)$ – залишки моделі.

З усіх гармонік обрано лише ті, для яких амплітуди є статистично вагомі по рівню не менше ніж 95%. Значення решти амплітуд рівні нулю. Середня частота спектру сезонної мінливості $\langle \omega \rangle$ визначалася за формулою:

$$\langle \omega \rangle = \frac{2\pi \sum_{k \geq 0} k A_k^2}{\sum_{k \geq 0} k A_k^2} \quad (1a)$$

його напівширина – за формулою:

$$\Delta\omega = \sqrt{\frac{\sum_{k \geq 0} A_k^2 (k\omega - \langle \omega \rangle)^2}{\sum_{k \geq 0} A_k^2}} \quad (1b)$$

Моделювання за формулою (1) було здійснено для ряду щодобових значень солоності за період з 3 травня 2000 року по 31 грудня 2006 року, а також для рядів температури води та повітря. Відомості про вихідні дані рядів спостережень подано у таблиці 1 (Заповнення у таблиці – це відношення днів із спостереженнями до повної кількості днів між початком та закінченням спостережень).

Лінійні тренди обчислювались як коефіцієнти лінійної регресії рядів решток $res(t)$ на час [2]. Зауважимо, що зручним засобом обчислення коефіцієнтів лінійної регресії, їхньої статистичної вагомості, а також значень коефіцієнта детермінації та статистики Фішера (див. нижче) моделей є вбудована функція Excel–“LINEST” (в українському інтерфейсі «ЛІНІЙН») [3]. Крім обчислення лінійних трендів було здійснено спробу моделювати довготермінову мінливість за допомогою гармонік повільного (у порівнянні із роком) коливання:

$$res(t) = \sum_{k \geq 0} B_k \cos\left[k \frac{2\pi}{T} (t - \Theta_k)\right] + resid(t) \quad (2)$$

де $res(t)$ – залишки моделі сезонної мінливості; B_k, T, Θ_k – параметри моделі довготермінової періодичної мінливості, що знаходяться методом побудови нелінійної регресії; $resid(t)$ – залишки моделі довготермінової періодичної мінливості;

Таблиця 1

Відомості про дані спостережень

№ п/п	Спостереження	Початок	Закінчення	Відліки	Заповнення	Середнє значення	СКВ - σ
1	Солоність, ‰	03.05.2000	31.12.2006	2295	98,4%	32,54	1,75
2	Температура повітря, °C	03.05.2000	31.10.2006	2332	100%	-2,76	4,35
3	Температура води, °C	03.05.2000	31.12.2006	2332	100%	-0,86	1,20

Зауважимо, що зручним та ефективним засобом побудови нелінійної регресійної моделі є вбудована функція електронних таблиць Excel–“Solver” (в українському інтерфейсі «Пошук розв’язку») [3], що забезпечує розв’язання системи нелінійних рівнянь, породженої застосуванням метода найменших квадратів до мінімізації l_2 - норми [2] ланцюга $resid(t)$, за допомогою метода дотичних Ньютона [4]. Ефективність побудованих моделей оцінювалася за допомогою коефіцієнта детермінації R^2 , що за визначенням є [2]:

$$R^2 = \frac{\sigma_0^2 - \sigma_r^2}{\sigma_0^2}, \quad (3)$$

де σ_0^2 – дисперсія (квадрат середньоквадратичного відхилення – СКВ) модельованого ланцюга; σ_r^2 – дисперсія залишків.

Достовірність моделей оцінювалася по значенню статистики Фішера – F [2]. Нагадаємо, що 95% достовірності моделі відповідає значення статистики Фішера ~ 3 і значення статистики зростають із зростанням достовірності.

Одержані результати

Результати моделювання сезонного ходу досліджуваних процесів проілюстровано на рис. 2, а параметри моделей та значення лінійних трендів зведено в таблицю 2.

