

УДК 551.581.1

О.В. Холопцев, д.геогр.н., М. П. Нікіфорова, асп.

Севастопольський національний технічний університет

МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ МІЖРІЧНИХ ЗМІН СТАНУ ПІВНІЧНОАТЛАНТИЧНОГО КОЛИВАННЯ У ПЕРІОД 1973 – 2008 рр.

Досліджено можливість моделювання сучасних змін стану північноатлантичного коливання з використанням методу лінійної множинної регресії та урахуванням як аргументів моделей часових рядів, що відображають динаміку глобальних кліматичних індексів. Ідентифіковані моделі процесу, що розглядається, оцінені апріорні та апостеріорні суттєвості їх аргументів. Встановлено вигляд оптимальної моделі.

Ключові слова: *північноатлантичне коливання, моделювання, метод лінійної множинної регресії, глобальні кліматичні індекси, апріорна та апостеріорна суттєвість, ефективність.*

Введення. Північноатлантичне коливання (ПАК) є одним з найважливіших великомасштабних процесів у кліматичній системі планети, що визначають особливості атмосферної циркуляції у Північній півкулі, а також режимів зволоження територій багатьох регіонів Євразії та Північної Америки [1, 2]. Через це ПАК суттєво впливає на мінливість прибуткових частин водних балансів басейнів всіх річок та водойм згаданих континентів. Тому удосконалення методів математичного моделювання його динаміки є актуальною проблемою фізичної географії та гідрології суходолу.

Найбільш актуальним розв'язання визначеної проблеми є для інтервалів часу, за яких характер динаміки кліматичної системи планети відчутно змінювався. Саме до таких інтервалів належить період сучасного потепління клімату, що розпочався з середини 70-х років ХХ сторіччя [3, 4]. У зазначені роки визначились суттєві зміни характеристик водних ресурсів багатьох країни Світу, що призвело до деяких негативних явищ у світовій економіці та викликало необхідність об'єднання зусиль світової наукової спільноти [3].

ПАК було вперше визначено Уолкером та Бліссом (1932, [1]).

Подальші дослідження ПАК дозволили встановити, що цей процес являє собою першу моду взаємозв'язаних коливань поля атмосферного тиску в Азорському максимумі та Ісландському мінімумі [5, 6]. Тому кількісною характеристикою стану цього процесу є індекс ПАК. Значення цього індексу визначаються як максимальна різниця середньомісячних значень атмосферного тиску в Азорському максимумі та Ісландському мінімумі, сучасну методику оцінки якої запропонував Харрел (1950 [6]). Мінливість значень індексу ПАК статистично зв'язана з деякими іншими великомасштабними процесами, одним з яких є Ель-Ніньо – Південне коливання (ЕНПК) [5, 6].

Згідно з сучасними уявленнями про методи моделювання природних процесів, динаміка яких визначається великою кількістю чинників [7], до яких належить ПАК, одним з найбільш універсальних є метод лінійної множинної регресії (ЛМР). Разом з тим ефективність цього методу суттєво залежить від статистичних властивостей модельованого процесу та його чинників, які ураховуються при моделюванні. Якщо серед цих чинників відсутні такі, що зв'язані між собою функціонально, потенційна ефективність ЛМР моделей тим вище, чим більше їх загальна кількість. Реальна ефективність цих моделей обмежена мінімальним рівнем, який для кожного процесу визначається розрядністю, з якою відбуваються розрахунки, та довжиною його модельованого часового ряду.

Наявність статистичних зв'язків між динамікою ПАК та деяких інших великомасштабних процесів [8-10] дозволяє припускати можливість розробки її ЛМР моделей, що урахували б мінливість тих чи інших кліматичних індексів (ГКІ). Ураховуючи те, що моніторинг динаміки більш ніж тридцяти великомасштабних кліматичних процесів відбувається починаючи з 1951 року, а його результати викладені в Інтернеті [11], реальна ефективність таких моделей може бути достатньо високою. Разом з тим можливістю використання часових рядів міжрічних змін середньомісячних значень відповідних ГКІ, як аргументів ЛМР моделей динаміки індексу ПАК, є дослідженими недостатньо. Практичний інтерес викликає питання про те, як залежить від номера місяця суттєвість впливу на динаміку ПАК мінливості того чи іншого індексу.

Ураховуючи сучасний стан проблеми, що розглядається, як об'єкт цієї роботи обрано міжрічну динаміку ПАК у період сучасних змін клімату.

Предметом дослідження є оцінка ефективності ЛМР моделей міжрічної динаміки ПАК, розроблених з урахуванням мінливості всіх великомасштабних кліматичних процесів, моніторинг яких розпочався не пізніше ніж у другій половині ХХ сторіччя, а також оцінка суттєвості впливу на ПАК кожного з них.

Метою дослідження є ідентифікація ЛМР математичних моделей міжрічних змін ПАК, що відбувались протягом періоду сучасного потепління клімату, у кожному місяці, а також оцінка апостеріорної суттєвості впливу на них кожного з великомасштабних кліматичних процесів, що ураховуються як їх аргументи.

Для досягнення зазначеної мети вирішені такі завдання.

