

УДК 551.466.33+467.3.03

ПЕРІОДИЧНА ТА ДОВГОТЕРМІНОВА МІНЛИВІСТЬ СОЛОНОСТІ ПІВДЕННОЇ АТЛАНТИКИ ЗА ДАНИМИ ВИМІРІВ НА АНТАРКТИЧНІЙ СТАНЦІЇ «АКАДЕМІК ВЕРНАДСЬКИЙ»

Л.М. Білокриницька,¹ С.В. Клок², Г.М. Крученицький,³ Т.В. Скоробагатий⁴

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка

²Науково-виробниче підприємство «Логікон»

³Центральна аерологічна обсерваторія Росгидромету, Росія

⁴Інститут хімії поверхні НАН України, Київ

Реферат. Методами лінійного та нелінійного регресійного аналізу отримано параметри періодичної мінливості і трендів солоності, а також температури води й повітря за даними спостережень за 2000–2006 роки. Встановлено, що крім сезонних коливань перераховані параметри схильні до повільнішого коливання із основним періодом 3 роки. Солоність та температура води мають статистично значущі негативні тренди. Показано, що ці тренди формуються за рахунок синхронних негативних викидів, обумовлених зростанням притоку прісної води внаслідок руйнування льодового щита Антарктики під час антарктичного літа.

Периодическая и долгосрочная изменчивость солёности Южной Атлантики по данным измерений на антарктической станции «Академик Вернадский». Л.М. Белокриницкая, С.В. Клок, Г.М. Крученицкий, Т.В. Скоробагатый

Реферат. Методами линейного и нелинейного регрессионного анализа получены параметры периодической изменчивости и трендов солёности, а также температуры воды и воздуха по данным наблюдений за 2000–2006 годы. Установлено, что кроме сезонных колебаний перечисленные параметры подвержены более медленному колебанию с основным периодом 3 года. Солёность и температура воды имеют статистически значимые отрицательные тренды. Показано, что эти тренды формируются за счёт синхронных отрицательных выбросов, обусловленных возрастанием притока пресной воды от разрушения ледового щита Антарктики во время антарктического лета.

Periodic and long-term changeability of salinity of South Atlantic is from data of measurements at the Antarctic Akademik Vernadsky Station. LM. Belokrinitskaya, S.V. Klok, G.M. Kruchenitskiy, T.V. Skorobagaty

Summary. The methods of linear and nonlinear regressive analysis are get the parameters of periodic changeability and trendov of salinity, and also temperatures of water and air from data of supervisions for 2000-2006. It is set that except for seasonal vibrations the transferred parameters are subject to more slow oscillation with the basic period of 3. Salinity and temperature of water have meaningful negative trendy statistically. It is shown that these trendy is formed due to the synchronous negative troop landings which are conditioned growth of influx lead fresh ot destruction of ice shield of Antarctic Region during the Antarctic summer.

Постановка задачі

Солоність Південного океану та її мінливість останнім часом привертають до себе увагу дослідників у зв'язку з проблемою глобального потепління [1] та руйнуванням льодового щита Антарктиди. Ці процеси повинні призводити, 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.

