

ІНЖЕНЕРІЯ ДОВКІЛЛЯ

УДК 621

Любомир Сопільник
Академія МАКНСПРОГНОЗУВАННЯ РОЗПОДІЛУ ЗА ЧАСОМ КІЛЬКОСТІ
ДОРОЖНЬО-ТРАНСПОРТНИХ ПРИГОД З ВРАХУВАННЯМ
ІНТЕНСИВНОСТІ ПОТОКУ АВТОМОБІЛІВ ТА ІНТЕНСИВНОСТІ
ГЕОМАГНІТНОГО ПОЛЯ

© Сопільник Любомир, 2002

In the article the mathematical model of the analysis of relation of quantity of road and transport incidents from definite ranges of time is conveyed.

Детальний аналіз дорожньо-транспортних пригод (ДТП) важливий для встановлення факторів і причин, що їх викликають. Погляди на фактори і причини ДТП змінюються з розвитком та удосконаленням автомобільного транспорту, посиленням інтенсивності потоків автомобілів (ІПА) на дорогах країни, а також у міру нагромадження досвіду організації руху і дослідницьких робіт в області безпеки руху [1]. Особливо важливо встановлювати об'єктивні відносні показники, які дозволяють комплексно проводити порівняльний аналіз рівня аварійності різних країн, регіонів країни, міст, магістралей тощо [1].

В останній час звертається увага на відомі факти щодо впливу геомагнітних збурень на ДТП і розглядається спектр нових ідей щодо встановлення кореляцій між змінами сонячної активності, інтенсивності геомагнітного поля (ІГМП) та параметрами, що характеризують ситуацію на автомобільних шляхах [2]. Кількісно методи комплексного дослідження у вищезазначених напрямках аналізу ДТП недостатньо розвинуті [2]. У даній статті запропоновано відповідну математичну модель та ефективну методику її реалізації, що у кінцевому варіанті дозволяють розв'язувати конкретну обернену задачу прогнозу розподілу кількості ДТП за годинами доби для проміжку годин $t = 16, 17, \dots, 23$.

Розглянемо кореляційні зв'язки між розподілом за годинами доби кількості ДТП протягом двох періодів: а) 1989÷1993 рр. – Україна – залежність $Z_1 = f(t)$ [4]; б) 1999÷2002 рр. – Львівська область – залежність $Y_1 = f(t)$ ($t = 0 \div 23$ – години доби) (за даними Державної автоінспекції Львівської області). Відповідні дані подано на рис 1. Коефіцієнт кореляції між Z_1 і Y_1 становить $K_1 = 0,828$.

Відмінності між Z_1 і Y_1 викликані двома причинами: а) особливістю регіону; б) тим, що ситуація стосовно ДТП з часом змінюється, в даному випадку протягом чотирнадцяти років. Значення $K_1 = 0,828$ свідчить про те, що відхилення Δ_K між залежностями Z_1 і Y_1 з точки зору коефіцієнта кореляції у даному випадку не перевищують $\Delta_{K*} = 20\%$, тобто:

$$\Delta_{K1} = 1 - K_1 = 17,2\%, \quad \Delta_{K1} < \Delta_{K*} \quad (\Delta_{K*} = 0,2). \quad (1)$$

Якщо умовно добу розділити на три діапазони: а) $t_1 = 0 \div 7$ (год);