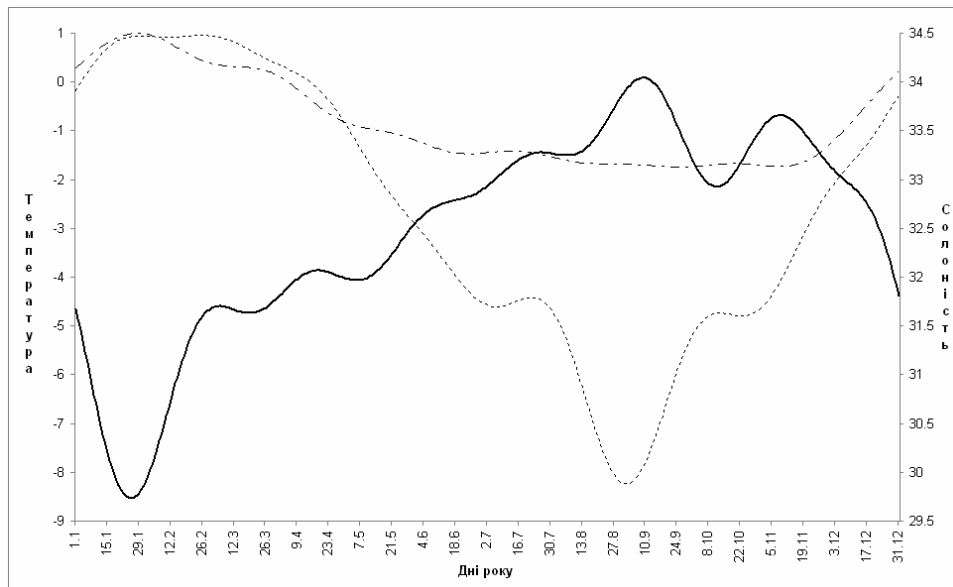


Рис. 2. Сезонна мінливість солоності (суцільна лінія), температури повітря (пунктир) та води (штрих-пунктир)

З таблиці 2 видно, що тренд температури повітря не є статистично вагомим, на відміну від трендів температури води та солоності. Природу цих трендів легко зрозуміти з рис. 3.

Таблиця 2

Результати моделювання сезонної мінливості та трендів

№ п/п	Спостереження	R^2	F	$\langle \omega \rangle$, роки ⁻¹	$\Delta\omega$, роки ⁻¹	Тренд на 10 років	$F_{\text{тренду}}$
1	Солоність, ‰	33%	80	10,43	8,25	-0.8±0,2	24,7
2	Температура повітря, °С	39%	107	7,19	4,67	-0.6±0,4	2,1
3	Температура води, °С	59%	235	7,67	3,85	-0.3±0,1	10,5

Очевидно, що обидва тренди формуються за рахунок негативних викидів у обох ланцюгах залишків, які обведені прямокутниками на рис. 3. Практично повна синхронність цих викидів наводить на думку, що вони обумовлені однією причиною, тобто припливом прісної води від танення уламків льодового щита Антарктиди – айсбергів.

