

УДК 504.064.3:528.88(574.4:614.4)(477.6)

Ю. В. Костюченко<sup>1</sup>, М. В. Ющенко<sup>1</sup>, І. М. Копачевський<sup>1</sup>, Д. М. Соловійов<sup>2</sup>, Ю. Г. Білоус<sup>1</sup>

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

<sup>2</sup> Морський гідрофізичний інститут Національної академії наук України, Севастополь

## ВИКОРИСТАННЯ ДАНИХ ДЗЗ ДЛЯ ОЦІНКИ ЕПІДЕМІЧНИХ (І СОЦІОЕКОЛОГІЧНИХ) РИЗИКІВ У ПРИБЕРЕЖНИХ РЕГІОНАХ (НА ПРИКЛАДІ АНАЛІЗУ СПАЛАХУ ХОЛЕРИ У М. МАРІУПОЛЬ У 2011 р.)

---

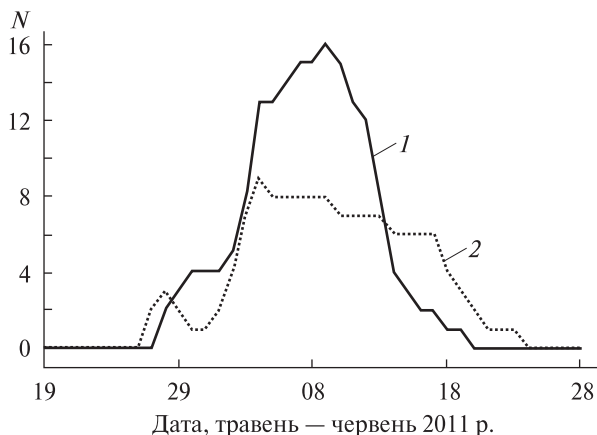
*Розглядається питання оцінювання епідемічних (соціо-екологічних) ризиків за даними ДЗЗ та наземними метеорологічними вимірюваннями. Запропоновано підхід до оцінки комплексного ризику, що базується на оцінках ймовірностей, пов'язаних із виникненням та розповсюдженням епідемії. Метод аналізу ризику проникнення збудника в екосистему базується на модифікованому рівнянні Парето з урахуванням варіацій регіональних опадів і спроможності локальних екосистем поглинати та затримувати воду. Для підвищення ефективності прогнозування ризиків запропоновано метод розрахунку найбільш очікуваних розподілів досліджуваних величин, що використовуються замість середніх значень. Як індикатори ДЗЗ, запропоновано використовувати нормалізовані вегетаційний та водний індекси (NDVI і NDWI). Запропоновано методи оцінки ризиків розвитку збудника епідемії в екосистемах суходолу і моря. Представлено вдосконалений метод просторово-часової регуляризації даних спостережень спектральних індексів ДЗЗ. Наведено значення калібрувальних, масштабних і вагових коефіцієнтів для використаних сенсорів та регіональних даних. Розраховано значення окремих та інтегральних ймовірностей виникнення і поширення епідемії в регіоні по періоду 2009–2012 рр. Запропоновано контрольний параметр для порівняння отриманих результатів зі статистичними даними про зареєстровані випадки захворювання на холеру.*

---

### ВСТУП

Згідно з переліком Всесвітньої організації охорони здоров'я (ВООЗ), холера належить до інфекційних захворювань, визначених як глобальна загроза [7]. Історії відомі періоди пандемічного розповсюдження даної хвороби, які характеризуються сотнями тисяч жертв у різних регіонах світу. Остання, сьома пандемія холери розпочалась у 1961 р. і продовжується у наші дні [7, 19]. На сьогодні холера продовжує носити епідемічний та ендемічний характер у багатьох країнах світу, у першу чергу це стосується країн, що розвиваються, а також регіонів з недоліками контролю ресурсів питної води, зокрема погіршенням якості водних ресурсів спричиненим сезонними міграційними потоками [7]. На початку

1980-х рр. рівень захворюваності у світі перевищував 3 млн у рік [7, 19]. За даними ВООЗ 2010 р. у світі зареєстровано від 3 до 5 млн випадків захворювання на холеру, з них 100–130 тис. закінчилися летально. З огляду на високий рівень загрози та значні невизначеності постає необхідність у застосуванні усіх можливих інструментів оцінки та управління ризиками. При цьому слід зазначити, що з початку 1990-х рр. точна статистика випадків захворювання холерою практично недоступна, оскільки про значну кількість епідемічних спалахів не повідомлялося через побоювання можливих негативних впливів на приток туристів до певних країн та регіонів [19]. Цим пояснюється актуальність використання додаткових незалежних засобів та параметрів оцінки ризиків виникнення та поширення епідемії і спалахів захворювання. У якості такого незалежного об'єктивного інструменту можна запропонувати дані ДЗЗ, які відзначаються значною



**Рис. 1.** Розподіл кількості  $N$  хворих (1) та інфікованих (2) осіб протягом спалаху захворювання (м. Маріуполь, 2011 р.)

ефективністю у сфері контролю захворюваності [1]. Зокрема, для аналізу розповсюдження епідемічних захворювань у країнах, що розвиваються, значну ефективність показало використання вегетаційного індексу  $NDVI$  [6, 17].

Однак у розвинутих країнах, а також в густонаселених прибережних регіонах, які характеризуються високим рівнем антропогенної зміни природних ландшафтів, варіації вегетаційних індексів залежать від характеру землекористування, тому їхнє використання для аналізу факторів епідемічного ризику може виявитися досить сумнівним. У такому випадку слід використовувати ті параметри середовища, які пов'язані з поширенням епідемії і можуть контролюватися за допомогою засобів супутникового спостереження. Використання оптимального набору таких параметрів дає можливість проведення оцінки ризиків розповсюдження захворювань, пов'язаних з певними природними процесами (зміни якості водних ресурсів, деградація екосистем, розповсюдження шкідників тощо) [17]. Наприклад, температура поверхні моря (у меншій мірі — поверхні суходолу), а також солоність води прибережної частини моря та гирла рік добре корелюють зі вмістом холерних вібріонів [26]. Крім цього, необхідно враховувати параметри продуктивності екосистеми, які описуються за допомогою вегетаційних індексів. Слід зазначити, що коректний вибір індексів для опису ста-

ну екосистеми, в якій розвивається збудник захворювання, дозволяє оцінити довгострокові та великомасштабні впливи на стан безпеки, наприклад впливи, пов'язані з варіаціями кліматичних показників [3].

## ПОСТАНОВКА ЗАДАЧІ

Оцінювання епідемічних (еколого-санітарних) ризиків у прибережних районах з використанням даних ДЗЗ було проведено на прикладі аналізу спалаху захворювання на холеру у м. Маріуполь Донецької області. В кінці травня — на початку червня 2011 р. у м. Маріуполь зафіксовано випадки гострого інфекційного захворювання, викликаного холерним вібріоном серогрупи  $O1$ , біовара Ель-Тор, серовар Огава. Розподіл зареєстрованих протягом спалаху випадків захворювання та випадків інфікування наведений на рис. 1 (джерело: прес-служба Міністерства охорони здоров'я України).