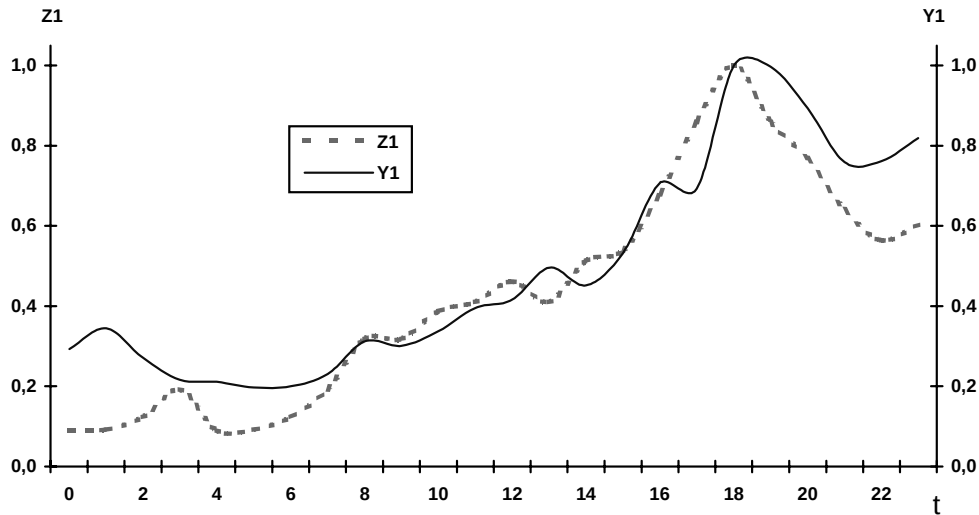


Рис. 1. Залежності $Z_1 = f(t)$ і $Y_1 = f(t)$ від часу ($t = 0 \div 23$) ($Z_1 \equiv Z1$, $Y_1 \equiv Y1$, Z_1 – нормована інтенсивність ДТП в розрахунку на одну годину (штрихова лінія, період 1989 ÷ 1993 рр.), Y_1 – нормована інтенсивність ДТП в розрахунку на одну годину (суцільна лінія, січень 1999 – червень 2002 р.), t – порядковий номер години, $t = 0, 1, 2, 3, \dots, 23$). Коефіцієнт кореляції між Z_1 і Y_1 становить $K_1 = 0,828$

б) $t_2 = 8 \div 15$ (год); в) $t_3 = 16 \div 23$ (год), то видно (рис. 1), що найбільш небезпечним і важливим є третій (в) діапазон, на який припадає 56 % ДТП (за даними Державної автоінспекції Львівської області). Для кожного з цих діапазонів наведемо середні значення K_{tav} та інтервали відхилень коефіцієнта кореляції K_t для періоду чотирьох років (1999÷2002 рр. – Львівська область) відносно до усередненого розподілу ДТП за годинами: а) $K_{\text{tav1}} = 0,691$ (“av” – перші букви слова average); $K_{t1} = 0,339 \div 0,912$; б) $K_{\text{tav2}} = 0,797$; $K_{t2} = 0,596 \div 0,889$; в) $K_{\text{tav3}} = 0,832$; $K_{t3} = 0,665 \div 0,926$.

За допомогою співвідношення

$$\Delta_{tk} = (K_{\text{tmax}} - K_{\text{tmin}}) / (2 \cdot K_{\text{tav}}) \quad (2)$$

встановлено відносні значення відхилень:

$$\text{а) } \Delta_{tk1} = 0,415; \text{ б) } \Delta_{tk2} = 0,184; \text{ в) } \Delta_{tk3} = 0,157. \quad (3)$$

Із (3) видно, що діапазон (в) ($t_3 = 16 \div 23$ години) характеризується не тільки максимальним числом ДТП (56 %), але й мінімальними відхиленнями K_t від середнього значення K_{tav} , якщо розглядати дані по Львівській області для 1999, 2000, 2001, 2002 рр. Зокрема, для кожного з перелічених років ($T_Y = 1, 2, 3, 4$) на рис. 2 наведено залежності $Z_a = f(t)$, $Y_a = f(t)$, $Y_b = f(t)$, $Y_c = f(t)$ від часу t (t – номери годин, $t = 16, 17, \dots, 23$); Z_a – нормована усереднена інтенсивність ДТП в розрахунку на одну годину (штрихова лінія, період 1999 ÷ 2002 рр.), Y_a – нормована (відносно максимального значення, яке у даному випадку відповідає 18-й годині) інтенсивність ДТП в розрахунку на одну годину для конкретного року (суцільна чорна лінія Y_a – 1999 р., коефіцієнт кореляції між Z_a і Y_a – $K_a = 0,9$), (синя лінія Y_b – 2000 р., між Z_a і Y_b – $K_b = 0,926$), (оранжева лінія Y_c – 2001 р., між Z_a і Y_c – $K_c = 0,665$).

