

УДК 004.8

**КОНЦЕПТУАЛЬНЕ МОДЕЛЮВАННЯ СПАЛАХІВ ЛІСОВИХ
ПОЖЕЖ НА ОСНОВІ ОНТОЛОГІЧНОГО ПІДХОДУ
DATAMINING. ЧАСТИНА 1**

**М. РАДОВАНОВІЧ, Я.І. ВИКЛЮК, М. МІЛЕНКОВІЧ, А. ЙОВАНОВІЧ,
Д. ВУКОВІЧ, М. СТЕВАНЧЕВІЧ, Н.О. МАЦЮК, Т.Б. ЛЕКО**

Протестовано геліоцентричну гіпотезу причин спалахів лісових пожеж. Знайдено докази кореляції між раптовим надходженням заряджених частинок з боку сонця і виникненням лісових пожеж із затримкою від одного до чотирьох днів. Проведено порівняльний аналіз методів ANFIS та нейронних мереж у задачі пошуку функціональної залежності між виникненням лісових пожеж і факторами, що характеризують сонячну активність. Використано декілька методів аналізу (методи усунення сезонності, *R/S*-аналіз, DataMining) для встановлення потенційних зв'язків між коливаннями певних параметрів, що характеризують сонячну активність, і виникненням лісових пожеж з урахуванням затримки в часі. Знайдено наявність взаємозв'язку і розроблено прогностичний сценарій, який засновано на ANFIS та нейромережевих технологіях. Ці методи, в деяких випадках, дозволяють досягнути точності прогнозування до 93%.

ВСТУП

Лісові пожежі є важливою екологічною проблемою, особливо тому, що адекватних заходів їх запобігання не існує, точніше, здатності запобігти поширенню вогню. Немає спільної думки про походження багатьох лісових пожеж. Згідно аналізу даних FAO, в Європі на період з 1999 по 2001 рік зареєстровано 42,7 % випадків виникнення пожеж, причини яких невідомі [1].

Як показано в роботі [2], в середньому причинами спалахів загальної кількості лісових пожеж у країнах Балканського півострова на період з 1988 по 2004 рік є людський фактор (58,8 %), 3,3 % — природний фактор; 37,9 % — мають невідоме походження. Найбільший відсоток виникнення пожеж людського походження було зафіксовано в Хорватії (75,3 %), а найменший — в Болгарії (30,4 %). З іншої сторони, Болгарія має найбільший відсоток невідомих причин виникнення лісових пожеж (67,9 %).

Загальна кількість лісових пожеж, зафіксованих у Португалії, склала 25221 в 2011 році, при чому 40 % зафіксованих випадків — пожежі з невідомих причин, а у Німеччині з 888 пожеж у тому ж році — 48 %. З іншого боку, в Угорщині причиною 95 % пожеж є діяльність людини. В цілому,

дослідження щодо лісових підпалів у 2011 році здійснювалося Територіальним Гарнізоном італійського лісового корпусу, в результаті чого відбулися судові засідання над 455 людьми, в тому числі 9 з них було заарештовано або взято під варту за звинуваченням у скоєні підпалу лісу. Загальна кількість лісових пожеж, зафіксованих в Італії у 2011 році, склала 8181 [3].

Джерела, з яких було завантажено дані для вивчення (число пожеж у США), показують, що всі пожежі, які сталися, належать до людської діяльності (85,5%) або удару блискавки (14,5%). Відомо, що блискавка може бути також важливим фактором, яка спричиняє виникнення пожежі [4]. Тим не менш, існують багато інших гіпотез. Адже блискавки, в основному, з'являються з появою опадів, а кількість опадів у таких ситуаціях визначає, чи вогонь поширюватиметься чи згасне [5]. Однак, відсутність більш детальних досліджень на цю тему залишає відкритим наступне питання: в якій мірі електричні розряди відіграють роль у початковій фазі явища пожежі? В роботі [6] стверджується: «В період з 1990 по 1998 рік в Арізоні і Нью-Мексико на федеральній землі США під час пожежонебезпечного сезону з квітня по жовтень спостерігалось більше 17 000 природніх пожеж. Удари блискавок, пов'язаних з цими пожежами, склали менше, ніж 0,35% усіх зареєстрованих випадків загоряння, що сталися під час пожежонебезпечного сезону протягом цього часу».

