

УДК 504.064.2.001.18:519.254:(551.501+502.5)

Ю. В. Костюченко^{1,2}, Ю. Г. Білоус¹, Д. М. Мовчан¹, І. М. Копачевський¹,
М. В. Ющенко¹, І. Г. Артеменко¹, Л. В. Попадюк²

¹ Державна установа «Науковий центр аерокосмічних досліджень Землі
Інституту геологічних наук Національної академії наук України», Київ

² Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ НЕЛІНІЙНОЇ ПРОСТОРОВО-ЧАСОВОЇ РЕГУЛЯРИЗАЦІЇ ДЛЯ АНАЛІЗУ ДАНИХ МЕТЕОРОЛОГІЧНИХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

На основі аналізу особливостей розподілу досліджуваних показників було запропоновано метод статистичного аналізу даних спостережень, у тому числі архівних записів та спостережень з різних джерел, що дозволяє отримувати розподіли в одиницях, інваріантних відносно типів даних. Для отримання регуляризованих у просторі та часі розподілів метеорологічних показників на регіональному рівні запропоновано алгоритм, що базується на методі кернель-аналізу головних компонентів. Проведено аналіз регіональних розподілів кліматичних показників за багаторічними метеорологічними вимірюваннями та зіставлено з даними реаналізу відомих загальноприйнятих моделей NCEP/NCAR. За результатами аналізу визначено просторово-часові особливості змін кліматичних параметрів на регіональному рівні. Отримані результати проаналізовано у порівнянні зі змінами показників продуктивності рослинного покриву та атмосферних концентрацій парникових газів, визначених за даними ДЗЗ. Встановлено, що використання запропонованого методу дає можливість оцінювати регіональні параметри ризику і безпеки на більш коректному рівні.

ВСТУП

В рамках оцінки ризиків надзвичайних ситуацій, особливо природного походження, важливою задачею є визначення впливу варіацій кліматичних параметрів на формування відповідних загроз [4, 9, 16]. Так, різке підвищення кількості опадів безпосередньо пов'язане з імовірністю виникнення повеневих процесів та інших небезпек гідрологічного та геологічного характеру [8].

Як джерело метеорологічних даних (температура, кількість опадів тощо) були використані багаторічні спостереження метеорологічних станцій, розташованих на території досліджень. Зважаючи на те, що дані такого типу мають дискретний характер, а для коректного моделюван-

ня небезпечних явищ необхідно мати просторово розподілені та неперервні у часі значення досліджуваних величин, проведено їхню обробку за алгоритмом, який базується на використанні методу кернель-аналізу головних компонентів (КРСА) [14, 17, 18].

Подальший аналіз регуляризованих у просторі та часі даних розподілів кліматичних показників та метеорологічних спостережень на регіональному рівні спрямовано на формування бази для оцінки соціоекологічних ризиків [9].

МЕТОД СТАТИСТИЧНОЇ РЕГУЛЯРИЗАЦІЇ РОЗПОДІЛІВ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

Характерною особливістю задачі є наявність множини даних різнорідних спостережень x , розмірності m (тобто $x_i \in R^m$), в якій представлені різні дані, зокрема дані спостережень, що мають невизначену або недостатню достовірність, архівні дані, історичні записи тощо, а також дані

© Ю. В. КОСТЮЧЕНКО, Ю. Г. БІЛОУС, Д. М. МОВЧАН,
І. М. КОПАЧЕВСЬКИЙ, М. В. ЮЩЕНКО,
І. Г. АРТЕМЕНКО, Л. В. ПОПАДЮК, 2013

достатньої достовірності \mathbf{x}_j ($\mathbf{x}_j \in R^m$), де $j = 1, \dots, N$. Для проведення коректного статистичного аналізу необхідно отримати множину даних заданої достовірності \mathbf{x}_j , що рівномірно відображає розподіл досліджуваних характеристик по території досліджень за період спостережень (з урахуванням різної достовірності архівних записів і даних спостережень \mathbf{x}_j).