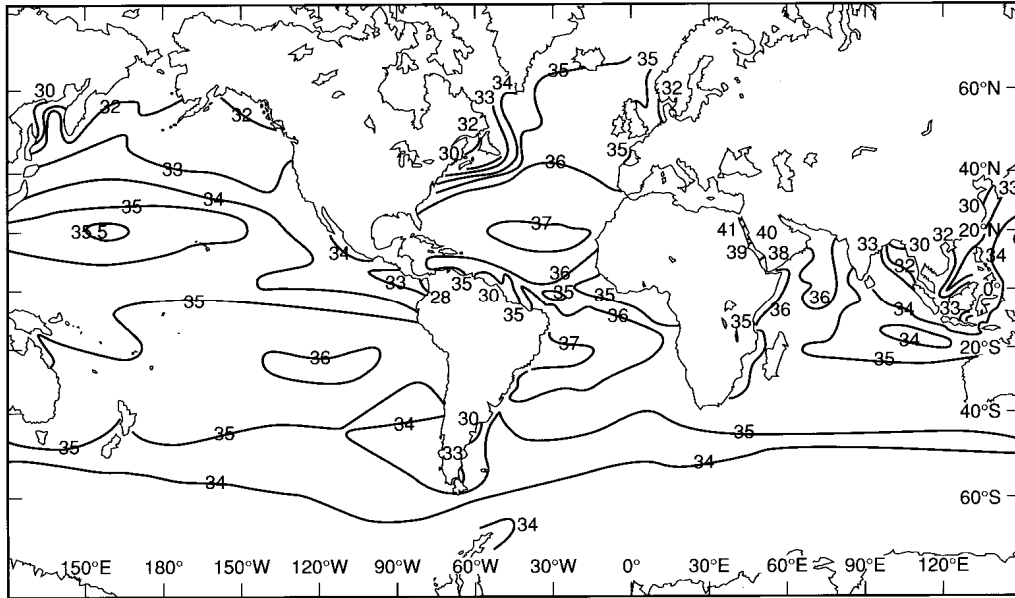


Рис. 1. Глобальний розподіл середньорічних значень солоності

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 дорівнюють 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 здійснене 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	Від-ліки	Запов-нення	Середнє значення	СКВ - у
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 методу найменших квадратів до мінімізації l_2 - норми [2] ланцюга $resid(t)$, за допомогою методу дотичних Ньютона [4]. Ефективність побудованих моделей оцінювалась 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 оцінювалась 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.

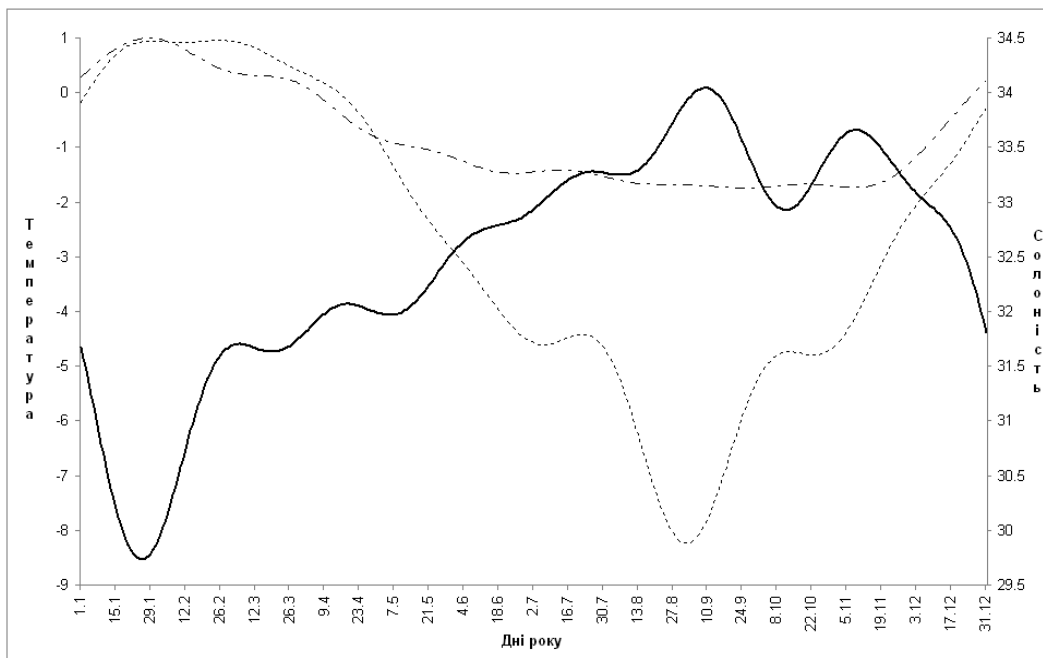


Рис. 2. Сезонна мінливість солоності (суцільна лінія), температури повітря (пунктир) та води (штрих-пунктир)