Згідно з [7], у період з 1961 по 1993 рік у змішаних лісах у провінції Альберта (Канада) 67,6% пожеж були спричинені блискавками. Останні дослідження показали, що блискавки є причиною майже 1/2 аналізованих випадків спалахів лісових пожеж. У Канаді за період з 1991 по 2000 рік з близько 8000 лісових пожеж, що сталися за рік, для 48% випадків причиною займання стала блискавка [8]. В роботі [9] висунуто гіпотезу, що в Західному Сибіру майже всі пожежі викликані блискавками. Отже, можна прийти до висновку, що наявні дані в науковій літературі про вплив блискавок на спалахи лісових пожеж є суперечливими.

Як відомо, існує прямий зв'язок між відносно високими температурами повітря і географічним розташуванням пожежі, але цей факт також не має достатнього пояснення. Добре відомо, що необхідно, як мінімум, 300°C для згаданої початкової фази пожежі [10]. Варто відзначити, що таку високу температуру повітря ніколи не було зафіксовано на Землі за допомогою стандартних метеорологічних пристроїв, навіть у випадку дослідження температури ґрунту.

Ґрунтуючись на цих результатах, можна побачити, що відсоток пожеж, спричинений людським фактором, є невеликим. Згідно аналізу літературних джерел, відсоток непояснених причин пожеж варіюється від ~ 43% випадків до 95% (у випадку Угорщини). Дані, які свідчать, що удари блискавок є причинами пожеж, також суперечливі. Відсотки коливаються від 0,35% у випадку Арізоні і Нью-Мексико до майже 100% у Західному Сибіру. Припущення, що звичайними явищами ми можемо пояснити більшість пожеж, приведено в роботі [11]: «Крім того, ми виявили, що, при відносно великих просторових і часових масштабах (тобто, штати і століття), зміна частоти та місцерозташування пожеж практично не залежать від місцевих факторів, таких як тип рослинності, рельєф, випас худоби і підпали».

Беручи до уваги результати, представлені в роботі [12], було висунуто «геліоцентричну гіпотезу», згідно якої лісові пожежі без встановлених причин виникають у результаті масового спалювання рослин під дією заряджених частинок, що приходять до нас від сонця. Припущено, що місцезростащування джерела пожежі корелює з раптовим надходженням зазначених частинок до нашої планети.

Мета роботи — встановлення в рамках геліоцентричної гіпотези функціональної залежності між кількістю лісових пожеж та характеристиками сонячної активності за допомогою методів SoftComputing, таких як *R/S*-аналіз, ANFIS та нейронні мережі.

МАТЕРІАЛИ І МЕТОДИ

Для перевірки гіпотези використовувались статистичні дані по США. Такий вибір обґрунтовується наявністю великого обсягу статистичних даних про пожежі на відносно великій площі і на щоденній основі. У дослідженні використовувались дані з травня по жовтень 2004–2007 рр. Дані про лісові пожежі містяться на сайті [13]. Інформацію про кількість нових невеликих пожеж (F^{small}), а також про нові великі пожежі (F^{large}), було використано як вихідні параметри моделей. Відповідно до цього джерела, існують великі (значні) пожежі: які перевищують 300 акрів трави або 100 акрів лісу. Дані про потік протонів, електронів і сонячного потоку розміщено на сайті [14]. Дані про швидкість сонячного вітру (км/с), розміщено на сайті [15]. У розрахунках використовувались максимальні значення на щоденній основі. Отже, вхідні параметри (показники сонячної активності) були обрані наступним чином: X_1 — потік протонів >1 MeV; X_2 — потік протонів >10 MeV; X_3 — потік протонів >100 MeV; X_4 — потік електронів $>0,6$ MeV; X_5 — потік електронів >2 MeV; X_6 — індекс F10.7 (міра рівня шуму, генерованого сонцем на довжині хвилі 10,7 см на орбіті Землі); X_7 — швидкість сонячного вітру.