Регуляризацію можна здійснити різними шляхами. Якщо припустити, що статистичні дані мають приблизно однакову достовірність, то в рамках задачі можна запропонувати відносно простий шлях, який базується на визначенні розподілів досліджуваних характеристик по всій території $\mathbf{x}_t^{(x,y)}$ відносно розподілів на вимірних ділянках x_t^m по аналогії з [7]:

$$\mathbf{x}_t^{(x,y)} = \sum_{m=1}^n w_{x,y}(\tilde{x}_t^m) \mathbf{x}_t^m,$$

де $w_{x,y}(\tilde{x}_t^m)$ — ваговий коефіцієнт, який визначається через пошук мінімуму [6]:

$$\min \left\{ \sum_{m=1}^n \sum_{x_t^m \in R^m} w_{x,y}(\tilde{x}_t^m) \left(1 - \frac{x_t^m}{\tilde{x}_t^m} \right)^2 \right\}.$$

У цьому рівнянні m — кількість записів або точок, відносно спостережень на яких наявні записи, n — кількість серій спостережень, тобто джерел даних про спостереження, \mathbf{x}_t^m — розподіл результатів спостережень, R^m — множина (загальна сукупність) даних спостережень, \tilde{x}_t^m — середній розподіл значень вимірюваних характеристик. Таким чином, ми отримуємо регулярний просторовий розподіл вимірюваних характеристик по території дослідження, по якому можна проводити подальші розрахунки, зокрема часову регуляризацію.

Подальша регуляризація має враховувати як нелінійність часового розподілу даних спостережень (зумовленого недосконалістю наявної статистики), так і особливості просторово-часової гетерогенності даних, що зумовлена складним системним характером досліджуваного явища. Для врахування цього можна використати модифікований метод згладжувальної нелінійної ядерної функції [12, 15, 19].

Метод, що ми пропонуємо, базується на методі ядерного аналізу головних компонентів

(КРСА) [14, 17, 18]. В рамках даного підходу регуляризація нелінійних розподілів відбувається згідно з правилом

$$\mathbf{x}_i = \sum_{i=1}^N \alpha_i^k \tilde{k}_i(x_i, x_i),$$

де коефіцієнти α обираються через оцінки оптимального балансу функції взаємної валідації та матриці коваріації, наприклад [12]

$$C^F v = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \Phi(x_j) \Phi(x_j)^T \cdot \sum_{i=1}^N \alpha_i \Phi(x_i).$$

Тут нелінійна функція розподілу вхідних даних Φ задовольняє умову

$$\sum_{k=1}^N \Phi(x_k) = 0 \quad [18],$$

\tilde{k}_i — усереднені значення ядерної матриці $\mathbf{K} \in R^N$, де $[\mathbf{K}]_{ij} = [k(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j)]$. Ця матриця складається із ядерних векторів $\mathbf{k}_i \in R^N$, при цьому $[\mathbf{k}_i]_j = [k_i(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j)]$. Ядерна матриця розраховується за модифікованим правилом [5]

$$\mathbf{k}_i(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_i) = \left\langle \rho_{j,i}^{x_j} (1 - \rho_{j,i})^{x_j} \right\rangle,$$

де ρ — емпіричні параметри, які обираються відповідно до [19].

Використовуючи приведений алгоритм, ми можемо отримати регуляризований просторово-часовий розподіл характеристик досліджуваних параметрів по всьому періоду спостережень зі згладженими показниками достовірності [15].

Цей метод було використано для аналізу даних спостережень та аналізу статистики надзвичайних ситуацій різних типів та супутніх даних, в тому числі архівних записів та спостережень з різних джерел за надзвичайними ситуаціями, що дозволив отримувати розподіли в одиницях, інваріантних відносно типів даних. Тобто, є можливість незалежно від параметрів та характеру надзвичайної ситуації отримувати регуляризовані розподіли частоти виникнення та інтенсивності надзвичайних ситуацій різних типів, що характеризуються різними часовими і просторовими масштабами.

Таким чином, було отримано можливість визначати параметри ризику і безпеки [2].

**АНАЛІЗ РЕГІОНАЛЬНИХ РОЗПОДІЛІВ
КЛІМАТИЧНИХ ПОКАЗНИКІВ ЗА
ДОВГОСТРОКОВИМИ МЕТЕОРОЛОГІЧНИМИ
ВИМІРЮВАННЯМИ**

Запропонований алгоритм може бути використаний для отримання регуляризованих у просторі та часі статистично достовірних розподілів метеорологічних показників за даними спостережень на метеостанціях по території досліджень.

Задача регуляризації множин метеорологічних спостережень є важливою, бо зазвичай при моделюванні небезпечних явищ необхідно мати значення таких параметрів як температура, кількість опадів тощо у будь-якій точці досліджуваної ділянки, а наявна інформація забезпечує лише дані про спостереження у визначений час в точках з фіксованими координатами (на метеостанціях). Задача перерахунку точкових вимірів