1. Ідентифікація параметрів ЛМР моделі міжрічної динаміки у період з 1973 по 2008 рр. середньомісячних значень індексу ПАК у кожному місяці, що враховує як її аргументи зміни всіх ГКІ, моніторинг яких відбувався у ті ж роки.
2. Оцінка адекватності розроблених моделей динаміки індексів ПАК для кожного місяця, і систематичних та абсолютних похибок моделювання, що вони забезпечують.
3. Дослідження апостеріорної суттєвості впливу на міжрічні зміни середньомісячних значень індексу ПАК для того чи іншого місяця динаміки кожного з ГКІ, що враховувався при їх моделюванні.

Методика дослідження та фактичний матеріал.

Ідентифікація ЛМР моделей – $Y[j]$, де $j = 1, 2, \dots, 36$, міжрічної динаміки середньомісячних значень індексу ПАК – $y[j]$ для всіх місяців здійснювалась, виходячи з припущення, згідно з яким її зв'язок із змінами стану інших ГКІ відповідає співвідношенню

$$Y[j] = c_0 + c_1 x_1[j] + c_2 x_2[j] + \dots + c_N x_N[j], \quad (1)$$

де c_i – дійсні константи, які обирались так, щоб забезпечити мінімум суми квадратів відхилень $z[j] = Y[j] - y[j]$ для всіх моментів часу j , у які відбувались спостереження; $x_i[j]$ – значення i -го кліматичного індексу у той же момент часу j .

Ураховуючи різноманіття існуючих уявлень про рік початку періоду сучасного потепління клімату, розглядалися часові ряди кожного процесу, що відповідають часовому інтервалу 1973 – 2008 рр., який за будь-яких умов містить у собі цей період. Тому кількість членів, що входили до часових рядів $Y[j]$ та всіх з $x_i[j]$, дорівнювала 36.

Значення коефіцієнтів c_i розраховувались з використанням методу найменших квадратів. При цьому N -мірний вектор їх значень C визначався, як рішення векторно-матричного рівняння:

$$B = A \cdot C, \quad (2)$$

$$\text{де } B = \left\{ \begin{array}{c} \sum_{i=1}^M y_i \\ \sum_{i=1}^M y_i x_{i,1} \\ \dots \\ \sum_{i=1}^M y_i x_{i,N} \end{array} \right\}, A - \text{ матриця } N \times N, \text{ що має вигляд:}$$

$$A = \left\{ \begin{array}{ccccc} M & \sum_{i=1}^M x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} \\ \sum_{i=1}^M x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,1} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,1} \\ \sum_{i=1}^M x_{i,2} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,2} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,2} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sum_{i=1}^M x_{i,N} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,N} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,N} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,N} \end{array} \right\}.$$

Розв'язок рівняння (2) має вигляд

$$C = A^{-1} \cdot B, \quad (3)$$

де A^{-1} матриця, що є зворотною по відношенню до A .

Як відомо, необхідною умовою існування цього розв'язку є: $\text{rang}(A) = N$, де $\text{rang}(A)$ – ранг матриці A , за якої може бути розрахована зворотна матриця [12]. Останнє має місце, якщо коефіцієнт парної кореляції між будь-якими процесами $x_i[j]$ та $x_k[j]$ (i не дорівнює k) не дорівнює 1.

При розв'язанні рівняння (1) використовувались стандартні програми пакету Matlab.

Для оцінки адекватності кожної ідентифікованої моделі був розрахований відповідний часовий ряд $z[j]$. Тестування за критерієм Пірсона кожного з цих рядів показало, що з достовірністю 95% вони можуть вважатись реалізаціями нормального випадкового процесу. Тому оцінка адекватності розроблених моделей наявному фактичному матеріалові здійснювалась з використанням статистичних критеріїв згоди Стьюдента та Фішера [13]. Оцінка ефективності кожної з цих моделей здійснювалась шляхом оцінки математичного очікування та середньоквадратичного відхилення всіх членів відповідного ряду $z[j]$.

Попередня селекція чинників, урахуваючи значення їх коефіцієнта кореляції з модельованим процесом не відбувалась.

Як кількісна міра апостеріорної суттєвості впливу того чи іншого чинника на динаміку середньомісячного індексу ПАК у кожному місяці може розглядатись його внесок у середню потужність цього процесу

$$\gamma_i = \frac{b_i^2 p_i}{P} = \frac{b_i^2 p_i}{\sum_{i=1}^N \frac{b_i^2 p_i}{N} + \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N \frac{b_i b_k r_{ik}}{N}}, \quad (4)$$

$$\text{де: } P = \frac{\sum_{j=1}^M (Y[j] - Y_s)^2}{M} = \frac{\sum_{i=1}^N b_i^2 p_i + \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N \frac{b_i b_k r_{ik}}{N}}{N},$$

$$Y_S = \frac{\sum_{i=1}^N (b_0 + b_i x_i[j])}{M} = b_0 + b_1 s_1 + \dots + b_i s_i + \dots + b_N s_N, \text{ тут } s_i - \text{ середнє значення } x_i[j],$$

$$p_i = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i[j] - s_i)^2}{M} - \text{ середня потужність процесу } x_i[j],$$

$r_{ik} = \sum_{j=1}^M b_i (x_i[j] - s_i) b_k (x_k[j] - s_k)$ – коефіцієнт кореляції процесів $x_i[j]$ і $x_k[j]$, де $i, k = 1, 2, \dots, N$.