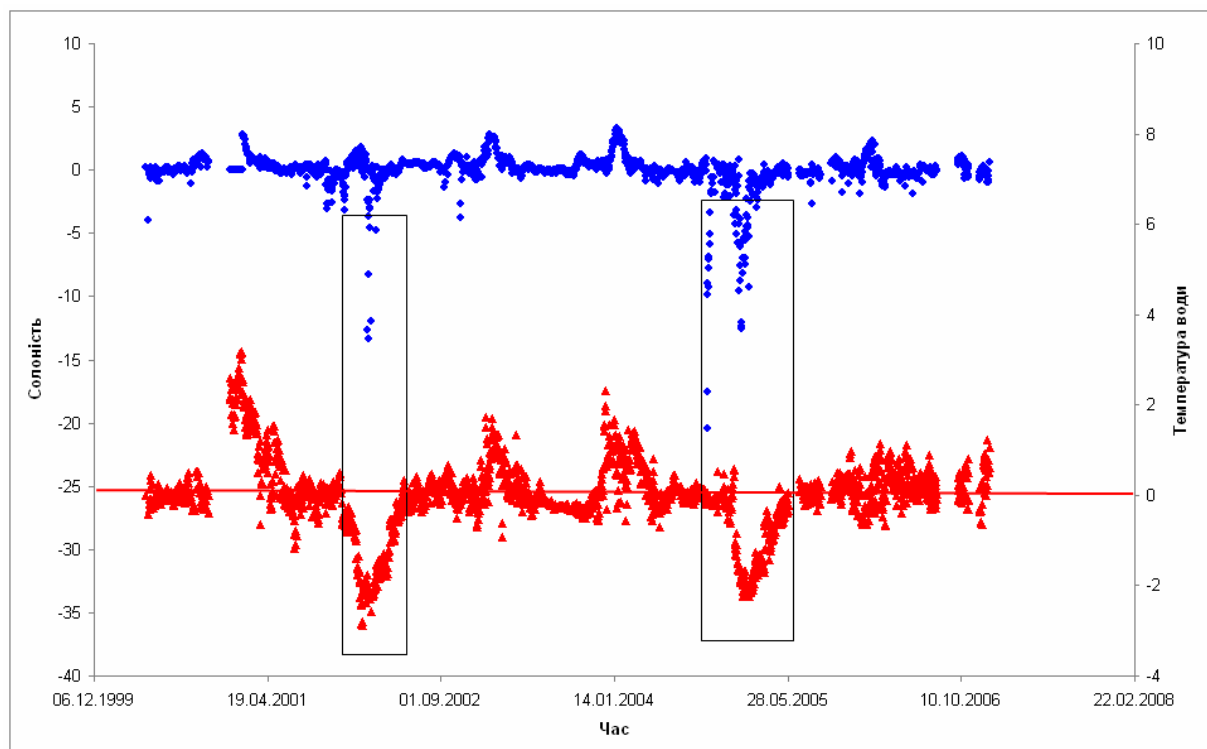


Рис. 3. Залишки сезонного ходу солоності (ромби) та температури води (трикутники)

Цілком природно, що інтенсифікація цього процесу припадає на теплу частину року, коли (див. рис. 2) температура морської води має плюсові значення. Тому приплив талої води з нульовою температурою приводить до від'ємних значень відхилення від сезонних значень (кліматичної норми). Крім того, танення кожного грама льоду з підводної частини айсберга віднімає у морської води 320 джоулів тепла, що так само спричинює її охолодження.

Моделювання повільного коливання виявилось успішним для всіх видів спостережень, як видно з таблиці 3, причому основний період цього коливання виявився однаковим і дорівнює трьом рокам.

Таблиця 3

Результати моделювання «повільних» коливань

№ п/п	Спостереження	R^2	F	$\langle \omega \rangle$, роки ⁻¹	$\Delta\omega$, роки ⁻¹	СКВ - σ
1	Солоність	28%	55	6,3	5,1	0,66‰
2	Температура повітря	9,8%	15.8	5,4	4,9	1,1°C
3	Температура води, °C	75%	442	5,3	3,7	0,76°C

Висновки

1. Лінійне та нелінійне регресійне моделювання дозволило загалом успішно дослідити періодичну та аперіодичну мінливість солоності, а також температури повітря і води на порівняно коротких (менше семи років) рядах спостережень. Повна ефективність побудованих моделей склала, відповідно, 52, 50 та 90 відсотків (рис. 4).

2. Встановлено, що статистично вагомі від'ємні тренди солоності та температури океану (-0.8 ± 0.2 ‰ та -0.3 ± 0.1 °C на десять років відповідно) формуються за рахунок синхронних негативних викидів, які обумовлені зростанням допливу прісної води від руйнування льодового щита Антарктики під час антарктичного літа, а також енергетичними витратами на танення підводних частин айсбергів.

3. Відсутність статистично вагомого тренду температури повітря так само може бути пов'язана з енергетичними витратами на танення надводних частин айсбергів у теплий період року.