Випромінювання Сонця в радіодіапазоні довжин хвиль пов'язане, насамперед, з корональною плазмою в пастці магнітних полів, розміщених в активній області. Це чудовий показник загального рівня сонячної активності. Важливо відзначити, що дані, пов'язані з сонячною активністю, завантажуються з АСЕ супутника, який знаходиться між Землею і Сонцем. Попередні дослідження показали, що в певних ситуаціях існують невеликі причинно-наслідкові зв'язки між різким припливом протонів і/або електронів та виникненням пожежі на відносно великих площах [16–18]. Враховуючи, що деякі райони можуть бути під впливом обох типів заряджених частинок, або одного з них, (X_6) та (X_7) було обрано в якості показників сонячної активності. Навчальний період відноситься до останньої фази сонячного циклу — 23. У квітні 2008 року сонячна активність була мінімальною, отже в роботі була проаналізована ситуація, що характеризується тривалим спадом сонячної активності.

Як видно з рис. 1 (а, б), на графіках спостерігаються циклічні спалахи пожеж F^{small} та F^{large} . Це пов'язано із сезонним підняттям температури

у літні періоди. Крім цього, можна побачити, що протягом всього досліджуваного періоду на фоні сезонних коливань спостерігаються раптові спалахи лісових пожеж. Інтенсивність їх виникнення не залежить від часу. Саме ці спалахи можуть бути пов'язані із сонячною активністю. Тому слід спочатку позбутись сезонної компоненти шляхом розкладання часових рядів F^{small} та F^{large} на компоненти з використанням адитивної моделі. Адитивна часова модель у нашому випадку має вигляд [19]: $F^{\text{small(large)}} = T^{\text{small(large)}} + S^{\text{small(large)}} + \tilde{F}^{\text{small(large)}}$, де $T^{\text{small(large)}} = \{t_j^{\text{small(large)}}\}_{j=1,n}$ — трендова компонента кількості малих (великих) пожеж; n — кількість спостережень (у нашому випадку $n = 710$ — днів у період з травня по жовтень 2004–2007 рр.); $S^{\text{small(large)}} = \{s_j^{\text{small(large)}}\}_{j=1,n}$ — сезонна компонента — кількість малих (великих) пожеж, що пов'язані з підвищенням (зниженням) температури протягом року або із впливом туристів на появу лісових пожеж; $\tilde{F}^{\text{small(large)}} = \{\tilde{f}_j^{\text{small(large)}}\}_{j=1,n}$ — флуктуаційна компонента, що пов'язана з такими параметрами, як, наприклад, сонячна активність. Видаливши сезонну складову та тренд, отримано часові ряди для дослідження впливу сонячної активності на виникнення малих і великих лісових пожеж $\tilde{F}^{\text{small(large)}}$. Для цього було використано класичний метод індексів сезонності [20]. Методика видалення сезонної та трендової складової полягає в таких діях.

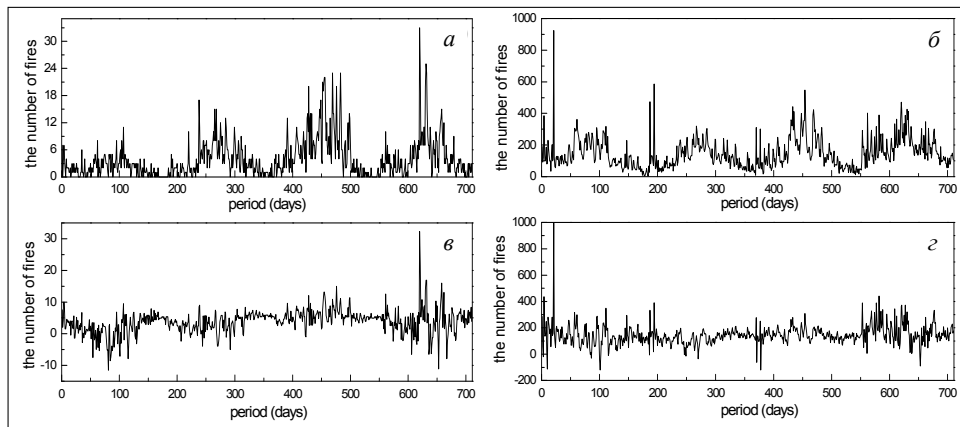


Рис. 1. Кількість великих (а), (в) і невеликих (б), (г) пожеж. Реальні дані (а), (б); дані з усунутою сезонною складовою (в), (г)

Крок 1. Згладжування часових рядів F^{small} та F^{large} за допомогою ковзної середньої.