За висновками фахівців Міністерства охорони здоров'я України причиною епідемічного спалаху став завезений збудник захворювання, який внаслідок сприятливих умов розвивався в місцевих екосистемах. Таким чином, контроль епідемічних та санітарно-екологічних ризиків має базуватися на аналізі ймовірності проникнення та розвитку збудника хвороби в екосистемах регіону.

## ЗАГАЛЬНИЙ ПІДХІД

Для визначення оптимального набору параметрів контролю епідемічних ризиків необхідно проаналізувати поведінку показників продуктивності прибережних екосистем (суходолу, моря, гирла рік), отриманих за даними ДЗЗ, в сукупності з метеорологічними показниками з різних джерел та статистичними даними випадків захворювання.

Інтегральний ризик розвитку епідемії можна визначити за допомогою набору взаємопов'язаних просторово розподілених імовірнісних процесів, які у загальному випадку описуються у термінах системних ризиків [14]. Загалом даний ризик можна представити як сукупність імовірнісних процесів:

$$R(x, t) = \int f_i(x, \omega) P(x, d\theta), \quad i = 1, \dots, m. \quad (1)$$

Параметри розподілу  $P$  та властивості випадкових функцій  $f$  можна отримати різними способами, у тому числі і методами ДЗЗ. Розглянемо дану можливість.

### ЙМОВІРНІСТЬ НАДХОДЖЕННЯ ЗБУДНИКА ЗАХВОРЮВАННЯ В ЕКОСИСТЕМУ

Ймовірність потрапляння збудника холери в екосистему визначається стійкістю інженерних споруд (каналізаційних систем, відстійників, очисних споруд, трубопроводів, дамб) по відношенню до екстремальних навантажень, у першу чергу — високого рівня опадів. Для визначення такого роду ризиків можна використати узагальнений закон Парето [27] в адаптованому вигляді [2, 10, 16, 22]. При цьому функція густини ймовірності розподілу опадів має вигляд

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left[ 1 - \frac{\rho(x - \varepsilon)}{\alpha} \right]^{1/(k-1)}, \quad (2)$$

де  $x$  — максимальне вимірне значення кількості опадів,  $\varepsilon$  — мінімальна зареєстрована кількість опадів (усереднена по періоду спостереження),  $\alpha$  — емпіричний масштабний фактор,  $\rho$  — емпіричний коефіцієнт, який враховує локальні особливості.

Однак підхід, який оперує довгостроковими середніми значеннями досліджуваних величин, не дозволяє коректно оцінити ймовірності виникнення екстремальних подій на коротких інтервалах часу [13, 14]. Для підвищення достовірності прогнозування можна запропонувати використання усереднення по різних періодах. Крім того, поряд з середніми розподілами досліджуваних величин можна використовувати найбільш ймовірні розподіли для кожного періоду, отримані шляхом аналізу багаторічних спостережень. Це дозволить врахувати короткострокові варіації, характерні для кожного регіону. Слід врахувати, що на періодах, які наближено рівні величині вегетаційного циклу, роль рослинного та ґрунтового покриву можна порівнювати з варіаціями розглянутих величин. Отже зміни рослинного та ґрунтового покриву необхідно розглядати через емпіричні коефіцієнти. Виходячи з отриманих розподілів метеорологічних показників, можна запропонувати модифіко-

вану форму рівняння, що базується на розподілі Парето і враховує річні варіації регіональних опадів та здатність локальних екосистем до поглинання води:

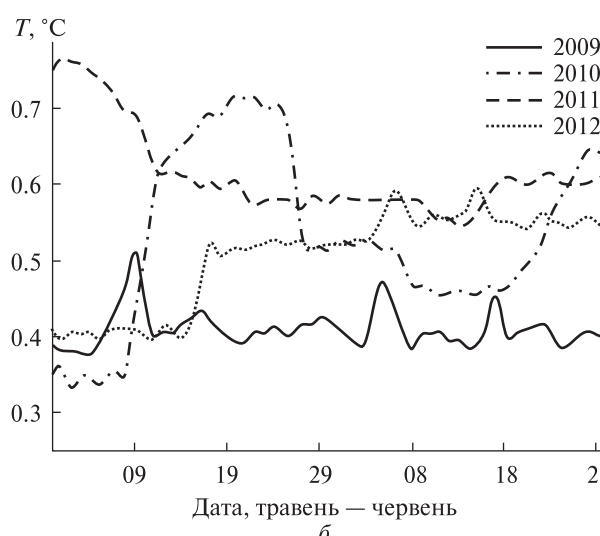
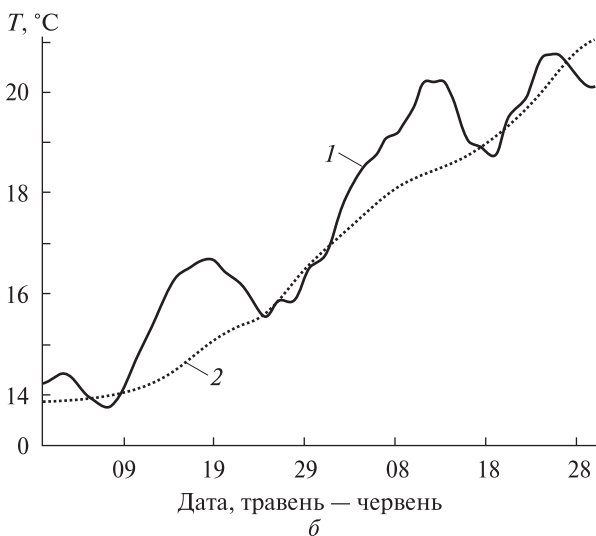
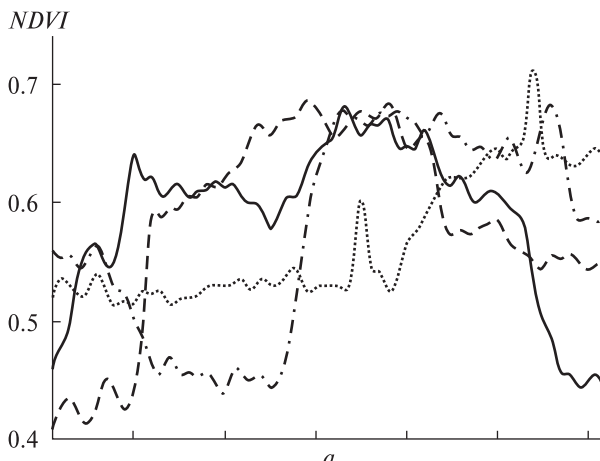
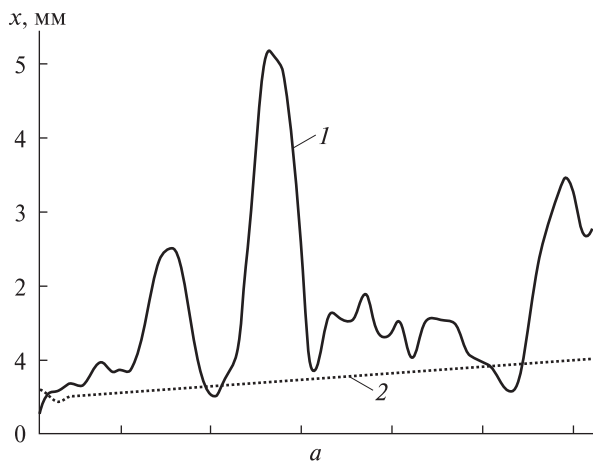
$$P_0(x, t) = p_0 \cdot k \left( \frac{1}{x_\tau^{\max}} \right)^{1/e^{NDWI_\tau^*}} \left( \frac{|x_i - x_i^{\max}| - x_i^{\min}}{|x_\tau^{\max} - x_i^{\text{mean}}|} \right)^{1/e^{NDWI_\tau^*}}. \quad (3)$$