Таблиця 1. Координати метеостанцій, використані для перевірки точності розподілів у басейні р. Прип'ять

| Номер станції | Назва станції | Положення станції | | | Період спостережень, роки |
|---------------|----------------------|-------------------|---------------|-----------|---------------------------|
| | | широта, град | довгота, град | висота, м | |
| 1 | Броди | +50.100 | +25.150 | +228 | 1959–2010 |
| 2 | Дубно | +50.417 | +25.750 | +216 | 1989–1994 |
| 3 | Кам'янка-Бузька | +50.100 | +24.350 | +228 | 1959–2001 |
| 4 | Ковель | +51.217 | +24.683 | +174 | 1959–2010 |
| 5 | Кременець | +50.100 | +25.717 | +302 | 1963–2010 |
| 6 | Луцьк | +50.700 | +25.500 | +232 | 1931–2010 |
| 7 | Львів | +49.817 | +23.950 | +323 | 1928–2010 |
| 8 | Маневичі | +51.283 | +25.533 | +183 | 1979–2001 |
| 9 | Новоград-Волинський | +50.600 | +27.633 | +218 | 1959–2010 |
| 10 | Олевськ | +51.217 | +27.683 | +182 | 1955–2009 |
| 11 | Рівне | +50.583 | +26.133 | +231 | 1959–2010 |
| 12 | Сарни | +51.283 | +26.617 | +156 | 1948–2010 |
| 13 | Шепетівка | +50.167 | +27.033 | +182 | 1936–2010 |
| 14 | Тернопіль | +49.533 | +25.667 | +329 | 1934–2010 |
| 15 | Володимир-Волинський | +50.833 | +24.317 | +194 | 1959–2010 |

Таблиця 2. Координати метеостанцій, використані для перевірки точності розподілів у регіоні північного Причорномор'я

| Номер станції | Назва станції | Положення станції | | | Період спостережень, роки |
|---------------|-----------------------|-------------------|---------------|-----------|---------------------------|
| | | широта, град | довгота, град | висота, м | |
| 1 | Миколаїв | +47.050 | +31.917 | +005.6 | 1955–2010 |
| 2 | Одеса | +46.433 | +30.767 | +004.2 | 1932–2010 |
| 3 | Очаків | +46.633 | +31.550 | +004.1 | 1960–2001 |
| 4 | Ізмаїл | +45.367 | +28.850 | +003.0 | 1959–2010 |
| 5 | Херсон | +46.633 | +32.567 | +005.4 | 1932–2010 |
| 6 | Асканія-Нова | +46.450 | +33.883 | +003.0 | 1911–2010 |
| 7 | Євпаторія | +45.183 | +33.367 | +000.6 | 1959–2010 |
| 8 | Ялта | +44.483 | +34.167 | +007.2 | 1948–2010 |
| 9 | Севастополь (Бельбек) | +44.683 | +33.567 | +008.5 | 1932–2010 |
| 10 | Ай-Петрі | +44.467 | +34.067 | +118.0 | 1932–2001 |

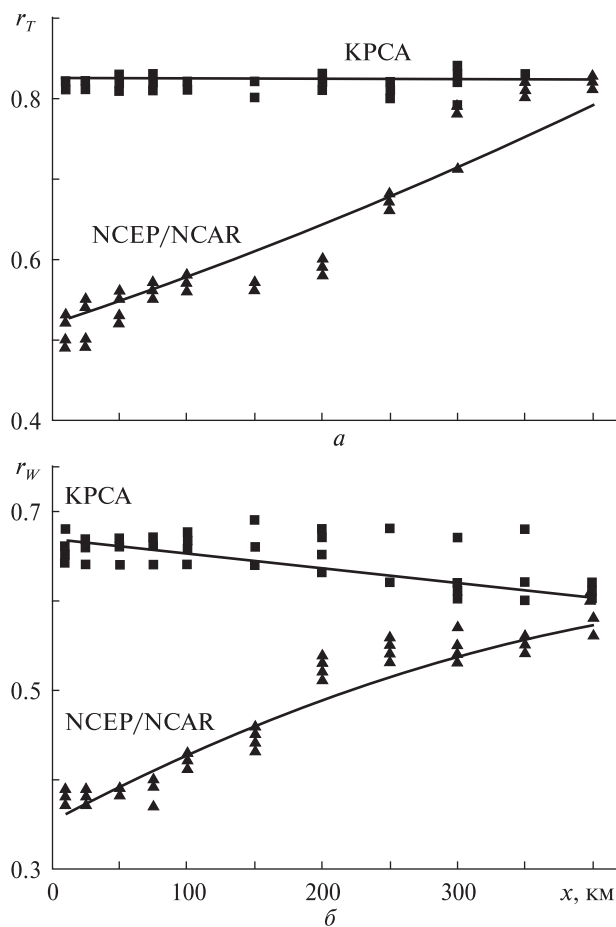


Рис. 1. Коефіцієнти кореляції r_T (а) та r_W (б) значень температури повітря T та кількості опадів W , обчислених за алгоритмами NCEP/NCAR та KPCA, зі значеннями цих величин, отриманими із вимірювань на метеорологічних станціях Полісся у 1979–2010 рр., в залежності від характерного лінійного масштабу x ділянки