Крок 2. Розрахунок сезонної компоненти $S^{\text{small(large)}}$ таким чином:

- знаходження центрованої ковзної середньої. Цей крок необхідний через зміщення отриманих значень середнього арифметичного щодо реальних значень часового ряду;
- розрахунок корегуального коефіцієнта, що передбачає — сума всіх індексів сезонності має дорівнювати нулю. Таким чином сезонні ефекти для всього річного циклу компенсують один одного в адитивній моделі.

Значення сезонної компоненти, отримані таким чином, представляють відношення кількості пожеж у той чи інший день року до середнього числа пожеж за рік. Отже, були отримані як позитивні, так і негативні значення компонент часових рядів.

Крок 3. Видалення сезонної компоненти з вихідних часових рядів. Таким чином, отримано часові ряди числа лісових пожеж без сезонних впливів:

$$\hat{F}^{\text{small}(\text{large})} = F^{\text{small}(\text{large})} - S^{\text{small}(\text{large})} = T^{\text{small}(\text{large})} + \tilde{F}^{\text{small}(\text{large})}$$

Крок 4. Видалення трендової компоненти з $\hat{F}^{\text{small}(\text{large})}$ методом найменших квадратів [21]. Таким чином було отримано часові ряди $\tilde{F}^{\text{small}(\text{large})}$, які використовувались для ідентифікації функціональної залежності між сонячною активністю і появою лісових пожеж.

Для перевірки гіпотези наявності функціональної залежності між компонентами сонячної активності та спалахами лісових пожеж було проведено кореляційний аналіз між параметрами X_i та кількістю пожеж $\tilde{F}^{\text{small}(\text{large})}$ з урахуванням часу затримки (лагу) між настанням пожеж і сонячною активністю. Результати цього аналізу показані в табл. 1. Як можна побачити, будь-який коефіцієнт кореляції не перевищує 0,2. Це означає, що немає ніяких лінійних зв'язків між згаданими факторами. Тому варто застосовувати методи нелінійного аналізу, щоб перевірити гіпотезу про функціональний взаємозв'язок між виникненням пожеж і сонячною активністю.

Таблиця 1. Коефіцієнти кореляції між вхідними ($X_i, i = \overline{1,7}$) і вихідними ($\tilde{F}_L^{\text{small}(\text{large})}$) параметрами залежно від лагу $L = \overline{0,5}$

Вхідні параметри Кількість пожеж	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
$\tilde{F}_0^{\text{large}}$	-0,02	0,01	0,00	0,04	-0,02	-0,15	0,05
$\tilde{F}_1^{\text{large}}$	-0,04	-0,03	-0,01	0,02	-0,04	-0,16	0,04
$\tilde{F}_2^{\text{large}}$	-0,04	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,17	0,02
$\tilde{F}_3^{\text{large}}$	-0,04	-0,03	-0,03	-0,01	-0,02	-0,18	0,02
$\tilde{F}_4^{\text{large}}$	-0,05	-0,03	-0,03	-0,01	-0,02	-0,18	0,02
$\tilde{F}_5^{\text{large}}$	-0,02	-0,02	-0,02	0,01	-0,04	-0,19	0,02
$\tilde{F}_0^{\text{small}}$	-0,02	-0,01	-0,01	0,03	-0,02	0,09	-0,04
$\tilde{F}_1^{\text{small}}$	0,01	0,01	-0,01	0,00	-0,02	0,09	-0,03
$\tilde{F}_2^{\text{small}}$	-0,02	0,02	0,01	0,00	-0,01	0,07	-0,03
$\tilde{F}_3^{\text{small}}$	-0,04	-0,02	0,03	0,01	0,02	0,07	-0,02
$\tilde{F}_4^{\text{small}}$	-0,05	-0,04	0,01	0,01	0,04	0,07	-0,07
$\tilde{F}_5^{\text{small}}$	-0,03	-0,03	-0,02	0,00	0,03	0,05	-0,07