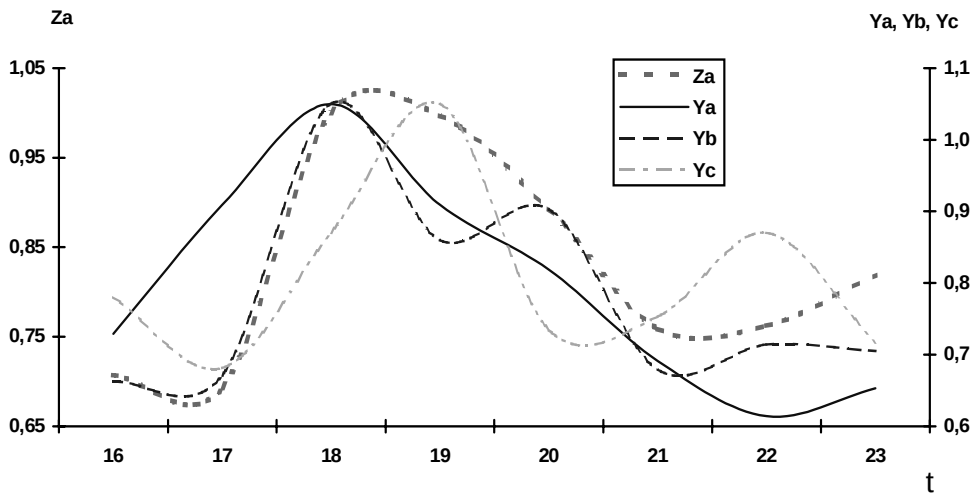


Рис. 2. Залежності $Z_a = f(t)$, $Y_a = f(t)$, $Y_b = f(t)$, $Y_c = f(t)$ від часу t ($Z_a \equiv Z_a$, $Y_a \equiv Y_a$, $Y_b = Y_b$, $Y_c = Y_c$; Z_a – нормована усереднена інтенсивність ДТП в розрахунку на одну годину (штрихова лінія, період 1999 ÷ 2002 рр.); Y_a , Y_b , Y_c – нормовані інтенсивності ДТП в розрахунку на одну годину для даного року (суцільна лінія Y_a – 1999 р., коефіцієнт кореляції між Z_a і $Y_a - K_a = 0,9$), (Y_b – 2000 р., між Z_a і $Y_b - K_b = 0,926$), (Y_c – 2001 р., між Z_a і $Y_c - K_c = 0,665$), (t – номери годин, $t = 16, 17, \dots, 23$)

Надалі у межах даного підрозділу розглядаємо періоди часу – 6 місяців (від першого півріччя 1999 р. ($T=1$) до першого півріччя 2002 р. ($T=7$)). Менші періоди (наприклад, пори року по 3 місяці) характеризуються недостатнім для обчислювального експерименту числом ДТП і відповідно великими відхиленнями коефіцієнтів кореляції K_t від середніх значень K_{tav} .

Для кожного періоду ($T = 1, 2, 3, \dots, 7$) аналогічно як на рис. 2 побудовано залежності $Y_{Ti} = f(t)$ ($t = 16, 17, \dots, 23$; $i = 1, \dots, 7$) і для них визначено коефіцієнти кореляції $K_{tTi} = f(T)$ відносно до розподілу $Z_a = f(t)$. Деякі залежності $Z_a = f(t)$, $Y_d = f(t)$, $Y_e = f(t)$, $Y_f = f(t)$ від часу ($t = 16 \div 23$) подано на рис. 3, де Y_d – нормована інтенсивність ДТП в розрахунку на одну годину (суцільна лінія Y_d – відповідає першій половині 1999 р., коефіцієнт кореляції між Z_a і $Y_d - K_d = K_{tT1} = 0,807$), (лінія Y_e – відповідає першій половині 2000 р., між Z_a і $Y_e - K_e = K_{tT3} = 0,735$), (лінія Y_f – відповідає першій половині 2002 р., між Z_a і $Y_f - K_f = K_{tT7} = 0,837$).

Графічно для всього періоду T коефіцієнти кореляції $K_{tTi} = f(T)$ наведені на рис. 4 (K_{tT} – характеризує розподіл за годинами доби ДТП відносно середнього (за даними семи півріч) значення в розрахунку на дане одне півріччя. Крім того, зображено залежності $Y_i = f(T)$, $Y_m = f(T)$, $Y_k = f(T)$ на період перше півріччя ($T = 1$) 1999 р. – перше півріччя ($T = 7$) 2002 р. $Y_i \equiv Y_i$ – коефіцієнт кореляції розподілу інтенсивності потоку автомобілів (ІПА) за годинами доби відносно середнього (за даними семи півріч) значення в розрахунку на одне півріччя; $Y_m \equiv Y_m$ – нормована (відносно максимального значення) інтенсивність геомагнітного поля (ІГМП) у балах в розрахунку на півріччя; $Y_k \equiv Y_k$ – комплексний коефіцієнт кореляції розподілу ДТП та ІПА за годинами доби.