Тут  $p_0$  — ймовірність попадання носія збудника захворювання в регіон (для регіонів, ендемічних на холеру,  $p_0 = 1$ , в інших випадках  $p_0$  залежить від міграційних і транспортних потоків),  $k$  — коефіцієнт, що залежить від стану інфраструктури (розподіл основних систем, рівень зношеності, рівень уразливості), який потрібно оцінювати окремо,  $i$  — момент часу з інтервалу  $\tau$ , для якого проводиться оцінювання,  $x_i$  — вимірне значення кількості опадів в оцінюваний момент часу,  $x_i^{\text{ex}}$  — найбільш очікуване значення кількості опадів в оцінюваний момент часу за даними багаторічних спостережень,  $x_i^{\min}$  — мінімальне зареєстроване значення кількості опадів в оцінюваний момент часу за даними багаторічних спостережень,  $x_i^{\text{mean}}$  — середнє значення кількості опадів в оцінюваний момент часу за даними багаторічних спостережень,  $x_\tau^{\max}$  — максимальне значення кількості опадів за оцінюваний період (враховуючи момент спостереження) за даними багаторічних спостережень,  $NDVI_\tau^*$  — приведене значення нормалізованого вегетаційного індексу, отриманого за даними ДЗЗ, за період оцінки,  $NDWI_\tau^*$  — приведені значення нормалізованого водного індексу поверхні, отриманого за даними ДЗЗ, за період оцінки.

Відповідно до методу, запропонованого у роботах [4, 5] та розвинутого у роботах [11, 12], для обчислення найбільш очікуваного значення кількості опадів можна запропонувати достатньо просте рівняння:

$$x_i^{\text{ex}} = \sigma_i \frac{\sum_{i \in \tau, j=1}^N \left[ \frac{(x_j + x_{j+1})}{2} - \sum_{i=1}^N \frac{1}{n} x_i \right]}{\text{CoVar}_\tau}, \quad (4)$$

де  $x_{i,j}$  — зафіксовані значення кількості опадів у дні  $i$ , які належать інтервалу дослідження  $\tau$  за



**Рис. 2.** Варіації найбільш очікуваних (1) та середніх (2) по періоду 1940—1970 рр. значень кількості опадів  $x$  (а) та температури повітря  $T$  (б) у травні — червні для досліджуваного регіону

**Рис. 3.** Приведені значення нормалізованого вегетаційного (а) та нормалізованого водного (б) індексів, отримані за даними MODIS Terra (30 квітня — 30 червня 2009, 2010, 2011, 2012 рр.)

весь доступний період, який включає  $N$  спостережень  $j$ ;  $\sigma_i$  — середнє квадратичне відхилення показника за один день по доступному періоду спостережень,  $CoVar_\tau$  — коефіцієнт варіації досліджуваного показника за період  $\tau$ . Аналогічно обчислюються найбільш очікувані показники температури (див. рис. 2).

До запропонованого рівняння входять середні та середні максимальні значення за період оцінювання в якості масштабних коефіцієнтів, а також найбільш очікувані значення кількості опадів, які дозволяють коректно відкалібрувати

розподіли ризиків в залежності від реальної варіабельності метеорологічних показників. Крім того, використання вегетаційного та водного індексів дозволяє включити до розгляду екосистеми, зокрема стан рослинного і ґрунтового покриву та їхню здатність поглинати воду, що потрапляє з опадами. Індекси  $NDVI$  та  $NDWI$ , крім поточного стану рослинності та ґрунтів, відображають температурний хід, рівень опадів, надходження нутрієнтів до екосистеми та наявність стресів за період 8—14 діб [8, 15, 23], що дозволяє враховувати інертність системи.

У даному дослідженні спектральні індекси  $NDVI$  та  $NDWI$  для сенсора MODIS визначалися за такими формулами:

$$NDVI = \frac{r_{(620...670)} - r_{(841...876)}}{r_{(620...670)} + r_{(841...876)}}, \quad (5)$$

$$NDWI = \frac{r_{(841...876)} - r_{(1230...1250)}}{r_{(841...876)} + r_{(1230...1250)}}, \quad (6)$$

де  $r$  — відбивна здатність у вказаному спектральному інтервалі в нанометрах.

Після проведення просторово-часової регуляризації даних спостереження в окремих точках досліджуваного регіону отримаємо приведені значення індексів  $NDVI^*$  та  $NDWI^*$ :

$$NDVI_{\tau}^* = \sum_{n=1}^N \frac{1}{n\sigma_{in}} \left( \sum_{m=1}^M \frac{CoVar_{im} \cdot NDVI_i^m}{m} \right). \quad (7)$$

Тут  $n$  — кількість полігонів, у межах яких проводилося вимірювання значень індексів,  $m$  — кількість вимірів індексу,  $NDVI_i^m$  — виміряне значення індексу в точці  $m$  в момент  $i$ ,  $\sigma_{in}$  — середнє квадратичне відхилення вимірюваного показника у межах усіх досліджуваних полігонів  $n$ ,  $CoVar_{im}$  — коефіцієнт варіації досліджуваного показника в межах полігону  $n$  за період  $\tau$ .

Полігони  $n$  обираються виходячи зі структури землекористування та структури гідрологічної мережі регіону досліджень. Застосування даного алгоритму усереднення дозволяє, з однієї сторони, редукувати варіації впливу землекористування, а з іншого — виділити локальні тренди змін продуктивності рослинного покриву за період дослідження по всій території дослідження.

Обчислені за даними сенсора MODIS Terra вегетаційні та водні індекси  $NDVI_{\tau}^*(t)$  та  $NDWI_{\tau}^*(t)$  наведені на рис. 3.