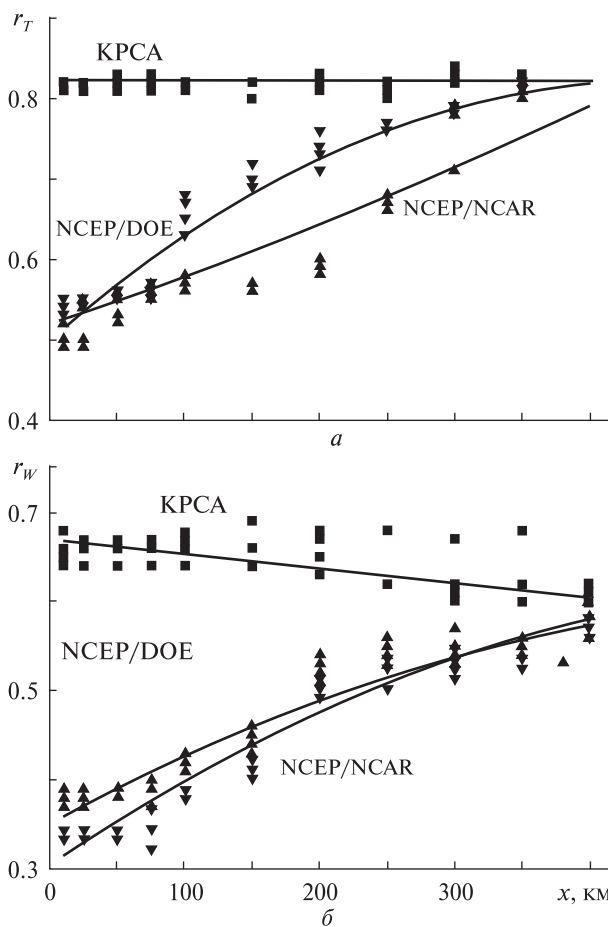


Рис. 2. Те ж для території Причорноморської низовини у 1979–2010 рр.

у просторово розподілені неперервні у часі може бути вирішена різними шляхами, в залежності від постановки, наявності даних спостережень, обчислювальних потужностей, мети розрахунків тощо. На даний час найбільш вживаним для моделей клімату, у тому числі на регіональному рівні, є метод реаналізу даних метеорологічних спостережень, що використовує фільтрацію Калмана, Національного центру досліджень атмосфери США NCEP/NCAR у версіях NCEP/NCAR-RM [12] та NCEP/DOE-R2M [11]. Алгоритми забезпечують можливість отримання регуляризованих розподілів основних кліматичних

показників за всією сукупністю даних спостережень з 1979 р. по всій поверхні планети.

Для порівняння ефективності використання алгоритмів, тобто для визначення відносної достовірності методу kernel-аналізу головних компонентів та алгоритмів NCEP/NCAR-RM і NCEP/DOE-R2M в окремих задачах оцінки регіональної безпеки, було розраховано розподіли метеорологічних показників (температури повітря та кількості опадів) на ділянці розміром 250×250 км з центром в точці з координатами 50.5° N, 26° E (українське Полісся, басейн Прип'яті) для періоду 1979–2010 рр. Для перевірки