Неважко бачити, що оцінка такої міри досить складна. Суттєво спрощується процедура оцінки з використанням наближеного співвідношення

$$\tau_i = \sqrt{\frac{c_i^2 p_i}{\sum_{k=1}^N c_k^2 p_k}}, \quad (5)$$

де τ_i - спрощена кількісна міра апостеріорної суттєвості впливу на динаміку середньомісячного індексу ПАК у кожному місяці; p_i – дисперсія міжрічних змін i -чинника, яка оцінена по його часовому ряду за період 1973 – 2008 рр.

Спрощена міра апостеріорної суттєвості є наближеною оцінкою внеску до середньої потужності модельованого процесу, який забезпечується i -чинником його моделі (1). Вона відрізняється від точної оцінки цього внеску тим, що не враховує кореляцію між різними процесами – аргументами моделі (1). Разом з тим нами встановлено, що упорядкування ГКІ згідно зменшенню τ , яке розраховано з використанням (5), призводить до таких же результатів, що й їх упорядкування з використанням точного співвідношення (4). Тобто перехід від (4) до (5) практично не впливає на співвідношення між оцінками апостеріорної суттєвості тих чи інших ГКІ.

Як фактичний матеріал були використані часові ряди 27 глобальних кліматичних індексів (ГКІ) [12], які можуть бути об'єднані у такі групи:

1) ГКІ, що розраховуються по полю атмосферного тиску

- Індекс ПАК (NAO);
- Індекс Арктичного колювання (AO);
- Індекс східно-тихоокеанського колювання (ЕРО);
- Індекс південного колювання (SOI).

2) ГКІ, що розраховуються по полю температури поверхні океану (ТПО) Атлантичного океану

- Індекс Атлантичної меридіональної моди (АММ);
- Багато-декадний Атлантичний індекс (АМО);
- Тріполь ТПО в Атлантиці (atltri);
- Північно-тропічний атлантичний індекс (NTA);
- Північно-тропічний Атлантичний індекс (TNA);
- Південно-тропічний Атлантичний індекс (TSA).

3) ГКІ, що розраховуються по полю ТПО Тихого океану

- Індекс аномалії ТПО тропічної частини Тихого океану (eofpac);
- Індекс аномалії ТПО південно-східної частини Тихого океану, що розташована між паралелями 0S та 10S та меридіанами 90W і 80W (Nina-1);
- Індекс аномалії ТПО західної частини Тихого океану, що розташована між паралелями 5N та 5S та меридіанами 150W і 90W (Nina-3);

- Індекс аномалії ТПО центральної частини Тихого океану, що розташована між паралелями 5N та 5S і меридіанами 160E та 150W (Nina-4);
- Індекс аномалії ТПО центрально-східної частини Тихого океану, що розташована між паралелями 5N та 5S, а також меридіанами 170E та 120W (Nina-34);
- Індекс теплої області на поверхні Тихого океану (PAC);
- Тихоокеанський північноамериканський індекс (PNA);
- Індекс аномалії ТПО західної частини Тихого океану (WP).

4) ГКІ, що характеризують явище Ель-Ніньо (у розрахунках використовують одночасно дані про поля атмосферного тиску та ТПО)

- Індекс ЕНПК (BEST);
- Мультиваріативний індекс ЕНПК (MEI);
- Океанічний індекс ЕНПК (ONI);
- Індекс еволюції Ель-Ніньо (TNI).

5) Інші ГКІ

- Індекс аномалії ТПО в області Карибських островів (CAR);
- Індекс квазидворічного коливання (QBO);
- Індекс стану сонячної активності, що визначається характеристиками потоку радіовипромінювання Сонця, якому відповідає довжина хвилі 10,7 см (solar);
- Індекс середньої інтенсивності атмосферних опадів у зоні Сахель (swmnp);
- Індекс теплої області на поверхні океану у Західній півкулі (WHW).

Інформація, що міститься у зазначених часових рядах, являє собою середньомісячні значення кліматичних індексів, моніторинг якої почався не пізніше ніж у 1951 р., які відповідають кожному місяцю з січня 1973 по грудень 2008 рр.

Результати та їх аналіз

Згідно з розглянутою методикою для кожного місяця ідентифіковані ЛМР моделі (1) міжрічних змін стану ПАК, в яких урахувались зміни станів всіх інших 27 великомасштабних процесів. Як приклад на рис. 1 відображені зміни оцінок середньомісячних ПАК у лютому, розрахованих з використанням відповідної моделі, та фактичні зміни цієї характеристики.