Запропоноване рівняння для оцінки ймовірності попадання збудника в екосистему (3) має значні феноменологічні обмеження. У даному рівнянні не враховано гідрогеологічний (рівні та стан ґрунтових вод) та геоморфологічний (рельєф місцевості та ґрунтовий покрив) компоненти. Тому його застосування обмежується метеорологічними спостереженнями та оцінкою стану локальних екосистем. Слід зазначити, що індекси стану екосистем відображають показ-

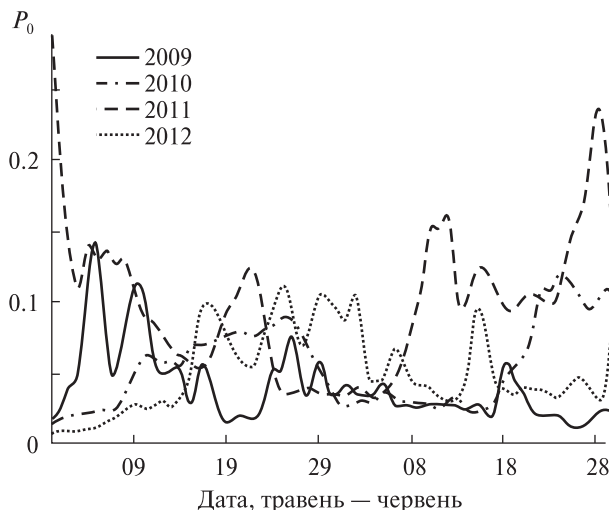


Рис. 4. Ймовірність  $P_0$  попадання збудника в екосистему  $P_0(x, t)$  (30 квітня — 30 червня 2009, 2010, 2011, 2012 рр.)

ники, пов'язані з експозицією схилів (рельєф), розподілом мінералів (ґрунтового покриву), наявністю ресурсів ґрунтових вод, однак у комплексних моделях ці показники бажано враховувати безпосередньо.

Ймовірності попадання збудника захворювання в екосистему  $P_0(x, t)$ , обчислені на основі запропонованого алгоритму, представлено на рис. 4.

#### РИЗИК РОЗВИТКУ ЗБУДНИКА В ЕКОСИСТЕМАХ СУХОДОЛУ ТА МОРЯ

Ймовірність розвитку збудника захворювання в екосистемі можна визначити як функцію температури середовища та наявності нутрієнтів у часі. Перша складова (температура середовища) розраховується у рамках ймовірного інтервалу, що визначає температурний оптимум або через ймовірність перевищення певного рівня температури, необхідної для розвитку збудника. Оцінити наявність та доступність складних композицій нутрієнтів можна шляхом використання показників загальної продуктивності екосистеми як ймовірність досягнення певних значень інтегральних індексів, наприклад індексів спектрального відбиття поверхні, які описують вміст хлорофілу.

Розглянемо окремо випадки розвитку збудника в екосистемах суходолу ( $P_1^{land}$ ) та моря ( $P_1^{sea}$ ):

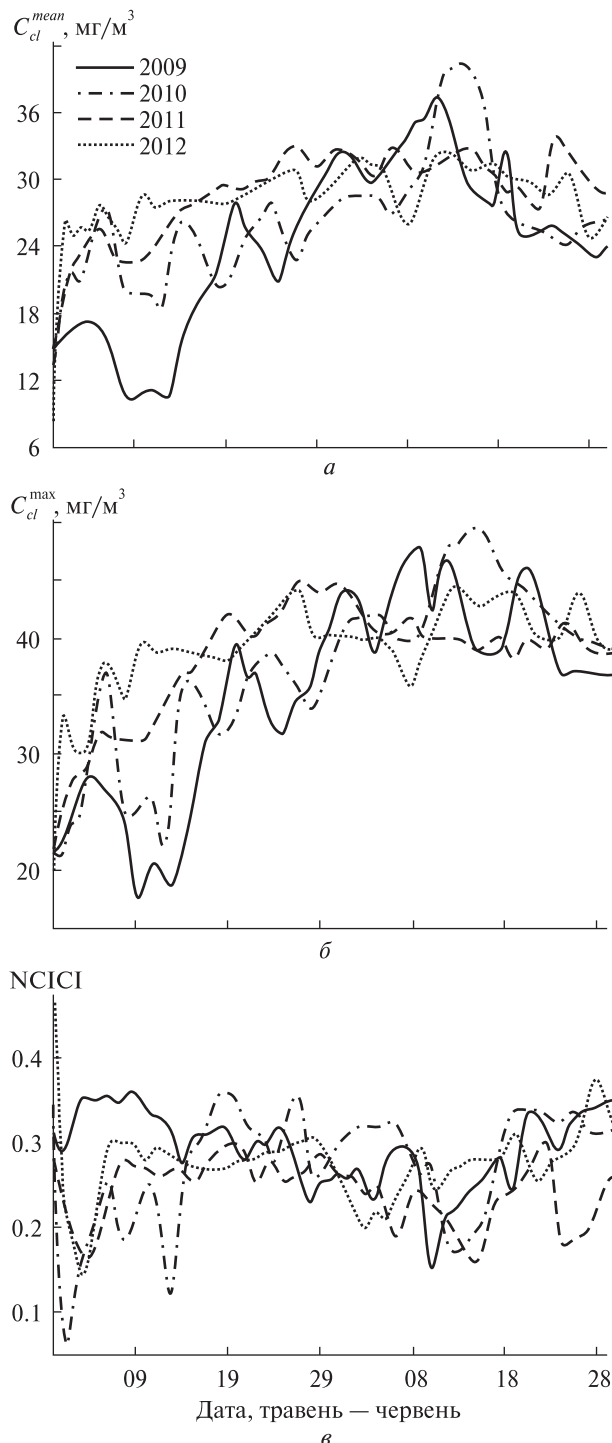


Рис. 5. Розподіли середньої (а), максимальної (б) концентрації хлорофілу та індексу концентрації хлорофілу (в) за даними «MODIS Aqua» (30 квітня — 30 червня 2009, 2010, 2011, 2012 рр.)

$$P_1^{land} = \left( \left| 1 - \frac{T_i}{T_{base}^{ex}} \right| \right)^{1/e^{NDVI_i}} \quad (8)$$

$$P_1^{sea} = \left( \frac{|\beta(t)(T_i) - (T_i^{max} - T_i^{min})|}{T_i^{max.ex}} \right)^{1/e^{NCICI_i}} \quad (9)$$

Тут  $\beta$  — калібрувальний коефіцієнт, який відображає зміни активності планктону при зміні температур поверхні моря та атмосфери (замість температури  $T_i$  повітря в досліджуваній момент часу можна використовувати температуру  $T_i^{SST}$  поверхні моря, отриману за даними ДЗЗ),  $T_i^{max.ex}$  — найбільш очікуване значення максимальної температури повітря за даними багаторічних спостережень.