R/S -АНАЛІЗ

Для визначення ступеня стохастичності часових рядів вхідних і вихідних параметрів було використано R/S-аналіз [22–24]. R/S-аналіз дозволяє

встановити факт наявності довгострокової пам'яті у часових рядів. Для цього було використано таке співвідношення [25]:

$$R/S = cn^H, \quad (1)$$

де R/S — нормований розмах, тобто відношення часткових сум відхилень часових рядів від його середнього, масштабований за допомогою стандартного відхилення, c — константа, H — коефіцієнт Херста.

Це рівняння було розв'язане для кожної із змінних X_i й вихідних часових рядів \tilde{F}^{large} та \tilde{F}^{small} . У цій роботі наведено приклад аналізу \tilde{F}^{large} . Інші часові ряди аналізуються аналогічно.

Спочатку часовий ряд \tilde{F}^{large} з довжиною n перетворюється на послідовність $F = \{f_j\}_{j=1, n-1}$, де $f_j = \ln \left(\frac{\tilde{f}_j^{\text{large}}}{\tilde{f}_{j-1}^{\text{large}}} \right)$. Після цього цей часовий ряд розділяється на A суміжних підперіодів з довжиною l . Кожен підперіод позначено L^a , $a = \overline{1, A}$; кожний елемент підперіоду — $f_{(a-1)l+k}$, $k = \overline{1, l}$. Тоді для кожного підперіоду визначається середнє значення $\overline{f^a} = \frac{1}{l} \sum_{k=1}^l f_{(a-1)l+k}$ й величина накопичених сум:

$$R^a = \max_a \left(\left\{ \sum_{k=1}^l (f_{(a-1)l+k} - \overline{f^a}) \right\} \right) - \min_a \left(\left\{ \sum_{k=1}^l (f_{(a-1)l+k} - \overline{f^a}) \right\} \right).$$

Стандартне відхилення S^a для кожного підперіоду визначається як

$$S^a = \sqrt{\frac{1}{l} \sum_{k=1}^l (f_{(a-1)l+k} - \overline{f^a})^2}. \quad (2)$$

Кожна величина накопичених сум R^a нормалізується шляхом ділення її на відповідне стандартне відхилення S^a . Тоді середнє значення $(R/S)_l$ для підперіоду довжиною l матиме вигляд:

$$(R/S)_l = \frac{1}{A} \sum_{a=1}^A \frac{R^a}{S^a}. \quad (3)$$

Аналогічні розрахунки проводяться збільшуючи довжини підперіодів з l до $(n-1)/2$. Коефіцієнт Херста (H_l) визначається шляхом розв'язання рівняння лінійної регресії у логарифмічному поданні:

$$\log((R/S)_l) = \log(c) + H_l \log(l). \quad (4)$$

Значення коефіцієнта Херста інтерпретуються наступним чином [26]:

- якщо $H = 0,5$, то часові ряди є стохастичними («білий шум»);
- якщо $0,5 < H < 1$, то часовий ряд характеризується персистентністю, тобто властивістю тривалої пам'яті («чорний шум»);

• якщо $0 < H < 0,5$, то часові ряди є антиперсистентні, тобто часовий ряд змінюється швидше, ніж у випадку випадкового процесу («рожевий шум»).

Використання критеріїв персистентності чи антиперсистентності часових рядів дозволяє прогнозувати розвиток досліджуваного часового ряду у відносно простій формі на базі своєї історії.

На основі коефіцієнту Херста було розраховано інший показник — фрактальна розмірність D :

$$D = 2 - H. \quad (5)$$

Фрактальна розмірність є кількісною характеристикою, яка характеризує зміну графіка часового ряду залежно від масштабу, тобто ступінь самоподібності. Результати цих обчислень наведено в табл. 2. Як видно з табл. 2, середнє значення коефіцієнтів Херста для X_{1-5} є близьким до 0,5. Це означає, що ці часові ряди описують випадкові процеси.