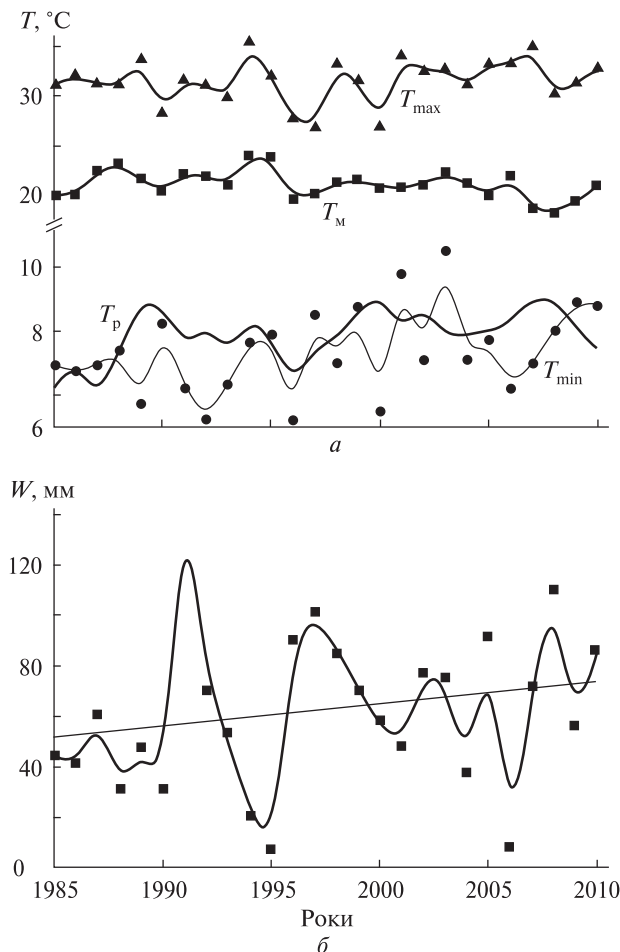


Рис. 3. Середньомісячні (червень–липень) значення температури повітря (а) та кількості опадів W (б), зареєстровані у липні 1985–2010 рр. у басейні Західного Бугу (T_p , T_{max} і T_{min} – середньорічні, максимальні та мінімальні значення температури)

точності розподілів на визначеній ділянці було використано дані спостережень 15 метеостанцій (табл. 1).

В результаті було розраховано кореляції значень температури повітря та кількості опадів, отриманих під час реаналізу за алгоритмами NCEP/NCAR та KPCSA, з вимірами на метеорологічних станціях по території досліджень в залежності від характерного лінійного масштабу досліджуваної ділянки. Результати розрахунків, що мають сенс показників достовірності модельних розрахунків реаналізу, наведено на рис. 1.

На рис. 2 приведено аналогічні показники для регіону північного Причорномор'я (ділянка розміром 250×250 км з центром в точці з координатами 46.5° N, 31.5° E). Для перевірки точності розподілів на визначеній території було використано дані спостережень метеостанцій (див. табл. 2).

Таким чином, ми отримуємо розподіли кліматичних показників з вищими показниками достовірності, ніж при традиційному підході, у задачах регіональних оцінок на характерних масштабах до 200–250 км.

ПРОСТОРОВО-ЧАСОВІ ОСОБЛИВОСТІ ЗМІН КЛІМАТИЧНИХ ПОКАЗНИКІВ НА РЕГІОНАЛЬНОМУ РІВНІ

За наведеним алгоритмом також було проаналізовано розподіли метеорологічних показників по окремих територіях з метою визначення регіональних тенденцій різночасових змін кліматичних параметрів для їхнього подальшого порівняння з параметрами формування надзвичайних ситуацій.

Проведено аналіз середніх річних та сезонних розподілів показників температури повітря та кількості опадів з характерними просторовими масштабами 50–100 км (що визначалися щільністю розподілу метеорологічних станцій по території дослідження). Загальний характер розподілу даних в цілому відповідає зареєстрованим тенденціям для північної півкулі, але було виявлено і певні регіональні та локальні відмінності. Окремі зауваження щодо розподілів екстремальних значень, на яких власне і зосереджене дане дослідження, будуть зроблені далі.

На рис. 3 показано регіональні особливості розподілів кліматичних змін на прикладі визначених варіацій липневої температури та кількості опадів у басейні р. Західний Буг протягом 1985–2010 рр.

Як свідчать результати аналізу метеорологічних спостережень [1], середньомісячна температура повітря (T_M) червня – липня в регіоні за період 1985–2010 рр. зменшилась на 1.55°C – з 21.75 до 20.2°C , а середньорічна (T_p) збільшилась на 1.25°C – з 7.25 до 8.5°C . Однак при цьому мінімальна зареєстрована температура повітря протя-

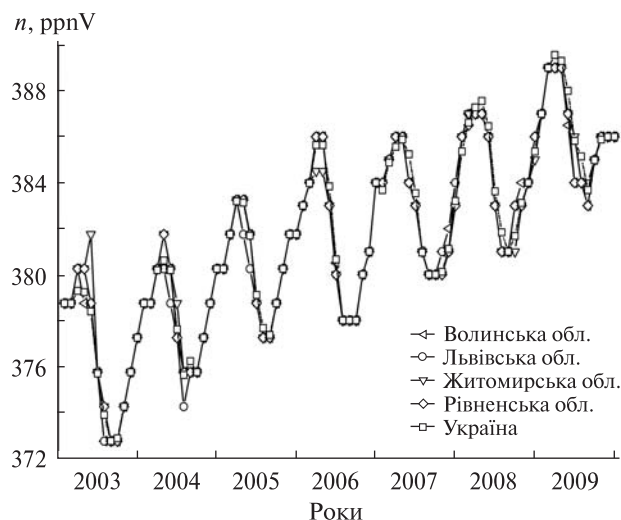


Рис. 4. Динаміка змін концентрації n двоокису вуглецю над територією України за даними супутникового спостереження (з калібруванням за даними наземних спостережень)

гом червня-липня T_{\min} збільшилась на $1.75\text{ }^{\circ}\text{C}$ — з 6.5 до $8.25\text{ }^{\circ}\text{C}$, а максимальна T_{\max} збільшилась на $1.42\text{ }^{\circ}\text{C}$ — з 30.78 до $32.2\text{ }^{\circ}\text{C}$. Такі зміни максимальних і мінімальних показників відносно середніх свідчать, між іншим, про підвищення ризиків виникнення надзвичайних ситуацій природного, у першу чергу гідрологічного походження.