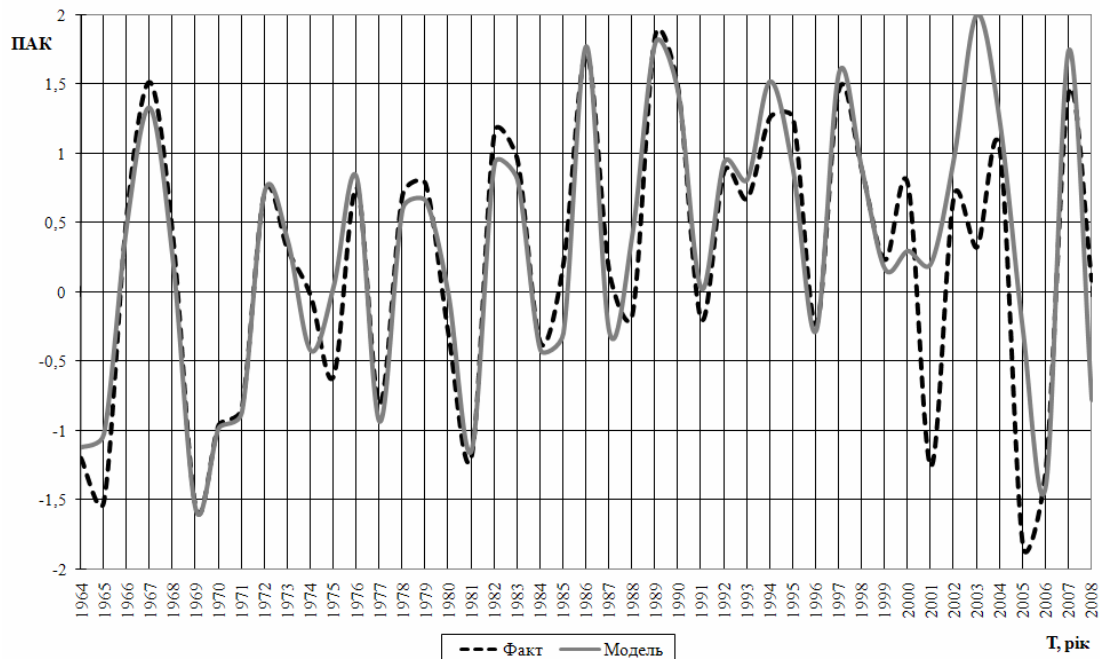


Рис.1 – Залежності від року (Т) середньомісячних ПАК у лютому, розрахованих з використанням відповідної моделі, та фактичні зміни цієї характеристики.

Як бачимо з рис. 1, модельні та фактичні залежності від часу середньомісячних ПАК у лютому задовільно відповідають одна одній, хоча у 2003 та 2005 роках помилки моделювання були дуже суттєві.

Аналогічна відповідність має місце також для інших місяців.

Оцінки з використанням (4) апостеріорної суттєвості всіх великомасштабних процесів, що розглядалися як чинники динаміки ПАК, представлені у табл. 1.

Таблиця 1 – Оцінки суттєвості найбільш впливових великомасштабних процесів, як чинників динаміки ПАК у період з 1973 по 2008 рр.

Індекс	Місяць											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<i>AMM</i>	0.222	0.423	0.184	0.012	0.016	0.082	0.034	0.042	0.119	0.183	0.106	0.182
<i>AMO</i>	0.094	0.059	0.065	0.306	0.144	0.175	0.193	0.299	0.191	0.059	0.261	0.231
<i>AO</i>	0.200	0.185	0.144	0.102	0.012	0.212	0.119	0.069	0.087	0.162	0.229	0.025
<i>Atltri</i>	0.226	0.074	0.121	0.269	0.061	0.080	0.014	0.281	0.053	0.091	0.261	0.262
<i>CAR</i>	0.064	0.109	0.071	0.033	0.075	0.073	0.005	0.185	0.056	0.031	0.039	0.021
<i>Best</i>	0.344	0.016	0.417	0.508	0.421	0.285	0.529	0.018	0.609	0.498	0.355	0.028
<i>eofpac</i>	0.556	0.193	0.256	0.193	0.238	0.593	0.133	0.027	0.209	0.146	0.085	0.121
<i>EPO</i>	0.051	0.013	0.057	0.003	0.099	0.096	0.009	0.022	0.005	0.078	0.075	0.039
<i>MEI</i>	0.164	0.459	0.233	0.184	0.299	0.069	0.114	0.241	0.221	0.275	0.118	0.238
<i>Nina-1</i>	0.026	0.089	0.071	0.213	0.089	0.449	0.297	0.157	0.044	0.094	0.219	0.159
<i>Nina-3</i>	0.125	0.201	0.243	0.218	0.113	0.007	0.359	0.293	0.150	0.553	0.377	0.506
<i>Nina-4</i>	0.136	0.086	0.273	0.351	0.258	0.073	0.151	0.044	0.108	0.150	0.239	0.401
<i>Nina-34</i>	0.370	0.413	0.238	0.384	0.245	0.308	0.479	0.645	0.218	0.085	0.487	0.205
<i>NTA</i>	0.032	0.059	0.177	0.055	0.085	0.089	0.046	0.151	0.194	0.101	0.174	0.003
<i>ONI</i>	0.351	0.286	0.469	0.179	0.587	0.229	0.214	0.365	0.501	0.246	0.049	0.475
<i>PAC</i>	0.070	0.117	0.018	0.014	0.090	0.089	0.025	0.042	0.065	0.036	0.011	0.025
<i>PNA</i>	0.040	0.067	0.064	0.058	0.054	0.063	0.047	0.027	0.077	0.029	0.090	0.014
<i>QBO</i>	0.042	0.042	0.038	0.017	0.029	0.051	0.056	0.033	0.018	0.061	0.017	0.027
<i>SOI</i>	0.184	0.010	0.218	0.235	0.305	0.101	0.205	0.115	0.267	0.259	0.272	0.087
<i>Solar</i>	0.078	0.082	0.053	0.053	0.027	0.029	0.018	0.046	0.102	0.041	0.054	0.049
<i>Swmn</i>	0.061	0.018	0.010	0.028	0.113	0.109	0.006	0.088	0.029	0.060	0.049	0.046
<i>TNA</i>	0.034	0.392	0.322	0.046	0.046	0.093	0.154	0.095	0.049	0.243	0.083	0.197
<i>TNI</i>	0.114	0.034	0.087	0.103	0.022	0.152	0.179	0.049	0.028	0.138	0.099	0.091
<i>TSA</i>	0.077	0.139	0.036	0.002	0.096	0.094	0.012	0.012	0.037	0.013	0.046	0.016
<i>WHW</i>	0.141	0.064	0.060	0.126	0.049	0.099	0.095	0.046	0.053	0.063	0.127	0.007
<i>WP</i>	0.019	0.013	0.066	0.056	0.066	0.081	0.066	0.079	0.017	0.022	0.069	0.013