Коефіцієнт калібрування можна визначити як коефіцієнт регресійної залежності аеродинамічної температури (температури повітря за метеорологічними даними) і температури поверхні моря, обчисленої за даними ДЗЗ для кожного періоду спостереження  $\tau$ :

$$\beta(t, T_i, T_{sst}) = \frac{\sigma_{S\tau}}{\sigma_{t\tau}} \frac{\sum_{i \in \tau} (T_i - T_i^{mean})(T_{sst} - T_{sst}^{mean})}{\sum_{i \in \tau} (T_i - T_i^{mean})^2} \quad (10)$$

де  $t$  — час,  $\sigma_{S\tau}$  — середнє квадратичне відхилення температури поверхні моря на досліджуваному інтервалі часу  $\tau$ ,  $\sigma_{t\tau}$  — середнє квадратичне відхилення температури повітря на досліджуваному інтервалі часу  $\tau$ ,  $T_i$  — температура повітря у досліджуваній момент часу,  $T_{sst}$  — температура поверхні моря у досліджуваній момент часу,  $T_i^{mean}$  — середнє значення температури повітря за досліджуваній період  $\tau$ ,  $T_{sst}^{mean}$  — середнє значення температури поверхні моря за досліджуваній період  $\tau$ . Аналіз використаних даних MODIS за період 30 квітня — 30 червня підтверджує квазілінійність розподілу  $\beta(t)$  на коротких відрізках часу, тобто значення коефіцієнта  $\beta$  слід оцінювати окремо на коротких відрізках часу по 8—12 діб. Отримані значення  $\beta$  лежать у межах  $(0.68-0.72) \pm 0.05$  для досліджуваного інтервалу часу.

Індекс для визначення концентрації хлорофілу  $NCICI$  у нашому випадку визначимо у вигляді

$$NCICI_i = \frac{C_{cli}^{*max} - C_{cli}^{*mean}}{\gamma \cdot C_{cli}^{*max}} \quad (11)$$

Тут  $C_{cl}$  — концентрація хлорофілу у воді, визначена за даними ДЗЗ відповідно до алгоритму [30],  $\gamma(C_{cl}^{max}, C_{cl}^{mean}, T_{sst}, T_i)$  — калібрувальний коефіцієнт, який у загальному випадку залежить від середньої та максимальної концентрації хлорофілу і не може бути визначений з достатньою точністю за наявними на даний момент часу масивами даних. Для досліджуваного періоду даний коефіцієнт був наближено визначений у межах 0.84—1.25 на основі відповідних регресійних залежностей. Приведені значення концентрацій  $C_{cl}^*$  отримуються за алгоритмом, подібним до алгоритму для розрахунку індексів  $NDVI^*$  та  $NDWI^*$ . При цьому полігони  $n$  обираються на основі особливостей течій досліджуваного регіону.

Для розрахунку концентрації хлорофілу використовувалися дані сенсора MODIS Aqua. Отримані залежності наведено на рис. 5.

У наведених вище рівняннях з метою спрощення замість найбільш очікуваних можна використовувати середні значення параметрів. Однак у такому випадку, як зазначено в роботах [13, 14], достовірність отриманих оцінок буде значно нижчою. Це пояснюється тим, що середні розподіли не дозволяють аналізувати короткострокові варіації локальних параметрів (які індукують досліджувані ризики). Приклад аналізу варіабельності показників найбільш очікуваних значень температури повітря та кількості опадів у порівнянні з середніми показниками представлено на рис. 2.

Розраховані на основі запропонованого алгоритму значення ймовірності розвитку збудника захворювання в екосистемах суходолу ( $P_1^{land}$ ) та моря ( $P_1^{sea}$ ) для різних періодів показано на рис. 6.

Таким чином, інтегральну ймовірність розвитку збудника в екосистемах суші та моря можна визначити з виразу

$$P_1 = P_1^{land} \otimes P_1^{sea}, \quad (12)$$

а інтегральна ймовірність виникнення епідемії в регіоні з урахуванням досліджуваних природних (гідрометеорологічних та екологічних) умов дорівнює

$$P_{int} = \xi(\Delta t | \tau - t) P_0 + P_1, \quad (13)$$

де функція  $\xi(\Delta t | \tau - t)$  визначає «час реакції», тобто інтервал часу між прогнозованим пошкод-

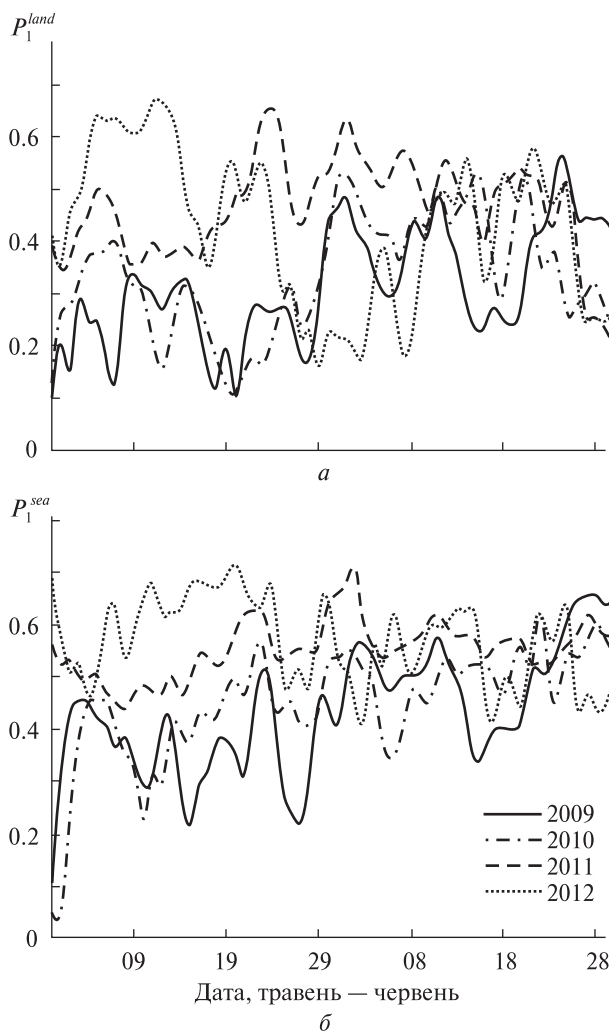


Рис. 6. Ймовірності розвитку збудника в екосистемах:  $a$  — суходолу,  $b$  — моря, обчислені за запропонованим алгоритмом

женням інженерних споруд та достовірним попаданням збудника в екосистему (визначається параметрами стоку, рельєфом місцевості та морфологічними особливостями поверхні). При цьому слід зазначити, що отримані розподіли ймовірностей потрібно усереднювати по періоду, рівному середньому значенню часу інкубаційного періоду захворювання, що розглядається (4—7 діб).