Цей результат може здатися нелогічним і суперечливим з точки зору загальної тенденції підвищення температури. Однак інші зареєстровані регіональні тенденції свідчать про його достовірність. Зокрема, спостерігалось зростання кількості опадів у той же період.

Середня кількість липневих опадів у регіоні за період 1985–2010 рр. зросла з 51 до 73 мм [1], тобто більш як на 25% від середніх показників.

У той же час на території досліджень спостерігається стала тенденція до збільшення атмосферних концентрацій парникових газів, у першу чергу двоокису вуглецю (рис. 4).

Спостереження показують, що за останні 10 років середня концентрація атмосферного CO_2 зросла на $75\text{--}85\%$ від величини сезонної динаміки. Тобто, сезонні мінімуми у 2010 р. приблизно відповідають максимальним значенням атмосферних концентрацій у 2000 р.

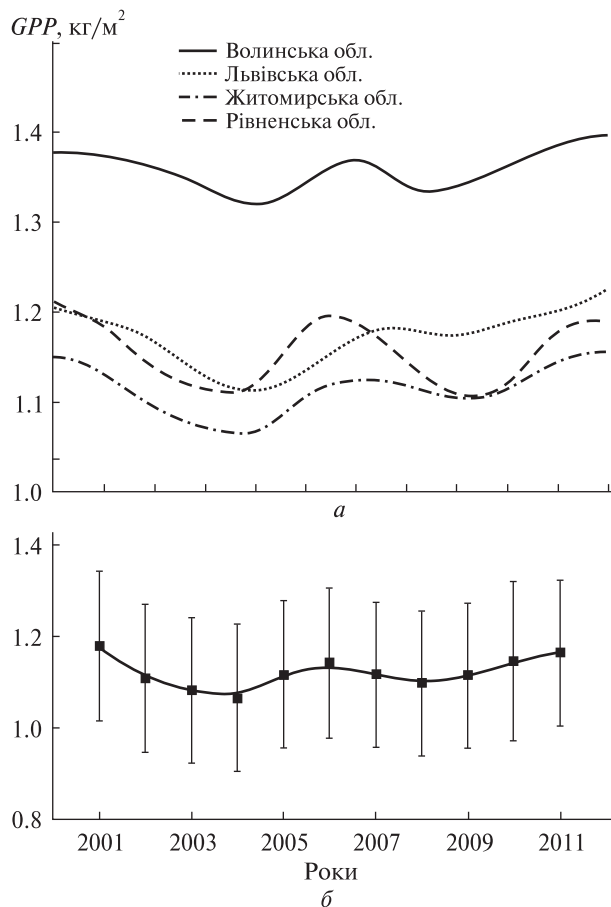


Рис. 5. Значення показників продуктивності рослинного покриву (GPP) за даними супутникової зйомки MODIS 2000–2011 рр.: a – для чотирьох областей, b – середні по басейну рр. Західного Бугу та Прип'яті (Львівська, Волинська, Рівненська та Житомирська області)

Відповідно до загальних біофізичних моделей за умов підвищення середніх температур, достатнього водного забезпечення та достатньої для здійснення фотосинтезу кількості двоокису вуглецю продуктивність рослинного покриву має зростати. Однак дані спостережень не виявили тенденції до зростання показників регіональної продуктивності рослинного покриву [3]. Як видно з рис. 5, достовірних змін продуктивності немає, статистичний приріст вуглецю складає до 0.001 кг/м^2 за 10 років, при тому що похибка визначення складає 0.18 . У той же період часу водне живлення (рівень опадів) та забезпечення CO_2 достовірно зросли.

Такі результати спостережень можуть мати кілька пояснень. Одне з них полягає в тому, що середньорічне зростання температури не впливає суттєво на показники рослинної продуктивності. У даному сенсі більш інформативним є розподіл температури по періоду активної вегетації. І саме у цей період, як свідчать розподіли даних, не спостерігається достатніх температур для забезпечення зростання продуктивності, навіть за сприятливих умов водного режиму та забезпеченості вуглецем з атмосфери.