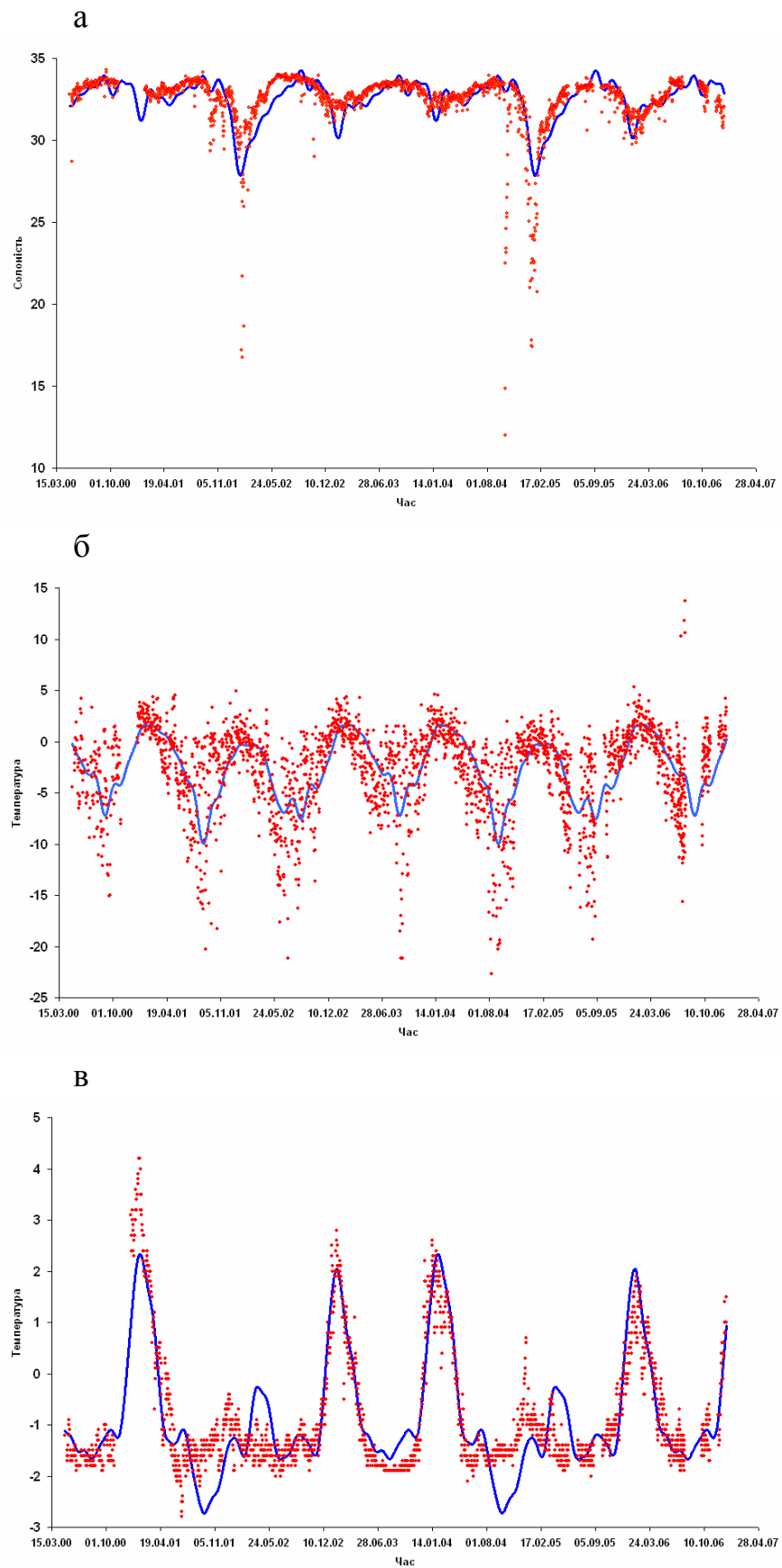


Рис. 4. Модель (лінія) та дані спостережень (крапки) солоності (а), температури повітря (б) та води (в)

* *

Методами лінійного і нелінійного регресійного аналізу отримані параметри періодическої змінчювості і трендів солёності, а також температури води і воздуха по даним наблюдений за 2000-2006 роки. Установлено, що крім сезонних коливань перелічені параметри підвержені більш медленному коливанню з основним періодом 3 роки. Солёність і температура води мають статистически значимі отрицательні тренди. Показано, що ці тренди формуються за счёт синхронних отрицательних вибросов, котрі обумовлені зростанням притока пресної води от разрушения ледового щита Антарктики во время антарктического лета.

* *

1. Third Assessment Report – Climate Change 2001 (<http://www.ipcc.ch/>).
2. Hudson D.J. Lectures on elementary statistics and probability. Geneva. 1964. – 242 p.
3. Зелінский С.Э. Microsoft Office 2007. – Х.: Фолио, 2008. – С. 266-267.
4. Орвис В.Дж. Excel для учёных, инженеров и студентов. – К.: Юниор, 1999. – С. 371-384.

*Київський національний університет імені Тараса Шевченка
Державна геологічна служба Мінприроди України, Київ
Центральна аерологічна обсерваторія Росгідромету, Росія
Інститут хімії поверхні НАН України, Київ*