З таблиці 2 видно, що тренд температури повітря, на відміну від трендів температури води та солоності, не є статистично вагомим. 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, °C	39%	107	7,19	4,67	-0.6±0,4	2,1
3	Температура води, °C	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 на рис. 3 обведено прямокутниками. Практично повна синхронність цих викидів наводить на думку, що вони обумовлені однією причиною, тобто припливом прісної води від танення уламків льодового щита Антарктиди – айсбергів.

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 призводить до від'ємних значень відхилення від сезонних значень (кліматичної норми). Крім того, танення кожного грама льоду з підводної частини айсберга відбирає у морської води 320 джоулів тепла, що так само спричиняє її охолодження.

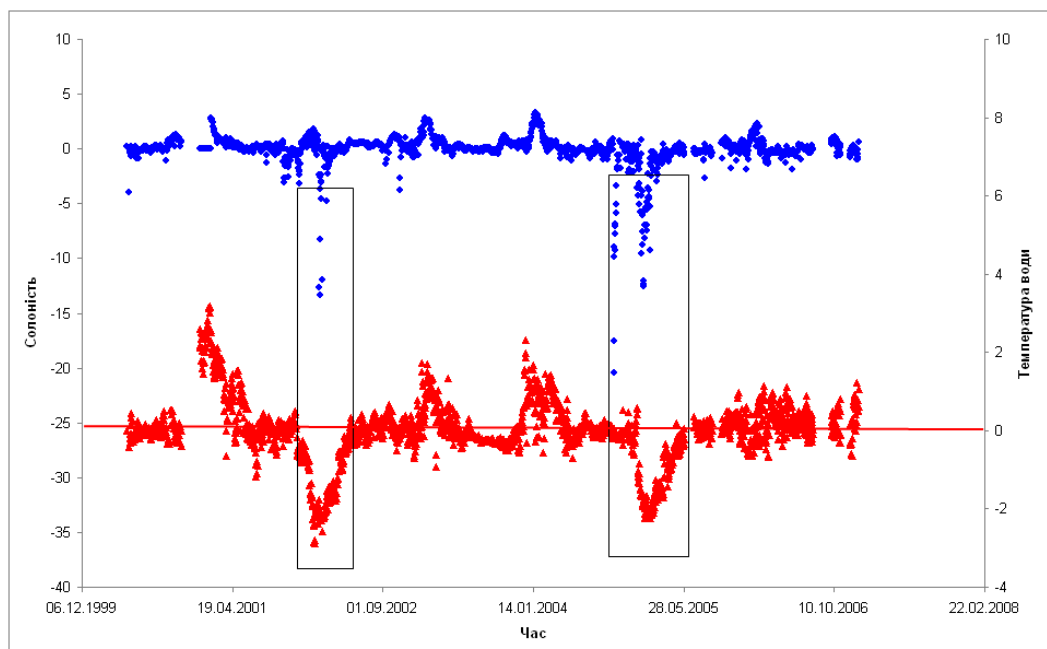


Рис. 3. Залишки сезонного ходу солоності (ромби) та температури води (трикутники)

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 -у
1	Солоність	28%	55	6,3	5,1	0,66 ^{0/00}
2	Температура повітря	9,8%	15,8	5,4	4,9	1,1 ^{0С}
3	Температура води, ^{0С}	75%	442	5,3	3,7	0,76 ^{0С}