#### ОЦІНКА ДОСТОВІРНОСТІ

Розподіл інтегральної ймовірності виникнення епідемії показано на рис. 7, найменші, найбіль-

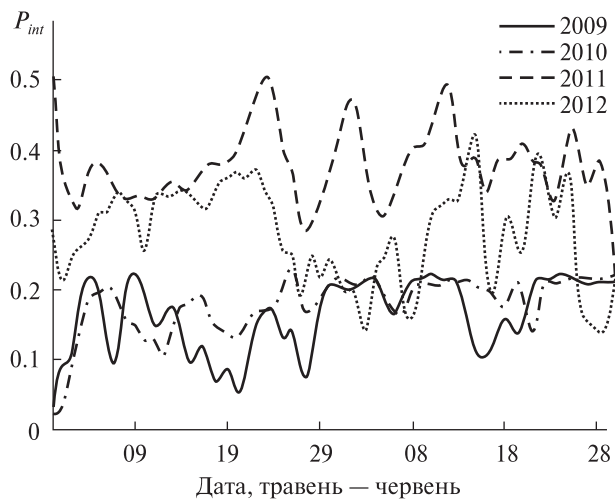


Рис. 7. Інтегральна ймовірність  $P_{int}$  виникнення епідемії в регіоні за спостережуваних природних умов

**Параметри розподілів інтегральної ймовірності виникнення епідемії**

Рік	$P_{int}^{min}$	$P_{int}^{max}$	$\overline{P_{int}}$	$P_{int}^{min}$	$P_{int}^{max}$	$\overline{P_{int}}$
2009	0.03	0.23	$0.16 \pm 0.049$	0.15	0.22	$0.21 \pm 0.01$
2010	0.019	0.25	$0.18 \pm 0.035$	0.15	0.23	$0.21 \pm 0.02$
2011	0.23	0.52	$0.38 \pm 0.045$	0.29	0.52	$0.4 \pm 0.05$
2012	0.098	0.45	$0.28 \pm 0.069$	0.1	0.33	$0.22 \pm 0.06$

ші та середні значення для кожного сезону приведено у таблиці. Видно, що найбільші значення відповідають зареєстрованому епідемічному спалаху у 2011 р.

Обчислена за даними ДЗЗ та даними метеорологічних спостережень ймовірність виникнення та розвитку епідемії в 2011 р. у 4.9 раза перевищує аналогічні показники за 2009 та 2010 рр. та у 1.4 раза показники за 2012 р. на всьому інтервалі дослідження. При цьому пік розвитку епідемії характеризується більш диференційованими значеннями (четверта графа таблиці). Видно, що ймовірність виникнення та розповсюдження епідемії у даний період за 2011 рік перевищує аналогічні показники за 2009, 2010 та 2012 рр. у середньому в 1.9 разів. Це підтверджує коректність та ефективність запропонованого методу оцінки ризиків епідемій, поширення яких пов'язане з варіаціями контрольованих по-

казників (динамікою водних ресурсів та продуктивністю екосистем).

На основі отриманих розподілів можна зробити висновок про те, що проникнення збудника було індуковане порушеннями функціонування дренажних систем, спричинених відносно високими рівнями опадів у період з 30 квітня по 10 травня. Розвиток збудника, який спричинив спалах епідемії, був пов'язаний з підвищенням температури середовища та відповідним збільшенням продуктивності екосистеми у період 13–24 травня 2012 р.

Окремо слід відмітити, що значення  $P_{int}$  за 2012 рік значно вищі (приблизно у 1.6 разів), ніж у 2009 та 2010 рр., у першу чергу за рахунок показника  $P_1^{sea}$ , який характеризує температуру морської поверхні та продуктивність екосистеми моря. Відсутність спалаху епідемії у даний період 2012 року обумовлена відсутністю збудника захворювання, однак сукупність природних умов призвела до іншого негативного екологічного явища — масової загибелі риби в Азовському морі. Масовий мор бичка зафіксовано 23–24 червня на узбережжі Азовського моря Запорізької області. За указаний період комунальними службами приморських міст області зібрано та утилізовано понад 80 тонн мертвої риби. З метою попередження подальшого мору риби для її меліоративного вилову було залучено 25 риболовецьких суден, які за період 23–26 червня вловили 618 тонн бичка [<http://www.zoda.gov.ua/news/15999/>]. Саме на цей період припадає один з піків значення  $P_1^{sea}$  та максимальні розрахункові значення  $P_{int}$  за 2012 рік. Отже, запропонований підхід можна модифікувати для оцінки екологічних ризиків прибережних зон. У такому випадку слід застосовувати інші правила аналізу даних спостережень та усереднення ймовірностей.

Оцінка достовірності отриманих розподілів потребує порівняння з результатами вимірів інтенсивності розповсюдження збудника та захворювання. Найбільш об'єктивним критерієм могла б слугувати динаміка концентрації збудника в окремих компонентах екосистеми. З огляду на відсутність можливості отримання даних такого роду є сенс використовувати дані щодо розповсюдження збудника у популяції (кількість хво-



рих та інфікованих) для визначення достовірності оцінки ймовірності. Тут слід мати на увазі, що пряме порівняння розподілів такого роду некоректне, зважаючи на різну природу даних: розраховані ймовірності описують поведінку природних систем, а дані щодо кількості хворих та інфікованих відносяться до соціальних систем, які підпорядковуються принципово іншим законам. Це означає, що дані мають бути попередньо регуляризовані та нормалізовані. Для оцінювання достовірності отриманих розподілів ймовірностей виникнення та розповсюдження епідемії у порівнянні з розповсюдженням захворювання (кількість хворих та інфікованих) побудовано нормалізований індекс небезпеки захворюваності (disease hazard index):

$$DHI = \frac{N_{\min}^p + (N^d + N^i) - N^h}{N_{\max}^p} \quad (14)$$

Тут  $N^d$  — зареєстрована кількість хворих,  $N^i$  — зареєстрована кількість інфікованих,  $N^h$  — кількість госпіталізованих,  $N^p$  — потенційна кількість хворих, враховуючи латентну форму, інфікованих та носіїв вірусу. Величини  $N_{\max}^p$  та  $N_{\min}^p$  оцінюються на основі непрямих показників, наприклад [24, 28]. Для обчислення значень  $N_{\max}^p$  та  $N_{\min}^p$  можна скористатися алгоритмом [20]:

$$N_i^p = \sum_{i=1}^I \gamma(R_c + 1) \cdot N_{i-1}^i, \quad (15)$$

де  $\gamma$  — ймовірність одужання (визначає середню тривалість періоду інфікування як  $1/\gamma$ ),  $R_c$  — коефіцієнт відтворення збудника, при цьому у процесі обчислення середньомаксимального значення  $N_{\max}^p$  слід враховувати значення  $i > 7$  (яке перевищує тривалість інкубаційного періоду досліджуваного захворювання), а мінімального значення  $N_{\min}^p$  — значення  $i$  від 2 до 5 [20]. Зазначимо, що в середньому значення  $N_{\max}^p$  перевищують значення  $N^d$  у 5.1—6.7 разів, а  $N_{\min}^p$  — у 3.2—4.1 разів.

Цей індекс виражає нормалізовану кількість хворих та інфікованих за досліджуваний період часу відносно найбільш ймовірної максимальної кількості інфікованих з урахуванням середньої можливої тривалості інкубаційного періоду. Врахування даних щодо госпіталізації дає змогу вносити поправки на введення протиепідемічних заходів.