Таблиця 2. Результати R/S -аналізу для часових рядів

Змінна	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	\tilde{F}^{small}	\tilde{F}^{large}
Коефіцієнт Херста	0,58	0,56	0,49	0,56	0,55	0,92	0,69	0,72	0,93
Фрактальна розмірність	1,42	1,44	1,51	1,44	1,45	1,08	1,31	1,28	1,07

На відміну від них, коефіцієнт Херста, що знаходиться у межах 0,69 – 0,72 (для X_7 , \tilde{F}^{small}) та 0,92–0,93 (для X_6 , \tilde{F}^{large}), означає, що для цих часових рядів зміна значень факторів залежить від попередніх періодів. Таке значення коефіцієнту Херста для X_6 , X_7 , \tilde{F}^{small} , \tilde{F}^{large} означає, що ці процеси є фракталами і для їх дослідження не може бути використано класичну лінійну статистику. Подібність величини фрактальної розмірності (5) для X_7 — \tilde{F}^{small} та X_6 — \tilde{F}^{large} означає наявність однакових правил у зміні структури графіку часового ряду в залежності від масштабу. Таким чином, можна висунути гіпотезу, що вищезазначені пари часових рядів або строго залежать від однакових «третіх» факторів, або залежні один від одного [27]. У цьому випадку необхідно застосувати методи нелінійної алгебри для встановлення функціональної залежності. Задача пошуку прихованих залежностей у великих базах даних відноситься до задач DataMining. Тому в роботі було досліджено та проведено порівняльний аналіз моделей на основі гібридних нейронних мереж ANFIS та багатошарових нейронних мереж.

У загальному випадку, задача зводиться до знаходження залежності у вигляді: $M^{\text{small(large)}}: X_1 \times \dots \times X_7 \rightarrow \tilde{F}^{\text{small(large)}}$. Для врахування часової затримки (lag), було сформовано дві навчальні множини у вигляді кортежів:

$$Tr^{\text{small}} = \left\{ \left\langle \bar{x}_{1,j-L}, \dots, \bar{x}_{1,j-L}, \tilde{f}_j^{\text{small}} \right\rangle \right\}_{j=1, \dots, n}, \quad (6)$$

$$Tr^{\text{large}} = \left\{ \left\langle \bar{x}_{1,j-L}, \dots, \bar{x}_{1,j-L}, \tilde{f}_j^{\text{large}} \right\rangle \right\}_{j=1, \dots, n}, \quad (7)$$

де L — lag, $\bar{x}_{i,j}$ — нормовані компоненти часових рядів X_i ,

$$\left(\bar{x}_{i,j} = \frac{x_{i,j} - \min(X_i)}{\max(X_i) - \min(X_i)} \right).$$

Необхідність нормалізації всіх вхідних параметрів зумовлено значною різницею між абсолютними значеннями max–min компонентів окремих вхідних векторів, що можуть змінюватися від одного до п’яти порядків (наприклад X_i і X_6). Також наявною є велика різниця між абсолютними значеннями різних вхідних векторів. Наприклад: $\max(X_4) - \max(X_6) \approx 10^{11}$, $\min(X_4) - \min(X_6) \approx 10^8$ (табл. 3). Комп’ютерний розрахунок без нормалізації цих даних призводить до значних помилок заокруглення, що повністю нівелює адекватність моделі [28–37].

Таблиця 3. Статистичні характеристики вхідних та вихідних параметрів

Статистичні характеристики Параметри моделі	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	\tilde{F}^{small}	\tilde{F}^{large}
Max	1100000000	74000000	500000	180000000000	9300000000	175	1005	996	32
Min	55000	11000	2100	230000000	650000	65	276	-121	-12
Average	8523106	404424	5487	21438042254	182332930	87	478	144	4
Average of \bar{X}_i	0,008	0,005	0,007	0,118	0,020	0,200	0,276	–	–

Для визначення часової затримки між спалахами на сонці та настанням пожеж було створено по 6 навчальних вибірок для побудови моделей як для малих лісових пожеж, так і для великих, при $L = \overline{0,5}$ ($\tilde{f}_j^{\text{small(large)}} = M_L^{\text{small(large)}}(\bar{x}_{1,j-L}, \dots, \bar{x}_{7,j-L})$). Для кожної з вибірок проводилось навчання окремої нейронної мережі. Після чого проводився аналіз точності для кожного лагу окремо. Це дало змогу визначити найкращу модель та затримку між подіями (в наближенні однакового лагу для всіх вхідних параметрів).