З табл. 1 бачимо, що апостеріорна суттєвість змін кожного з ГКІ, які розглядалися як аргументи ЛМР моделей динаміки ПАК, залежить від пори року. Відрізняється вона також у кожному місяці для різних індексів.

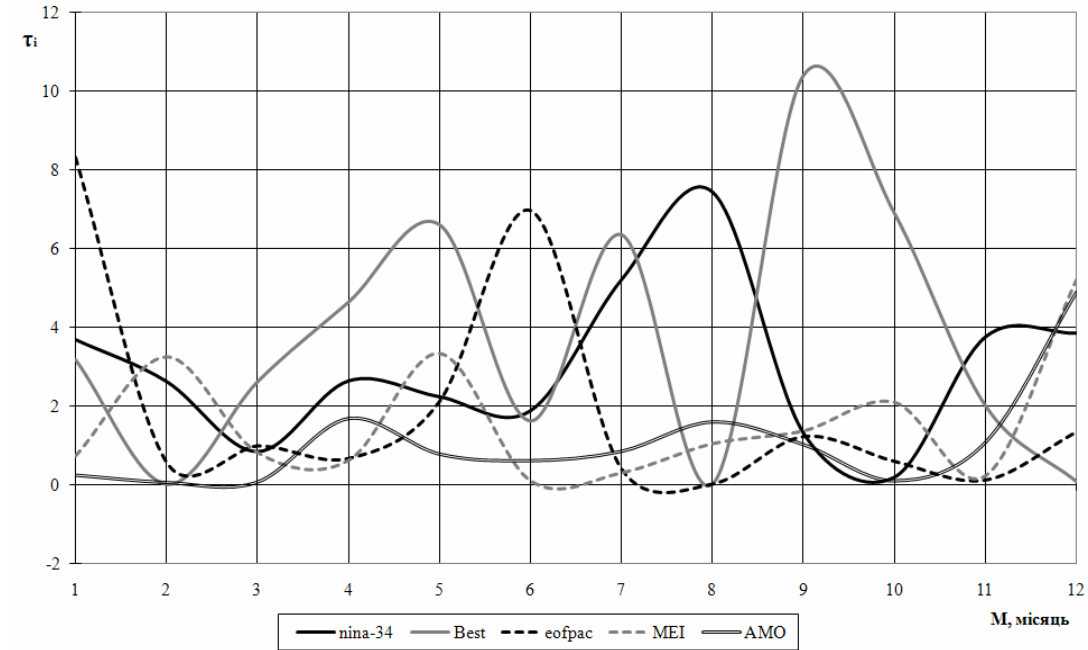
В середньому за рік найбільш суттєвими є індекси: ONI, Best, Nina-1, Nina-3, Nina-34, Nina-4, MEI, AMO. Таким чином, найбільш впливовими є індекси, що характеризують стан процесу ЕНПК, та аномалії ТПО різних районів Атлантичного океану. Це відповідає висновкам [9].

Залежності від номера місяця апостеріорної суттєвості впливу на міжрічні зміни стану ПАК кожного з цих процесів представлені на рис. 2.