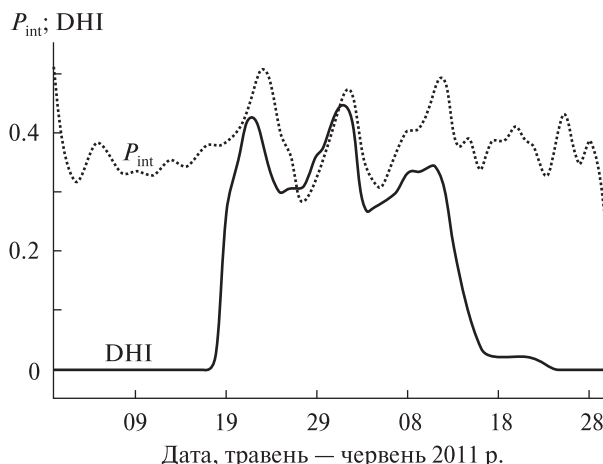


Рис. 8. Розподіл нормованого індексу небезпеки захворюваності  $DHI$  у порівнянні з розрахунковою ймовірністю  $P_{int}$  виникнення епідемії

Порівняння розподілів нормалізованого індексу небезпеки захворюваності та обчисленої ймовірності виникнення епідемії  $P_{int}$  представлено на рис. 8.

Запропонований індекс показує стійку кореляцію зі значеннями інтегральної ймовірності виникнення епідемії  $P_{int}$ , а також з окремими ймовірностями розвитку збудника в екосистемах суходолу ( $P_1^{land}$ ) та моря ( $P_1^{sea}$ ) за період дослідження.

## ВИСНОВКИ

Зважаючи на особливості розвитку епідемії в контрольованих умовах (вплив протиепідемічних заходів), аналіз кореляційної залежності розрахункових ймовірностей та нормалізованого індексу небезпеки захворюваності слід проводити по періоду від зареєстрованого початку спалаху (26—27 травня) до моменту, коли епідемію було взято під контроль, тобто за умови повної ізоляції усіх зареєстрованих хворих та інфікованих (10 червня). За вказаний період коефіцієнт кореляції нормалізованого індексу  $DHI$  та розрахункових ймовірностей  $P_{int}$ ,  $P_1^{land}$  та  $P_1^{sea}$  дорівнює 0.76, 0.57 та 0.82 відповідно (при значеннях  $\sigma = 0.002, 0.004$  та  $0.0005$ ). При цьому значення взаємної кореляції  $P_1^{land}$  та  $P_1^{sea}$  близьке до 0.57 ( $\sigma = 0.04$ ), а показник  $P_{int}$  характеризується стійкими кореляціями з ймовірностями  $P_1^{land}$ ,  $P_1^{sea}$  та  $P_0 - 0.88$  ( $\sigma = 0.00005$ ),  $0.84$  ( $\sigma = 0.0003$ ) та  $0.20$  ( $\sigma =$

= 0.05) відповідно. Кореляційна залежність показників  $DHI$  та  $P_0$  практично відсутня ( $r = 0.09$ ), з максимальним значенням ( $r = 0.21$ ) у період розповсюдження захворювання 19 травня — 10 червня, враховуючи інкубаційний період. Дані результати свідчать про незалежність параметра  $P_0$  та приблизно однаковий вплив параметрів  $P_1^{land}$  та  $P_1^{sea}$  на величину ймовірності  $P_{int}$ . Крім цього, слід звернути увагу, що варіабельність параметра  $P_1^{land}$  значно вища, а вплив процесів, що ним описуються, на розвиток епідемії суттєво менший (приблизно в 1.3 раза) порівняно з параметром  $P_1^{sea}$ . Отримані кількісні розподіли підтверджують характер взаємодії між досліджуваними параметрами у прибережних екосистемах.

Наведені результати можна розглядати як обґрунтування достовірності запропонованого методу оцінки ризиків виникнення епідемічних ситуацій в прибережних екосистемах.

З огляду на характер отриманих розподілів  $NDVI_{\tau}^*(t)$  рівняння розподілу ймовірностей розвитку збудника в екосистемі, у першу чергу в екосистемі суходолу  $P_1^{land}$ , можуть бути оптимізовані за рахунок використання інтегрованих індексів  $VCI$ ,  $VHI$  та  $TCI$  [25, 29] замість  $NDVI$  та показників температури поверхні.

Грунтуючись на отриманих результатах та беручи до уваги досвід робіт у сфері оцінки епідемічних ризиків з використанням даних ДЗЗ [1, 6, 18, 21], запропонований підхід, з деякими модифікаціями, можна використовувати для аналізу ризиків інших епідеміологічних захворювань зі схожими умовами розповсюдження та розвитку (варіабельність метеорологічних факторів, кліматичних показників, динаміка водних ресурсів та зміни продуктивності екосистем), наприклад хантавіруси, гепатит А, вірус Західного Нілу, черевний тиф, жовта лихоманка, малярія та ін. Зважаючи на прогнозовані зміни клімату, актуальність задач оцінки епідемічних ризиків даного роду захворювань значно зростає [3, 9].

1. Beck L. R., Lobitz B. M., Wood B. L. Remote sensing and human health: new sensors and new opportunities // *Emerg. Infectious Diseases*. — 2000. — 6 (3). — P. 217–227.
2. Beguería S. Uncertainties in partial duration series modeling of extremes related to the choice of the threshold value // *J. Hydrology*. — 2005. — 303. — P. 215–230.

3. Bernardi M. Global climate change — a feasibility perspective of its effect on human health at a local scale // *Geospatial Health*. — 2008. — 2. — P. 137–150.
4. Butler J. S., Schachter B. Estimating value at risk with a precision measure by combining kernel estimation with historical simulation // *Rev. Derivatives Res.* — 1998. — 1, N 4. — P. 371–390.
5. Carol A., Leigh C. T. On the covariance matrices used in value at risk // *Models. J. Derivatives*. — 1997. — 4. — P. 50–62.
6. Ceccato P., Ghebremeskel T., Jaiteh M., et al. Malaria stratification, climate, and epidemic early warning in Eritrea // *Amer. J. Trop. Med. and Hyg.* — 2007. — 77, N 6. — P. 61–68.
7. Cholera 2010, WHO weekly epidemiological record. — 2011. — 86 (31). — P. 325–340.
8. Choudhury B. J., Ahmed N. U., Idso S. B., et al. Relations between evaporation coefficients and vegetation indices studied by model simulations // *Remote Sens. Environ.* — 1994. — 50. — P. 1–17.
9. Climate change and humane health: risks and responses / Eds A. J. McMichael, D. H. Campbell-Lendrum, C. F. Corvalan, et al. — WHO, 2003. — 322 p.
10. Davidson A. C., Smith R. L. Models for exceedances over high thresholds // *J. Roy. Statist. Soc. B.* — 1990. — 52. — P. 393–442.
11. Ermoliev Yu., Makowski M., Marti K. Managing Safety of Heterogeneous Systems // *Lect. Notes Econ. and Math. Syst.* — 2012. — 658. — 378 p. — DOI: 10.1007/978-3-642-22884-1.
12. Ermoliev Yu., Wets R. J.-B. Nonlinear programming techniques in stochastic programming // *Numerical Techniques for Stochastic Optimization Problems* / Eds Yu. Ermoliev, R. J.-B. Wets. — Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag, 1988. — 10. — P. 95–122. — (Series in Computational Mathematics).
13. Ermoliev Yu., Winterfeldt D. Risk, security and robust solutions // *IIASA Interim Report, IR-10-013*, IIASA. — 2010. — 41 p.
14. Ermoliev Yu., Winterfeldt D. Systemic risk and security management // *Lect. Notes Econ. and Math. Syst.* — 2012. — 658. — P. 19–49. — DOI: 10.1007/978-3-642-22884-1.
15. Gao B. C. Normalized difference water index for remote sensing of vegetation liquid water from space // *Proc. SPIE*. — 1995. — 2480. — P. 225–236.
16. García-Ruiz J. M., Arnáez J., White S. M., et al. Uncertainty assessment in the prediction of extreme rainfall events: An example from the central Spanish Pyrenees // *Hydrological Processes*. — 2000. — 14. — P. 887–898.
17. Gething P. M., Noor A. M., Gikandi P. W., et al. Improving imperfect data from health management information systems in Africa using space-time geostatistics // *PLoS Med.* — 2006. — 3 (6): e271. — P. 825–831. — DOI: 10.1371/journal.pmed.0030271.
18. Glass G. E., Cheek J. E., Patz J. A., et al. Using remotely sensed data to identify areas at risk for hantavirus pulmo-