Таким чином, ми реєструємо взаємозв'язок між локальними кліматичними особливостями та регіональними екологічними характеристиками і можемо переходити до аналізу показників регіональних розподілів надзвичайних ситуацій.

ОБГОВОРЕННЯ ОБМЕЖЕНЬ МЕТОДУ

Запропонований метод аналізу, який базується на алгоритмі КРСА (кERNEL-аналізу головних компонентів) має певні обмеження, що впливають з його природи.

Метод належить до так званих «локальних» методів моделювання [13], тобто до сімейства непараметричних методів оцінювання, які ґрунтуються на властивостях розподілів досліджуваних даних і не потребують введення додаткових умов, апріорних параметрів розподілів тощо. У загальному випадку локальні моделі, на відміну від «глобальних» балансових моделей, не потребують виконання законів збереження [13], принаймні їхнього одночасного виконання. Це дозволяє вільно вибирати граничні умови, не вводити додаткові складні обмеження та використовувати всю наявну сукупність даних. Водночас виникає інша проблема. Закони збереження ґрунтуються на припущенні про однорідність часу. Відмовляючись від законів збереження, ми втрачаємо шкалу часу, що може виявитися значним ускладненням при сценарних розрахунках. Цю проблему можна розв'язати шляхом введення штучної шкали часових відліків для кожного (або для певних наборів) розподілу і випадку моделювання, або, як у нашому алгоритмі, — через введення часу як універсальної міри випадко-

вих множин даних спостережень. Таким способом ми усуваємо загальну проблему, і регуляризацію сукупності множин гетерогенних даних можна здійснити коректно. Однак при цьому слід ретельно задавати інтервали, на яких провадиться аналіз.

ВИСНОВКИ

Запропонований алгоритм надає змогу отримувати важливі результати, які можуть бути використані для моделювання локальних і регіональних особливостей розвитку екосистем, прогнозування регіональних кліматичних змін та відповідних екологічних ризиків.

Отримані результати дають підстави стверджувати, що запропонований алгоритм регуляризації дозволяє отримувати розподіли з вищими показниками достовірності, порівняно із традиційними підходами реаналізу, в задачах регіональних оцінок на характерних масштабах до 200–250 км. Крім того, беручи до уваги те, що цей підхід дозволяє оперувати даними не лише метеорологічних, а й інших спостережень, можна стверджувати, що він є більш придатним для задач оцінки комплексної регіональної соціо-екологічної безпеки.

1. Костюченко Ю. В., Копачевський І. М., Соловійов Д. М. та ін. Використання даних супутникових спостережень для оцінки регіональних гідролого-гідрогеологічних ризиків // *Космічна наука і технологія*. — 2011. — **17**, № 6. — С. 19–29.
2. Костюченко Ю. В., Мовчан Д. М., Ющенко М. В. Оцінка стану безпеки територій за даними статистичного аналізу розподілів надзвичайних ситуацій // *Комплексне моделювання управління безпечним використанням продовольчих, водних і енергетичних ресурсів з метою сталого соціального, економічного і екологічного розвитку* / За ред. А. Г. Загороднього, Ю. М. Єрмольєва. — Київ, 2013. — С. 54–63.
3. Лялько В. І., Мовчан Д. М., Костюченко Ю. В., Копачевський І. М. Контроль параметрів динаміки регіональної рослинності на основі даних ДЗЗ з метою підвищення ефективності довгострокового управління гідролого-гідрогеологічними ризиками // *Геоінформатика*. — 2012. — **1** (41). — С. 1–7.
4. Adger W. N. Vulnerability // *Global Environ. Change*. — 2006. — **16**, N 3. — P. 268–281.
5. Christianini N., Shawe-Taylor J. An Introduction to Support Vector Machines and Other Kernel-Based Learning