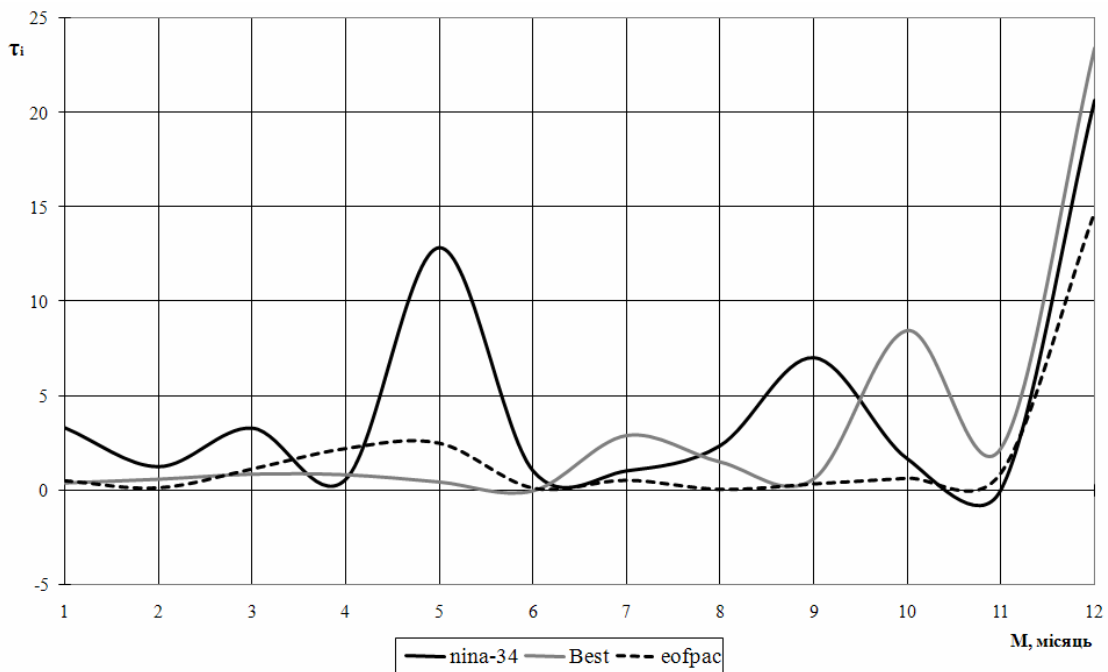
З рис. 2а бачимо, що міжрічні зміни індексу коливання східної частини центру Тихого океану (що розташована між паралелями 5N та 5S, а також меридіанами 170E та 120W) найбільш суттєво впливають на динаміку ПАК у серпні. Найбільш відчутними є впливи змін індексу ЕНПК у вересні, а індексу тропічної зони Тихого океану – у січні. Чинники, якими є зміни мультиваріативного індексу ЕНПК (MEI), та багатodeкадного Атлантичного індексу є найбільш впливовими у грудні.

З рис. 2б неважко побачити, що також у грудні є найбільш відчутними впливи процесів, яким відповідають зміни Океанічного індексу ЕНПК, індексу коливання атмосферного тиску у Західній частині Тихого океану, що розташована між паралелями

5N та 5S, а також меридіанами 150W та 90W, а також індексу коливання атмосферного тиску у Центральній частині Тихого океану, що розташована між паралелями 5N та 5S, а також меридіанами 160E та 150W.



А)



Б)

Рис.2 – Залежності від номера місяця (M) суттєвості впливу на міжрічні зміни стану ПАК (τ_i) динаміки крупно масштабних процесів, яким відповідають різні кліматичні індекси.

Отримані результати відповідають сучасним уявленням [5, 8-10] про особливості розвитку феномену ЕНПК, початок активної фази якого у відповідні роки припадає саме на грудень. Про їх адекватність свідчить і те, що до аналогічних результатів приводить і використання методу головних компонентів [13].

Коефіцієнти ЛМР моделей (1) міжрічних змін середньомісячних значень індексу ПАК у кожному місяці, що були розраховані згідно розглянутої методики, представлені у табл. 2.

Таблиця 2 – Коефіцієнти ЛМР моделей (1) міжрічних змін середньомісячних значень індексу ПАК для кожного місяця, що відповідають найбільш впливовим їх аргументам

Індекс	C0	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8
		<i>nina-34</i>	<i>ONI</i>	<i>Best</i>	<i>Nina-3</i>	<i>Eofpac</i>	<i>MEI</i>	<i>nina-4</i>	<i>AMO</i>
Січень	41.259	-1.293	1.456	-1.819	-0.042	2.109	-1.277	-0.189	4.996
Лютий	18.609	-1.613	1.208	-0.046	0.894	0.691	-1.683	0.423	-1.296
Березень	115.854	-1.103	2.557	1.206	-1.145	0.862	-0.775	-1.701	0.689
Квітень	30.243	3.225	1.452	2.268	-1.551	-0.493	-1.049	-3.470	5.012
Травень	-191.573	2.985	-6.335	-3.101	0.570	-1.285	1.896	2.343	3.109
Червень	72.655	-1.992	-1.668	1.399	-0.048	2.588	-0.377	0.592	-3.295
Липень	-30.252	3.023	1.803	-3.359	-1.982	0.777	-0.732	-0.587	2.976
Серпень	49.898	-3.511	1.905	0.325	1.676	-0.278	1.165	0.558	-4.353
Вересень	40.669	-2.308	2.072	-4.006	2.260	0.652	1.479	-0.377	-1.019
Жовтень	96.407	0.438	1.355	2.494	-2.840	-0.751	1.474	-1.041	-1.301
Листопад	-7.211	-2.057	0.438	-1.224	1.584	0.009	0.366	1.305	4.000
Грудень	-96.077	0.918	-2.622	-1.496	0.720	1.069	-1.244	1.812	-0.021

Як бачимо з прикладу, наведеного у табл. 2, значення коефіцієнтів ЛМР моделей динаміки ПАК, що відповідають кожному процесу – її аргументові, суттєво залежать від номера місяця.