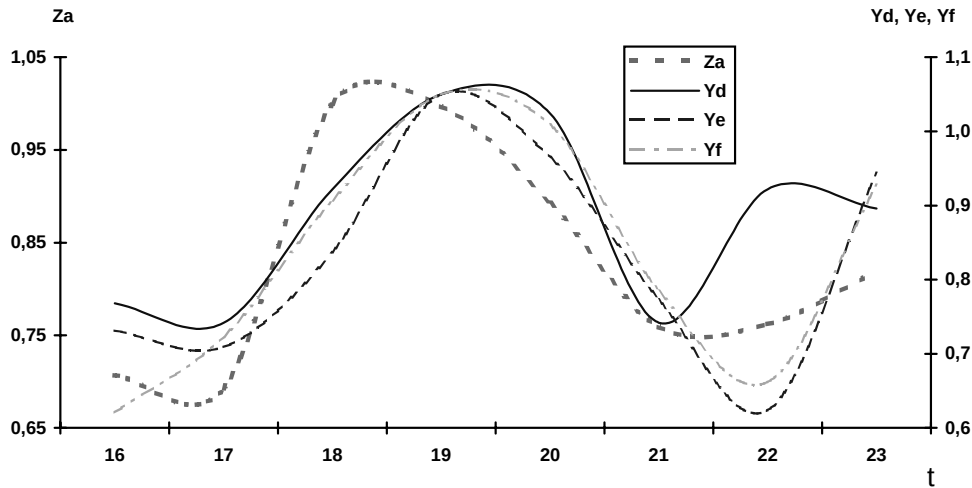


Рис. 3. Залежності $Z_a = f(t)$, $Y_d = f(t)$, $Y_e = f(t)$, $Y_f = f(t)$ від часу ($t = 16 \div 23$) ($Z_a \equiv Z_a$ – нормована усереднена інтенсивність ДТП в розрахунку на одну годину (штрихова лінія, період 1999÷2002 рр.); Y_d, Y_e, Y_f – нормовані інтенсивності ДТП в розрахунку на годину (суцільна лінія $Y_d = Y_d$ – перша половина 1999 р., коефіцієнт кореляції між Z_a і Y_d – $K_d = 0,807$), ($Y_e \equiv Y_e$ – перша половина 2000 р., між Z_a і Y_e – $K_e = 0,735$), ($Y_f \equiv Y_f$ – перша половина 2002 р., між Z_a і Y_f – $K_f = 0,837$), (t – номери годин)

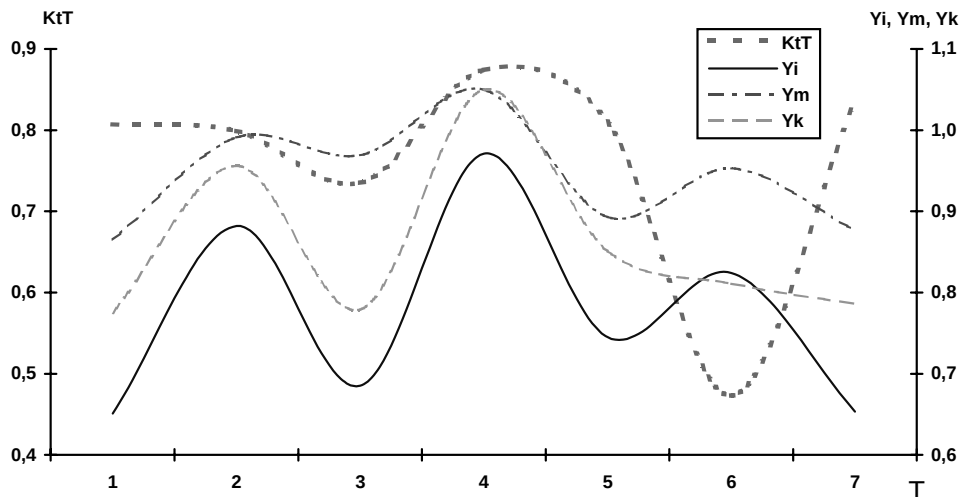


Рис. 4. Залежності $K_{tT} = f(T)$, $Y_i = f(T)$, $Y_m = f(T)$, $Y_k = f(T)$ на період перше півріччя ($T = 1$) 1999 р. – перше півріччя ($T = 7$) 2002 р. ($K_{tT} \equiv K_{tT}$ – коефіцієнт кореляції розподілу ДТП по годинах доби відносно середнього значення в розрахунку на одне півріччя (штрихова лінія); $Y_i \equiv Y_i$ – коефіцієнт кореляції розподілу інтенсивності потоку автомобілів (ІПА) за годинами доби відносно середнього значення в розрахунку на одне півріччя; $Y_m \equiv Y_m$ – нормована геомагнітна активність (ІГМП) у балах в розрахунку на півріччя; $Y_k \equiv Y_k$ – комплексний коефіцієнт кореляції розподілу ДТП та ІПА за годинами доби

Подану на рис. 4 числову інформацію, а також співвідношення (1)–(3) використано для розробки методики прогнозу розподілу ДТП за годинами доби $Y_{T7} = f(t)$ ($t = 16, 17, \dots, 23; i = 7$).