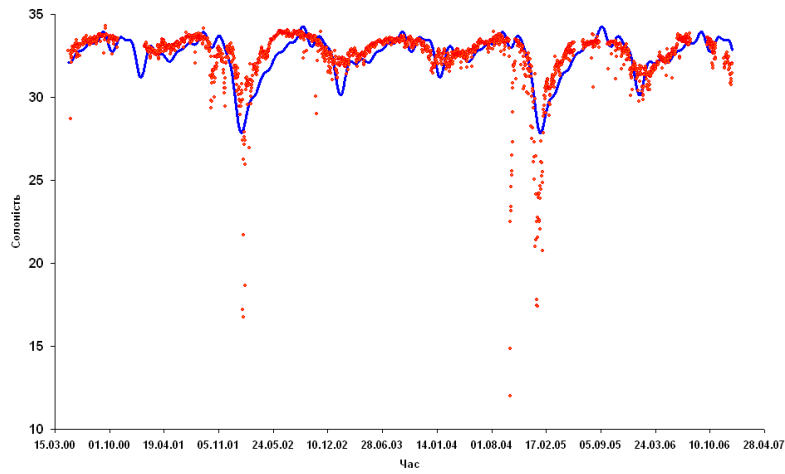
Висновки

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).

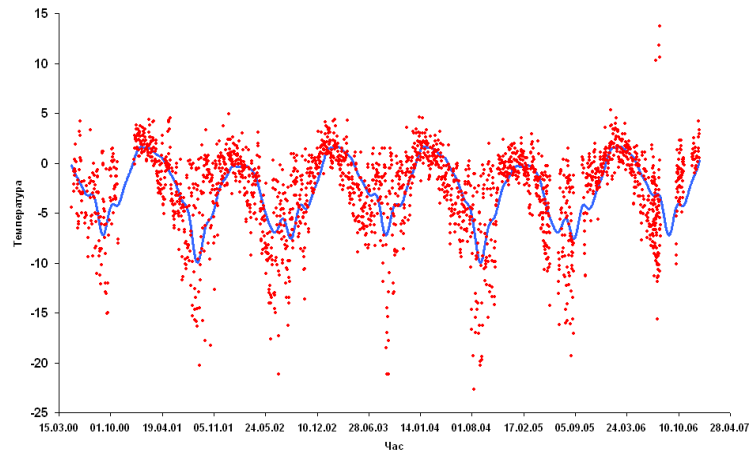
2. Встановлено, що статистично вагомі від'ємні тренди солоності та температури океану ($-0.8 \pm 0.2^{0/00}$ та -0.3 ± 0.1^{0С} на десять років відповідно) формуються за рахунок синхронних негативних викидів, обумовлених зростанням допливу прісної води від руйнування льодового щита Антарктики під час 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.

а)



б)



в)

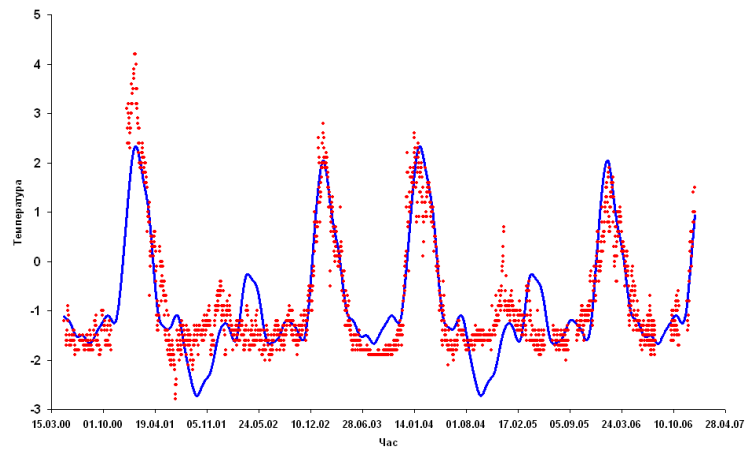


Рис. 4. Модель (лінія) та дані спостережень (крапки) солоності (а), температури повітря (б) та води (в)

Література

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. **Зелинський 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.