Для оцінки можливостей моделювання процесу, що вивчається, з урахуванням лише одних найвпливовіших індексів з використанням розглянутої методики були ідентифіковані відповідні моделі (1). Залежності від номера місяця абсолютних похибок моделювання динаміки ПАК і коефіцієнтів кореляції між фактичними залежностями та модельними, що відповідають ЛМР моделям, які ураховують всі та лише найвпливовіші індекси, відображені на рис. 3.

Як бачимо з рис. 3, статистичний зв'язок процесу, що вивчається, та результату його моделювання з урахуванням всіх індексів є суттєво сильнішим, ніж забезпечується при використанні моделей, які враховують лише найвпливовіші індекси.

Значення коефіцієнтів кореляції модельних та фактичних залежностей, що ураховують всі ГКІ, у будь-які місяці суттєво перевищують значення 99% порога за критерієм Стьюдента. Аналогічний висновок для більшості місяців (за винятком липня та грудня) є адекватним також для моделей, що ураховують лише зміни впливовіших індексів.

СКО результатів моделювання з урахуванням всіх ГКО відчутно менше ніж при урахуванні одних лише найвпливовіших індексів.

Виходячи з того, що тестування за критерієм Персона всіх часових рядів відхилень результатів моделювання від фактичних значень індексу ПАК з достовірністю 95%, дало позитивний результат, використання критеріїв Фішера та Стьюдента для визначення адекватності розроблених моделей було визнано коректним.

Встановлено, що математичні моделі процесу, що вивчається, які ураховують динаміку всіх індексів, у будь-які місяці можуть бути визнані адекватними за критеріями Стьюдента та Фішера з достовірністю не нижче ніж 99%. ЛМР моделі, що ураховують динаміку лише восьми визначених найвпливовіших індексів у місяці з січня по червень, а також у серпні – листопаді є адекватними наявному фактичному матеріалу (за обома критеріями) з достовірністю не нижче 95%.

При неврахуванні у ЛМР моделі хоча б одного з найвпливовіших індексів, достовірність висновку про її адекватність рівня 95% для більшості місяців не досягає.

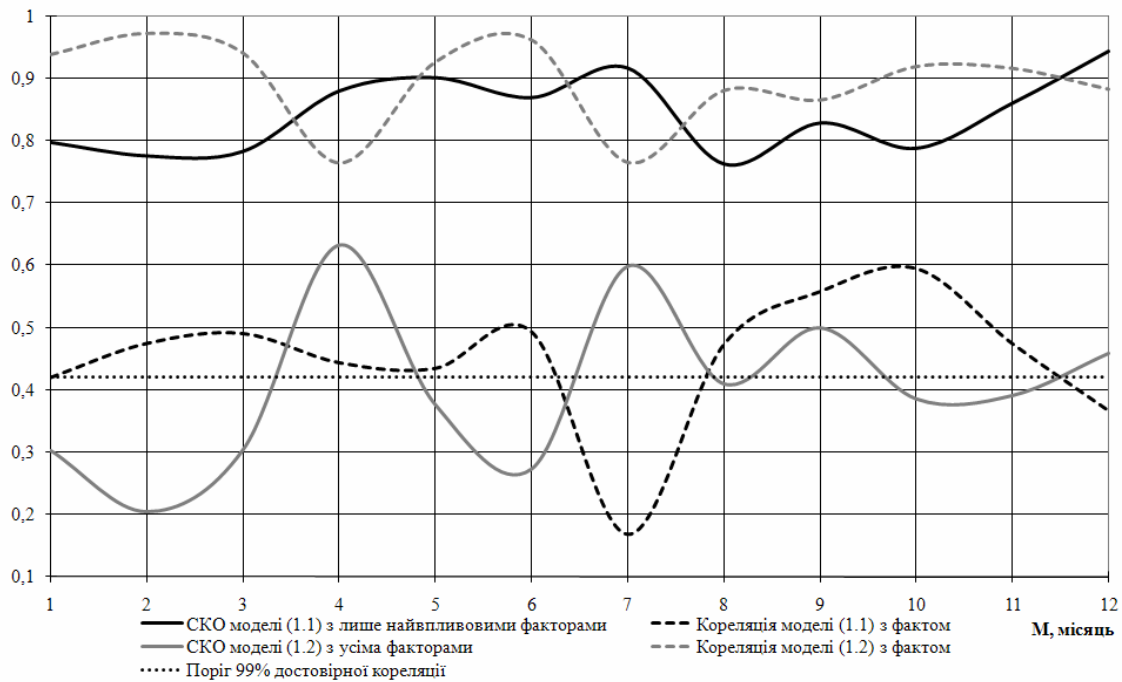


Рис.3 – Залежності від номера місяця абсолютних похибок моделювання міжрічних змін середньомісячних значень індексу ПАК у період 1973 – 2008 рр. та коефіцієнта кореляції між модельними та фактичними їх змінами.