Порівнюємо залежності $K_{tT} = f(T)$ і $Y_m = f(T)$ (рис. 4). Для цього визначимо між ними коефіцієнт кореляції $K_{Tm} = -0,014$. Отже, кореляції фактично немає. Невідповідність між $K_{tT} = f(T)$ і $Y_m = f(T)$ можна пояснити, наприклад, тим, що не враховано інтенсивність потоку автомобілів (ІПА), тобто залежність $Y_i = f(T)$. Для цього формуємо співвідношення

$$Y_k = \begin{pmatrix} KtT1 \\ KtT2 \\ KtT3 \\ KtT4 \\ KtT5 \\ KtT6 \\ KtT7 \end{pmatrix} + t_p \cdot \begin{pmatrix} Yi1 \\ Yi2 \\ Yi3 \\ Yi4 \\ Yi5 \\ Yi6 \\ Yi7 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Yk1 \\ Yk2 \\ Yk3 \\ Yk4 \\ Yk5 \\ Yk6 \\ Yk7 \end{pmatrix}. \quad (4)$$

Тут $KtTj$, Yij , Ykj , ($j = 1, 2, \dots, 7$) – значення параметрів ситуації в регіоні (зокрема, у Львівській області) для залежностей $K_{tT} = f(T)$, $Y_i = f(T)$, $Y_k = f(T)$ відповідно; t_p – числовий параметр, який визначаємо на основі обчислювального експерименту (t_p має зміст фактора впливу (характеризує вплив ІПА на кількість ДТП)).

За допомогою співвідношення (4) проводимо моделювання ситуації для автомобільних шляхів регіону (Львівської обл.) на основі (1)–(3) з врахуванням критерію D-оптимальності [4, 5]. Для розрахунку коефіцієнтів кореляції використовуємо відомі співвідношення [6]. У зв'язку з цим розроблено спрощену розрахункову математичну модель, що має добрі прогностичні властивості. Для її реалізації припускаємо, що інтенсивність геомагнітного поля (ІГМП) на кількість і характер розподілу ДТП впливає суттєво. Це припущення підтверджено і достатньо добре обгрунтовано у монографії [2].

Коефіцієнт кореляції K_{km} між $Y_k = f(T)$ і $Y_m = f(T)$ можна регулювати за допомогою параметра t_p . У даному випадку при збільшенні t_p коефіцієнт K_{km} зростає. Відповідні числові значення параметрів для обчислювального експерименту занесено у файли комп'ютера, які формують базу даних. Методи та засоби відбору інформації для геомагнітного поля описано у монографії [2].

Оскільки, як вище було зазначено, $K_1 = 0,828$ і встановлено, що відхилення Δ_K з точки зору коефіцієнта кореляції не перевищують 20 % (1), то будемо вважати досягнення значення $K_{km} = 0,8$ достатнім для проведення наступного етапу обчислювального експерименту.

Для періоду 1999 ÷ 2002 рр. ($t = 16, 17, \dots, 23; j = 7$) при $t_p = 2,61$ отримаємо $K_{km} = 0,8$. Таке значення t_p свідчить про те, що переважаючий вплив у кореляційному зв'язку між Y_k (4) і Y_m має ІПА порівняно з ДТП і фактор цього впливу характеризує числове значення параметра t_p .

Для розробки прикладу прогнозу розподілу ДТП за годинами доби використаємо методику встановлення кореляційного зв'язку між співвідношеннями Y_k і Y_m , тобто

$$Y_k = \begin{pmatrix} KtT1 \\ KtT2 \\ KtT3 \\ KtT4 \\ KtT5 \\ KtT6 \end{pmatrix} + t_p \cdot \begin{pmatrix} Yi1 \\ Yi2 \\ Yi3 \\ Yi4 \\ Yi5 \\ Yi6 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Yk1 \\ Yk2 \\ Yk3 \\ Yk4 \\ Yk5 \\ Yk6 \end{pmatrix} \quad \text{і} \quad Y_m = \begin{pmatrix} Ym1 \\ Ym2 \\ Ym3 \\ Ym4 \\ Ym5 \\ Ym6 \end{pmatrix} \quad (5)$$

для періоду 1999 ÷ 2001 рр. ($t = 16, 17, \dots, 23; j = 6$).