Результати дослідження в рамках геліоцентричної гіпотези та порівняльний аналіз отриманих моделей методами нейронних мереж та ANFIS буде наведено в другій частині роботи.

ЛІТЕРАТУРА

1. Radovanovic M., Gomes J. Solar Activity and Forest Fires. — Nova Science Publishers Inc, 2009. — 109 p.
2. Nikolov N. Global Forest Resources Assessment 2005 – Report on fires in the Balkan Region. Forestry Department / N. Nikolov, Fire Management Working Papers FM/11/E, Rome, 2006. — 38 p.

3. *Forest Fires in Europe, Middle East and North Africa 2011*. [G. Schmuck, J. San-Miguel-Ayanz, A. Camia, et al.], Publication office of the European union, 2012. — 108 p.
4. *Incident Management Situation Report Archives*. — <http://www.predictiveservices.nifc.gov/intelligence/archive.htm>.
5. *Kourtz P.H., Todd J.B.* Predicting the daily occurrence of lightning-caused forest fires / Forestry Canada, Petawawa National Forestry Institute, Chalk River, Ontario. — Information Report PI-X-112, 1991. — 26 p.
6. *Hall L.B.* Precipitation associated with lightning-ignited wildfires in Arizona and New Mexico // *Int. J. Wildland Fire*. — 2007. — 16 (2). — P. 242–254.
7. *Cumming S.G.* Forest type and wildfire in the Alberta boreal mixedwood: What do fires burn? // *Ecol. Appl.* — 2001. — 11 (1). — P. 97–110.
8. *Wotton M.B., Stockan J.B., Martell L.D.* An index for tracking sheltered forest floor moisture within the Canadian Forest Fire Weather Index Systemton // *Int. J. Wildland Fire*. — 2005. — 14(2). — P. 169–182.
9. *Sannikov S.N., Zakharov A.I., Smol'nikova L.G., Sannikova N.S.* Forest fires caused by lightning as an indicator of connections between atmosphere, lithosphere, and biosphere // *Ekologiya*. — 2010. — 41(1). — P. 1–6.
10. *Viegas D.X.* Forest fire propagation // *Phil. Trans. R. Soc. London Ser. A*. — 1998. — P. 2907–2928.
11. *Guyette P.R., Stambaugh C.M., Dey C.D., Muzika R.M.* Predicting Fire Frequency with Chemistry and Climate Ecosystems // *Ecosystems*. — 2012. — 15(2). — P. 322–335.
12. *Gomes J., Radovanovic M.* Solar activity as a possible cause of large forest fires — a case study: Analysis of the Portuguese forest fires // *Sci. Total Environ.* — 2008. — 394 (1). — P. 197–205.
13. *Incident Management Situation Report (IMSR) Archives*. — <http://www.predictive-services.nifc.gov/intelligence/archive.htm>.
14. *SWPC Anonymous FTP Server Historical SWP Products from 1996 to 2008*. — <http://www.swpc.noaa.gov/ftpmenu/warehouse.html>.
15. *MTOF/PM Data by Carrington Rotation*. — <http://umtof.umd.edu/pm/crn/>.
16. *Ducic V., Milenkovic M., Radovanovic M.* Contemporary Climate Variability and Forest Fires in Deliblatska pescara // *Journal of the Geographical institute Jovan Cvijic*. — 2008. — 58 (1). — P. 59–74.
17. *Radovanović M.* Forest fires in Europe from July 22nd to 25th 2009 // *Arch. Biol. Sci. Belgrade*. — 2010. — 62 (2). — P. 419–424.
18. *Radovanovic M.* Solar Activity – Climate Change and Natural Disasters in Mountain Regions // *Sustainable Development in Mountain Regions*. Belgrade. — 2011. — P. 9–17.
19. *Boxall M.* ESS Guidelines on Seasonal Adjustment. Eurostat. — Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities. — http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/national_accounts/documents/ESS_Guidelines_on_SA.pdf.
20. *Bell W.R.* *Economic Time Series: Modeling and Seasonality*. [W.R. Bell, S.H. Holan, T.S. McElroy] CRC. — 2012. — 554 p.
21. *Hansen B.E.* *Econometrics*. University of Wisconsin, Department of Economics // Debopam Bhattacharya, Oxford. — 2014. — P. 378.
22. *Labitzke K.* The global signal of the 11-year sunspot cycle in the atmosphere: When do we need the QBQ? // *Meteorolog. Zeitschrift*. Berlin. — 2003. — 12(4). — P. 209–216.
23. *Lenskiy A.* The analysis of R/S estimation algorithm with applications to WiMAX network traffic // *International Journal of Multimedia and Ubiquitous Engineering*. — 2012. — 7 (3). — P. 27–34.