Висновки:

1. Для кожного місяця оцінені апостеріорні суттєвості впливу динаміки ГКІ, що розглядались, на міжрічні зміни стану ПАК, які відбувались протягом періоду сучасного потепління клімату.
2. Серед згаданих процесів визначені вісім, апостеріорна суттєвість впливу яких на процеси, що вивчаються, в середньому за рік була максимальною. Серед цих ГКІ переважають характеристики процесу ЕНПК, що підтверджує висновки [5, 8-10] про його зв'язок з ПАК.
3. Для всіх місяців ідентифіковані ЛМР математичні моделі міжрічних змін ПАК, що враховують впливи на його стан як найвпливовіших, так і всіх ГКІ, що розглядались. Визначено, що за критеріями Стюдента та Фішера моделі, що враховують як аргументи динаміку всіх індексів, є адекватними наявному фактичному матеріалу з достовірністю не нижче ніж 99,%. Моделі, що враховують лише найвпливовіші чинники у всі місяці, окрім липня та грудня, є адекватними з достовірністю не нижче 95%.
4. Оцінка ефективності ідентифікованих моделей показала, що їх точність за умов, коли враховуються зміни всіх індексів, є найвищою у січні - березні та червні, коли вплив цього процесу на атмосферну циркуляцію у Північній півкулі та режими зволоження територій басейнів більшості її водних об'єктів є максимальним. Абсолютні похибки моделювання, що забезпечуються ЛМР моделями динаміки ПАК, які ураховують стани лише восьми найвпливовіших процесів, у всі місяці мають суттєво більші рівні. Висока ефективність ідентифікованих ЛМР моделей процесів, що вивчались, свідчить про перспективність визначення можливостей їх використання у задачах прогнозування.

Список літератури

1. Walker G.T. World weather V / G.T. Walker, E.W. Bliss // Meteorology. Royal Meteorology Society. – 1932. – V. 4. – No. 36. – P.53 – 84.

2. Воскресенская Е.Н. Влияние крупномасштабных атмосферных процессов на формирование гидрофизических и гидробиологических условий северо-западной части Черного моря в зимний период / Е.Н. Воскресенская, А.С. Кукушкин, З.П. Бурлакова, Л.В. Еремеева // Морской гидрофизический журнал. – 2004. – № 6. – С.29 – 36.
3. Climate Change 2007 – Impacts, adaptation and vulnerability. Contribution of Working Group II to Assessment Report Four of the Intergovernmental Panes of Climate Change (IPCC). Cambridge University Press. – Cambridge. UK, 2007.– 973 p.
4. Волощук В.М. Глобальне потепління і клімат України: регіональні екологічні та соціально-економічні аспекти / В.М. Волощук, С.Г. Бойченко, С.М. Степаненко [та ін.] – К.: ВПЦ Київський університет, 2002. – 115 с.
5. Полонский А.Б. Роль океана в изменениях климата. – Киев: Наукова думка. 2008. – 184 с.
6. Hurrell J.W., van Loon H. Decadal variations associated with the North Atlantic Oscillation // Clim. Change. – 1997. – V. 36. – P. 301–326.
7. Норман Дрейнер, Гарри Смит Прикладной регрессионный анализ. Множественная регрессия = Applied Regression Analysis. — 3-е изд. — М.: «Диалектика», 2007. — 912 с.
8. Смирнов Н.П., Воробьев В.Н., Качанов С.Ю. Североатлантическое колебание и климат. – СПб.: Изд-во РГГМУ, 1998. – 121 с.
9. Мохов И.И. Исследование взаимного влияния процессов Эль Ниньо-Южное Колебание и Северо-Атлантического колебаний./ И.И. Мохов, Д.А. Смирнов// Известия РАН. Физика атмосферы и океана. – Том 42, № 5. – Сентябрь-октябрь 2006. – С. 650-667.
10. Алексеев Г.В. О взаимосвязи колебаний климата в Арктике и в средних и низких широтах/ Г.В. Алексеев, Е.И.Александров, П.Н.Священников, Н.Е.Харланенкова // Метеорология и гидрология. - № 9, 2001. – С. 61-69.
11. <http://www.cgd.ucar.edu/cas/catalog/climind/>
12. Дж. Голуб, Ч. Ван Лоун Матричные вычисления. — М.: Мир, 1999. – 548 с.
13. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. — М.: Физматлит, 2006. — 816 с.

Математическая модель межгодовых изменений состояния североатлантического колебания за период 1973 – 2008 гг. Холопцев А.В., Никифорова М.П.

Исследована возможность моделирования современных изменений состояния североатлантического колебания с использованием метода линейной множественной регрессии и учетом в качестве аргументов модели временных рядов, отображающих динамику глобальных климатических индексов. Идентифицированы модели рассматриваемого процесса, оценены априорные и апостериорные значимости их аргументов. Установлен вид оптимальной модели.

Ключевые слова: североатлантическое колебание, моделирование, метод линейной множественной регрессии, глобальные климатические индексы, априорная и апостериорная значимость, эффективность.

Mathematical model of North Atlantic oscillation index interannual changes in the period 1972 – 2008 yrs. Kholoptsev A., Nikiforova M.

The possibility of simulation of North Atlantic index modern changes with the use of multiple linear regression method with global climate indices time series as model arguments was investigated. The studied process models, a priori and a posteriori arguments significances were indentified. Optimal model was established.

Key words: North Atlantic oscillation, simulation, linear multiple regression method, global climate indices, a priori and a posteriori significance, efficiency.