Для $j = 6$ при $t_p = 2,61$ коефіцієнт кореляції знаходимо $K_{km} = 0,785$ (між Y_k , Y_m). Щоб отримати знову $K_{km} = 0,8$, потрібно t_p збільшити до 3,13.

Прийнявши $t_p = 3,13$, проводимо обчислювальний експеримент для встановлення кореляційного зв'язку між співвідношеннями Y_k і Y_m , тобто

$$Y_k = \begin{pmatrix} KtT1 \\ KtT2 \\ KtT3 \\ KtT4 \\ KtT5 \\ KtT6 \\ KtT7 \end{pmatrix} + t_p \cdot \begin{pmatrix} Yi1 \\ Yi2 \\ Yi3 \\ Yi4 \\ Yi5 \\ Yi6 \\ Yi7 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Yk1 \\ Yk2 \\ Yk3 \\ Yk4 \\ Yk5 \\ Yk6 \\ Yk7 \end{pmatrix} \quad \text{і} \quad Y_m = \begin{pmatrix} Ym1 \\ Ym2 \\ Ym3 \\ Ym4 \\ Ym5 \\ Ym6 \\ Ym7 \end{pmatrix}. \quad (6)$$

Для періоду 1999 ÷ 2002 рр. ($t = 16, 17, \dots, 23$; $j = 7$) вважаємо, що $KtT7$ невідоме. Такого типу розрахунки можна проводити, якщо задано відповідний критерій. Критерій встановлено емпірично на основі обчислювального експерименту, при якому проводився почергово пошук значень $KtT1, KtT2, KtT3, KtT4, KtT5, KtT6$, а також розглядалися аналогічні ситуації для діапазону попередніх років 1989 ÷ 1998 ($t = 16, 17, \dots, 23$) [3].

Критерій для визначення $K_{tT7} = KtT7$ подаємо у вигляді

$$\Delta_{km} = |K_{tT7} - K_{km}| \rightarrow \min. \quad (7)$$

Для періоду 1999 ÷ 2002 рр. ($t = 16, 17, \dots, 23$; $j = 7$) на основі обчислень встановлено, що « $\min \rightarrow 0$ » і при цьому $K_{tT7*} = K_{km*} = 0,826$. Реальне значення $K_{tT7} = 0,837$. Невідповідність між K_{tT7*} і K_{tT7} характеризуємо відносним відхиленням

$$\Delta_n = 2 \cdot |K_{tT7} - K_{tT7*}| / (K_{tT7} + K_{tT7*}) = 0,02, \quad (8)$$

яке в даному випадку досить мале. Для такого типу задач вважаємо, що допустиме значення Δ_n не повинно перевищувати 0,25.

Наступний етап – встановлення орієнтовного розподілу ДТП за годинами доби в діапазоні ($t = 16, 17, \dots, 23$). Визначення такого розподілу належать до класу обернених задач [7–9], які є, як відомо, некоректними. Стандартну методику розв'язання обернених задач [7–9] використаємо для знаходження розподілу ДТП Y_z за годинами доби у Львівській області протягом першого півріччя 2002 року.

Розв'язання даної оберненої задачі подамо як у праці [7]: 1) за допомогою аналітичних функцій; 2) з допомогою дискретних наборів чисел (точкове представлення).

Аналітичне представлення розв'язання найпростіше здійснювати за допомогою так званих *модельних оцінок*, тобто певних нелінійних функцій від невідомих параметрів $f(t) = f(t, c_1, \dots, c_m)$, що характеризують властивості розподілів. Зокрема, використаємо такі моделі [7]:

1) гамма-розподіл:

$$f_g(t) = a \cdot t^\alpha \cdot \exp(-b \cdot t^\alpha), \quad (9)$$

який, залежно від значень α та b , породжує ціле сімейство розподілів;

2) логарифмічно нормальний (логнормальний) розподіл:

$$f_s(t) = \frac{N}{\sqrt{2\pi}S} \exp\left\{-\frac{\ln^2 t/t_m}{2S^2}\right\}, \quad (10)$$

де t_m – середньгеометричний радіус ($\ln t_m = \overline{\ln t}$), S – стандартне відхилення для $\ln t$.

Параметри, які входять до (9)–(10), характеризують асимптотичну поведінку модельних функцій. Вадами таких розподілів є надто сильне звуження класу можливих розв'язків. Крім того, вони не можуть описувати тонку структуру розподілів. Але для початкового аналізу ДТП не є важливою тонка структура розподілів.