- nary syndrome // Emerg. Infectious Diseases. — 2000. — 6 (3). — P. 238—247.
19. Global defense against the infected disease threat / Ed. by Mary Kay Kindhauser. — Geneva: WHO, 2003. — 242 p.
  20. *Haccou P., Jagers P., Vatutin V. A.* Branching processes: Variation, growth, and extinction of populations. — Cambridge: Univ. Press & IASAS, Edinburg, UK. — 2005. — 316 p.
  21. *Herbreteau V., Demoraes F., Khaungaew W., et al.* Use of geographic information system and remote sensing for assessing environment influence on leptospirosis incidence, Phrae province, Thailand // Int. J. Geoinformatics. — 2006. — 2 (4). — P. 43—50.
  22. *Hosking J. R. M.* L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics // J. Roy. Statist. Soc. B. — 1990. — 52. — P. 105—124.
  23. *Jackson R. D., Slater P. N., Pinter P. J.* Discrimination of growth and water stress in wheat by various vegetation indices through clear and turbid atmospheres // Remote Sens. Environ. — 1983. — 15. — P. 187—208.
  24. *King A. A., Ionides E. L., Luckhurst J., Bouma M. J.* Inapparent infections and cholera dynamics // Nature. — 2008. — 454 (7206). — P. 877—880.
  25. *Kogan F. N.* Application of vegetation index and brightness temperature for drought detection // Adv. Space Res. — 1995. — 15. — P. 91—100.
  26. *Magny G. C. de, Long W., Brown C. W., et al.* Predicting the distribution of *Vibrio* spp. in the Chesapeake Bay: A *Vibrio cholerae* case study // ECOHEALTH. — 2009. — 6(3). — P. 378—389. — DOI: 10.1007/s10393-009-0273-6
  27. *Pickands J.* Statistical inference using extreme order statistics // Ann. Statist. — 1975. — 3. — P. 119—131.
  28. *Sack D. A., Sack R. B., Nair G. B., Siddique A. K.* Cholera // Lancet. — 2004. — 363 (9404). — P. 223—233. — DOI:10.1016/S0140-6736(03)15328-7.
  29. *Singh R. P., Roy S., Kogan F.* Vegetation and temperature condition indices from NOAA AVHRR data for drought monitoring over India // Int. J. Remote Sens. — 2003. — 24 (22). — P. 4393—4402. — DOI: 10.1080/0143116031000084323.
  30. *Werdell P. J., Franz B. A., Bailey S. W., et al.* Approach for the long-term spatial and temporal evaluation of ocean color satellite data products in a coastal environment // Proc. SPIE. — 2007. — 6680. — 12 p. — DOI: 10.1117/12.732489.

Стаття надійшла до редакції 25.10.12

Ю. В. Костюченко, М. В. Ющенко,  
І. М. Копачевський, Д. М. Солов'єв, Ю. Г. Белоус

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ДАННЫХ ДЗЗ ДЛЯ ОЦЕНКИ ЭПИДЕМИЧЕСКИХ (И СОЦИОЭКОЛОГИЧЕСКИХ) РИСКОВ В ПРИБЕРЕЖНЫХ РЕГИОНАХ (НА ПРИМЕРЕ АНАЛИЗА ВСПЫШКИ ХОЛЕРЫ В Г. МАРИУПОЛЬ В 2011 Г.)

Рассматривается вопрос оценки эпидемических (социо-экологических) рисков по данным ДЗЗ и наземным метеорологическим измерениям. Предложен подход к оценке

комплексного риска, который базируется на оценках вероятностей, связанных с возникновением и распространением эпидемий. Метод анализа риска проникновения возбудителя в экосистему базируется на модифицированном уравнении Парето с учетом вариаций региональных осадков и способности локальных экосистем поглощать и задерживать воду. Для повышения эффективности прогнозирования рисков предложен метод расчета наиболее ожидаемых распределений изучаемых величин, которые используются вместо средних значений. В качестве индикаторов ДЗЗ предлагается использовать нормализованные вегетационный и водный индексы (NDVI и NDWI). Предложены методы оценки риска развития возбудителя эпидемии в экосистемах суши и моря. Представлен усовершенствованный метод пространственно-временной регуляризации данных наблюдений спектральных индексов ДЗЗ. Приведены значения калибровочных, масштабных и весовых коэффициентов для использованных сенсоров и региональных данных. Рассчитаны значения отдельных и интегральных вероятностей возникновения и распространения эпидемии в регионе по периоду 2009—2012 гг. Предложен контрольный параметр для сравнения полученных результатов со статистическими данными о зарегистрированных случаях заболеваний холерой.

Yu. V. Kostyuchenko, M. V. Yushchenko,  
I. M. Kopachevsky, D. M. Solovyov, Yu. H. Bilous

THE USE OF REMOTE SENSING DATA FOR EPIDEMIC (SOCIO-ECOLOGICAL) RISK ASSESSMENT IN COASTAL REGIONS (CASE STUDY: CHOLERA OUTBREAK IN MARIUPOL, 2011)

We consider the use of satellite observations and meteorological data for the analysis of epidemic and socio-ecological risks. We propose an approach to the assessment of the integrated risk which is based on the estimation of probabilities of the epidemic genesis and spread. Our procedure for the analysis of the risk of causative agent penetration to an ecosystem is based on the modified Pareto equation with taking into account of precipitation variations and the water absorption capability of local ecosystems. To increase the forecasting efficiency, a procedure for the calculation of most expected distributions of investigated values (instead of mean distributions) is proposed. Normalized Difference Vegetation Index and Normalized Difference Water Index (NDVI and NDWI) are used as the remote indicators. Some approaches to the analysis of development risk for the epidemic in the land and sea ecosystems are proposed. A problem oriented advanced method of spatial-temporal regularization of multispectral satellite observations (including spectral reflectance indexes analysis) is given. Corresponding values of scale factors, weight coefficients, and fitness functions are calculated for used satellite sensors and regional data. Using the algorithms proposed, the separate and integrated probabilities of the epidemic genesis and spread in the region under study are calculated for 2009—2012. Control parameter for comparing with disease statistics is proposed.