- Methods. — Cambridge: University Press, UK, 2000. — 212 p.
6. Cowpertwait P. S. P. A generalized spatial-temporal model of rainfall based on a clustered point process // Proc. Roy. Soc. London A. — 1995. — **450**. — P. 163—175.
 7. Fowler H. J., Kilsby C. G., O'Connell P. E. Modeling the impacts of climatic change and variability on the reliability, resilience and vulnerability of a water resource system // Water Resour. Res. — 2003. — **39**. — P. 1222.
 8. IPCC 2001: Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change / Eds J. T. Houghton, Y. Ding, D. J. Griggs, et al. — Cambridge: University Press, 2001. — 881 p.
 9. IPCC 2007: Climate change 2007: Impacts, adaptation and vulnerability. Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change / Eds M. L. Parry, O. F. Canziani, J. P. Palutikof, et al. — Cambridge: University Press, 2007. — 976 p.
 10. Kalnay E., Kanamitsu M., Kistler R., et al. The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project // Bull. Amer. Meteor. Soc. — 1996. — **77**. — P. 437—470.
 11. Kanamitsu M., Ebisuzaki W., Woollen J., et al. NCEP-DOE AMIP-II Reanalysis (R-2) // Bull. Amer. Meteor. Soc. — 2002. — **83**. — P. 1631—1643.
 12. Lee J.-M., Yoo C. K., Choi S. W., et al. Nonlinear process monitoring using kernel principal component analysis // Chem. Eng. Sci. — 2004. — **59**. — P. 223—234.
 13. Lloyd C. D. Local models for spatial analysis. — CRC Press, Taylor & Francis Group, 2007. — 244 p. — (ISBN 0-415-31681-2).
 14. Mika S., Scheolkopf B., Smola A. J., et al. Kernel PCA and de-noising in feature spaces // Adv. Neural Inform. Process. Syst. — 1999. — **11**. — P. 536—542.
 15. Mudelsee M., Börngen M., Tetzlaff G. On the estimation of trends in the frequency of extreme weather and climate events // Wiss. Mitt. Meteorol. Inst. Univ. Leipzig. — 2001. — **22**. — P. 78—88. — (Eds A. Raabe, K. Arnold).
 16. National Research Council. America's Climate Choices: Adapting to the impacts of climate change. — Washington, DC: National Academies Press, 2010. — 292 p.
 17. Romdhani S., Gong S., Psarrou A. A multi-view nonlinear active shape model using kernel PCA // Proceedings of BMVC. — UK, 1999. — P. 483—492.
 18. Scheolkopf B., Smola A. J., Muller K. Nonlinear component analysis as a kernel eigenvalue problem // Neural Computation. — 1998. — **10**, N 5. — P. 1299—1399.
 19. Villez K., Ruiz M., Sin G., et al. Combining multiway principal component analysis (MPCA) and clustering for efficient data mining of historical data sets of SBR processes // Water Science & Technology. — 2008. — **57**, N 10. — P. 1659—1666.

Стаття надійшла до редакції 24.09.13

Ю. В. Костюченко, Ю. Г. Белоус, Д. М. Мовчан,
И. М. Копачевский, М. В. Ющенко, И. Г. Артеменко,
Л. В. Попадюк

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДОВ НЕЛИНЕЙНОЙ ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННОЙ РЕГУЛЯРИЗАЦИИ ДЛЯ АНАЛИЗА ДАННЫХ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ НАБЛЮДЕНИЙ

На основе анализа особенностей распределения исследуемых показателей был предложен метод статистического анализа данных наблюдений, в том числе архивных записей и наблюдений из разных источников, который дает возможность получать распределения в единицах, инвариантных относительно типов данных. Для получения регуляризованных в пространстве и времени распределений метеорологических показателей на региональном уровне, предложен алгоритм, который базируется на методе ядра-анализа главных компонент (КРСА). Результаты анализа региональных распределений климатических показателей за многолетними метеорологическими измерениями сопоставлены с данными известных общепринятых моделей реанализа NCEP/NCAR, а также определены пространственно-временные особенности изменений климатических параметров на региональном уровне. Полученные результаты проанализированы по сравнению с вариациями показателей производительности растительного покрова и атмосферных концентраций парникового газа, определенных за данными ДЗЗ. Установлено, что использование предложенного метода дает возможность оценивать региональные параметры риска и безопасности на более корректном уровне.

Yu. V. Kostyuchenko, Yu. H. Bilous, D. M. Movchan,
I. M. Kopachevsky, M. V. Yushchenko, I. G. Artemenko,
L. V. Popadyuk

THE USE OF METHODS OF THE NONLINEAR SPATIAL-TEMPORAL DATA REGULARIZATION FOR THE ANALYSIS OF METEOROLOGICAL OBSERVATIONS

On the basis of an analysis of investigated parameters, a method for statistical analysis of observations (including archive data and observations from different sources) is proposed. The resulted distributions are presented in units invariant toward the initial data metrics. For deriving distributions of meteorological measurements, which are regular in space and time, at a regional scale, the algorithm based on the Kernel Principal Component Analysis (KPCA) is proposed. The results of the analysis of climate parameters regional distributions (multiyear meteorological measurements) are compared with known conventional re-analysis models (NCEP/NCAR). Some spatial and temporal features of climate parameter change are defined at the regional scale. Our results are analyzed in comparison with changes of vegetation productivity and greenhouse gases (CO₂), derived from remote sensing data. It should be mentioned that the proposed method gives more correct estimations of regional risk parameters and security.