Гамма-розподіл ДТП за годинами доби для $T=7$ (перше півріччя 2002 року) достатньо добре характеризує реальну ситуацію при таких значеннях параметрів співвідношення (9):

$$a = 9,667 \cdot 10^{-23}; \Delta = 25,6; b = 1,3; \Lambda = 1; t = [16, 23]. \quad (11)$$

Коефіцієнт кореляції порівняно з реальним розподілом у цьому випадку набуває значення $K_g = 0,6625$.

Логнормальний розподіл ДТП за годинами доби для $T=7$ (перше півріччя 2002 року) також достатньо добре характеризує реальну ситуацію при таких значеннях параметрів співвідношення (10):

$$N = 0,02948; S = 0,051; t_m = 19,2; t = [16, 23]. \quad (12)$$

Коефіцієнт кореляції порівняно з реальним розподілом у цьому випадку набуває значення $K_s = 0,819$. Найбільш оптимальний розподіл ДТП за годинами доби серед можливих варіантів встановлено на основі обчислювального експерименту. Процедура побудови Y_z розроблена для розподілів, коефіцієнти кореляції яких знаходяться в таких межах:

$$K_{IT^*} = [0,75; 0,85]. \quad (13)$$

Для більш детального дослідження розподілу ДТП за годинами доби за межами вказаного діапазону не достатньо експериментальних даних.

На основі спостережень і відповідних розрахунків виявлено, що якщо значення $K_{km^*} = 0,826$ потрапляє в діапазон (13), то при цьому максимум функції розподілу Y_{xt} зміщується на одну позицію у бік збільшення t , тобто із $t_{m1} = 18$ (год.) до $t_{m2} = 19$ (год.). Отже, від $t_1 = 16$ до $t_{m2} = 19$ функція Y_{xt} (кількість ДТП) зростає. Зміни зростання представляємо в розрахунку 3:2:1 на кожну годину. Зокрема, для знаходження розподілу, який відповідає K_{IT^*} , початкова функція Y_{xt0} буде мати значення: $Y_{xt0} = (0,7; 0,85; 0,95; 1,0; 0,893; 0,759; 0,762; 0,819)$. Коефіцієнт кореляції між Y_{xt0} і Z_a – $K_{xta} = 0,868$. Значення Y_{xt0} для $t = 20, 21, 22, 23$ вибираємо такі ж, як для усередненої залежності Z_a по шести півріччях ($T = 1, 2, \dots, 6$) (рис. 4). Далі досліджуємо вплив зміни параметра $q = t_z$ на коефіцієнт кореляції між побудованим розподілом Y_{xt} і усередненим Z_a (рис. 3). Змінюючи множник $q = t_z$, при $q = 0,9495$ отримаємо $Y_{xt} = Y_z$, для якого коефіцієнт кореляції порівняно з усередненим Z_a становить $K_{km^*} = 0,826$:

$$Y_{xt} = \begin{pmatrix} 0,7 \cdot q \\ 0,85 \cdot q \\ 0,95 \cdot q \\ 1,0 \\ 0,893 \cdot q \\ 0,759 \cdot q \\ 0,762 \cdot q \\ 0,819 \cdot q \end{pmatrix}, Y_z = \begin{pmatrix} 0,595 \\ 0,722 \\ 0,807 \\ 1,0 \\ 0,759 \\ 0,645 \\ 0,647 \\ 0,696 \end{pmatrix}, Z_a = \begin{pmatrix} 0,7 \\ 0,693 \\ 1,0 \\ 0,997 \\ 0,893 \\ 0,759 \\ 0,762 \\ 0,819 \end{pmatrix}, Y_f = \begin{pmatrix} 0,571 \\ 0,673 \\ 0,858 \\ 1,0 \\ 0,959 \\ 0,735 \\ 0,612 \\ 0,878 \end{pmatrix}, w = \begin{pmatrix} 16 \\ 17 \\ 18 \\ 19 \\ 20 \\ 21 \\ 22 \\ 23 \end{pmatrix}. \quad (14)$$