24. *Velsquez Valle M.A., Oleschko L., Klaudia Corral, Ruiz J.A., Korvin Gabor.* Spatial Variability of the Hurst Exponent for the Daily Scale Rainfall Series in the State of Zacatecas, Mexico // *Journal of Applied Meteorology and Climatology.* — 2013. — 52(12). — P. 2771–2780.
25. *Ozger M.* Prediction of ocean wave energy from meteorological variables by fuzzy logic modeling // *Expert Systems with Applications.* — 2011. — 38 (5). — P. 6269–6274.
26. *Peters E., Wiley J.* Fractal Market Analysis: Applying Chaos Theory to Investment and Economics // *John Wiley & Sons, 1994.* — 315 p.
27. *Radovanović M., Vyklyuk Y., Jovanović A., Vuković D., Milenković M., Stevančević M.* Examination of the correlations between forest fires and solar activity using Hurst index // *Journal of the Geographical institute Jovan Cvijic SASA.* — 2013. — 63 (3). — P. 23–32.
28. *Amini M., Abbaspour K.C., Johnson C.A.* A comparison of different rule-based statistical models for modeling geogenic groundwater contamination // *Environmental Modelling Software.* — 2010. — 25(12) — P. 1650–1657.
29. *Bektas Ekici B., Teoman Aksoy U.* Prediction of building energy needs in early stage of design by using ANFIS // *Expert Systems with Applications.* — 2011. — 38(5). — P. 5352–5358.
30. *Betul Bektas Ekici, Teoman Aksoy U.* An approach based on ANFIS input selection and modeling for supplier selection problem // *Expert Systems with Applications.* — 2011. — 38(12). — P. 14907–14917.
31. *Kurtulus B., Flipo N.* Hydraulic head interpolation using anfis — model selection and sensitivity analysis // *Computers & Geosciences.* — 2012. — 38(1). — P. 43–51.
32. *Shiri J., Kisi O., Yoon H., Lee K.* Predicting groundwater level fluctuations with meteorological effect implications — A comparative study among soft computing techniques // *Computers & Geosciences.* — 2013. — 56. — P. 32–44.
33. *Soltani F.* Developing operating rules for reservoirs considering the water quality issues: Application of ANFIS-based surrogate models / F. Soltani, R. Kerachian, E. Shirangi // *Expert Systems with Applications.* — 2010. — 37(9). — P. 6639–6645.
34. *Rowell A., Moore F., Peter F.* Global Review of Forest Fires.; IUCN.Gland, Swetzerland, 2000. — 64 p.
35. *Mitra S.K.* Is Hurst Exponent Value Useful in Forecasting Financial Time Series? // *Asian Social Science.* — 2012. — 8 (8). — P. 111–120.
36. *Jyh-Shing Roger Jang, Chuen-Tsai Sun, Eiji Mizutani.* Neuro-Fuzzy and Soft Computing: A Computational Approach to Learning and Machine Inteligence // *Prentice Hall, 1997.* — 614 p.
37. *Yilmaz I., Kaynar O.* Multiple regression, ANN (RBF, MLP) and ANFIS models for prediction of swell potential of clayey soils // *Expert Systems with Applications.* — 2011. — 38 (5). — P. 5958–5966.

Надійшла 02.06.2014