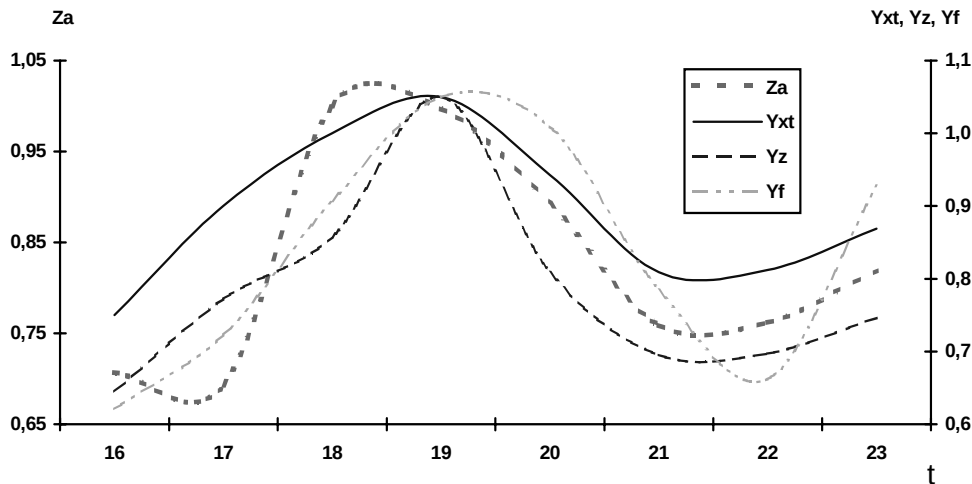


Рис. 5. Залежності $Z_a = f(t)$, $Y_{xt} = f(t)$, $Y_z = f(t)$, $Y_f = f(t)$ від часу ($t = 16 \div 23$ – номери годин)
 ($Z_a \equiv Z_a$ – нормована усереднена інтенсивність ДТП в розрахунку на одну годину
 (штрихова лінія, період 1999÷2002 рр.); Y_{xt} , Y_z , Y_f – нормовані інтенсивності ДТП
 в розрахунку на годину (суцільна лінія $Y_{xt} = Y_{xt0} = Y_{xt}$ – початковий варіант розподілу
 ($q = 1$)), ($Y_z \equiv Y_z$ – розподіл, отриманий чисельно, між Z_a і Y_z коефіцієнт кореляції
 $K_{km*} = 0,826$), ($Y_f = Y_f$ – реальний розподіл, який відповідає першій половині 2002 р.,
 між Z_a і Y_f – $K_f = 0,837$, між Y_z і Y_f – $K_{zf} = 0,834$)

Отже, у (14) Y_z – розв’язок оберненої задачі (рис. 5), який визначено з допомогою критерію (7) і відповідної методики підбору Y_{xt} . Коефіцієнт кореляції між отриманим розв’язком Y_z і реальним розподілом Y_f становить $K_{zf} = 0,834$ і $\Delta_{zf} = 1 - K_{zf} = 0,166$. Числове значення відхилення Δ_{zf} – задовольняє умову $\Delta_{zf} < \Delta_{K*}$ (1), тому можна вважати, що розв’язок оберненої задачі Y_z (14) знайдено з достатньою точністю.

Аналогічно знаходимо $\Delta_g = 1 - K_g = 0,338$, $\Delta_s = 1 - K_s = 0,181$. Числове значення відхилення Δ_g – не задовольняє умову $\Delta_g < \Delta_{K*}$ (1), тому зробимо висновок, що гамма-розподіл для моделювання розподілу ДТП по годинах доби не підходить з достатньою точністю. Відхилення Δ_s – задовільняє умову $\Delta_s < \Delta_{K*}$ (1), тому логнормальний розподіл для моделювання розподілу ДТП за годинами доби підходить і розв’язок оберненої задачі $f_s(t)$ (10) при значеннях параметрів (12) знайдено з достатньою точністю. Різниця між K_s і K_{zf} становить 0,9 %.

1. Коноплянко В.И. Организация и безопасность дорожного движения. – М., 1991. – 184 с. 2. Сопільник Л. Вплив електромагнітного поля на дорожньотранспортні пригоди (теорія та дослідження). – Львів, 2000. – 176 с. 3. Дорожньо-транспортні пригоди в Україні. – К.: Головне управління державної автомобільної інспекції міністерства внутрішніх справ України, 1994. – 100 с. 4. Монтгомери Д. К. Планирование эксперимента и анализ данных: Пер. с англ. – М., 1981. – 520 с. 5. Банди Б. Методы оптимизации: Пер. с англ. – М., 1988. – 128 с. 6. Налимов В. В. Применение математической статистики при анализе вещества. – М., 1968. – 430 с. 7. Зуев В. Е., Наац И. Э. Обратные задачи лазерного зондирования атмосферы. – Новосибирск, 1982. – 242 с. 8. Иванов В.К., Васин В.В., Танана В.П. Теория линейных некорректных задач и ее приложения. – М., 1978. – 208 с. 9. Тихонов А.Н., Арсенин В.Я. Методы решения некорректных задач. 2-е изд. – М., 1979. – 288 с.