

Отже, використання сигма-дельта АЦП в багатоканальних реографах дозволяє знизити вимоги до аналогової фільтрації і замість дорогих інструментальних підсилювачів обмежитися підсилювачами низької частоти. Зменшуються габарити прибору та споживана потужність, що є передумовою побудови портативних реографів. Більше того, сигма-дельта АЦП можуть знайти застосування і для інших систем збору і обробки біомедичних сигналів, які мають близькі вимоги по діапазону частот і динамічному діапазону – електрокардіологічних, енцефалографічних, міографічних і ін.

1. Науменко А.И., Скотников В.В. *Основы электроплетизмографии*. – Л., 1975. – 216 с.
2. *Реография. Импедансная плетизмография*. / Г.И. Сидоренко, Н.Е. Савченко и др.; Под ред. Сидоренко Г.И. – Минск, 1978. – 159 с.
3. Голуб В. *Взгляд на сигма-дельта АЦП* // *Chip News*, 1999, №5, – С. 23-27.
4. *Application Note AN-283: Sigma-Delta ADCs and DACs* // *Applications Reference Manual*. – Analog Devices, 1993.
5. Лэм Г. *Аналоговые и цифровые фильтры. Расчет и реализация*. – М., 1982. – 592 с.

УДК 621

Л.І. Сопільник

Національний університет “Львівська політехніка”,
кафедра “Метрологія, стандартизація та сертифікація”

МОДЕЛЬ ІНТЕНСИВНОСТЕЙ ДОРОЖНЬО-ТРАНСПОРТНИХ ПРИГОД ІЗ ВРАХУВАННЯМ ВІКОВИХ ОСОБЛИВОСТЕЙ ВОДІЇВ, ПОТОКУ АВТОМОБІЛІВ ТА ГЕОМАГНІТНОГО ПОЛЯ.

© Сопільник Л.І., 2002

Запропоновано математична модель залежності інтенсивності дорожньо-транспортних пригод від вікових особливостей водіїв, потоку автомобілів та геомагнітного поля.

In the article the mathematical model of relation of quantity of road transport incidents from age of the driver is conveyed.

Детальний аналіз дорожньо-транспортних пригод (ДТП) важливий для встановлення факторів і причин, що їх викликають. Погляди на фактори і причини ДТП змінюються із розвитком та удосконаленням автомобільного транспорту, посиленням інтенсивності потоків автомобілів (ПА) на дорогах країни, а також у міру нагромадження досвіду організації руху і дослідницьких робіт із безпеки руху [1–3]. Особливо важливо встановлювати об'єктивні відносні показники, які дозволяють комплексно проводити порівняльний аналіз рівня аварійності різних країн, регіонів країни, міст, магістралей тощо, з урахуванням вікових особливостей водіїв [1], які є винуватцями аварій.

В останній час звертається увага на відомі факти щодо впливу геомагнітних збурень на водіїв, які спричинили ДТП, і розглядається спектр нових ідей щодо встановлення кореляцій між змінами сонячної активності, інтенсивності геомагнітного поля (ІГМП) та

параметрами, що характеризують ситуації на автомобільних шляхах, з врахуванням психофізіологічного стану водія [2]. Кількісно методи комплексного дослідження у вищезазначених напрямках аналізу ДТП та стану водіїв недостатньо розвинуті [2] і у даній праці запропоновано відповідну математичну модель та ефективну методику її реалізації, що у кінцевому варіанті зводяться до розв'язання конкретної оберненої задачі прогнозу розподілу числа ДТП відповідно до віку водія протягом певного проміжку часу (зокрема, півріччя).

Розглянемо кореляційні зв'язки між розподілом за віком водіїв з врахуванням інтенсивності дорожньо-транспортних пригод (ДТП), інтенсивності потоку автомобілів (ПА) та інтенсивності геомагнітного поля (ІГМП) протягом 1999–2002 рр. за даними Львівської державної автоінспекції. Тут йдеться про водіїв, з вини яких були вчинені ДТП. Орієнтовний вік водіїв $w \approx [18; 80]$ років. У даному випадку верхня межа умовна. Інформації про водіїв віком понад 80 р., які спричинили ДТП, у статистичних даних за 1999–2002 рр. немає.

Відповідні дані проілюстровано на рис. 1w – рис. 3w. На графіках подано 12 діапазонів для віку: 1) 1-й діапазон $w = [18; 22]$, йому відповідає середнє значення $w^* = 20$ років; 2) 2-й діапазон $w = [23; 26]$, йому відповідає $w^* = 24$ р.; ..., 9) 9-й діапазон $w = [51; 54]$ – $w^* = 52$ р.; 10) 10-й діапазон $w = [55; 57]$ – $w^* = 56$ р.; 11) 11-й діапазон $w = [58; 59]$ – $w^* = 58$ р.; 12) 12-й діапазон $w = [60; \text{максимальний вік водіїв}]$, йому відповідає значення $w^* = 60$ років.

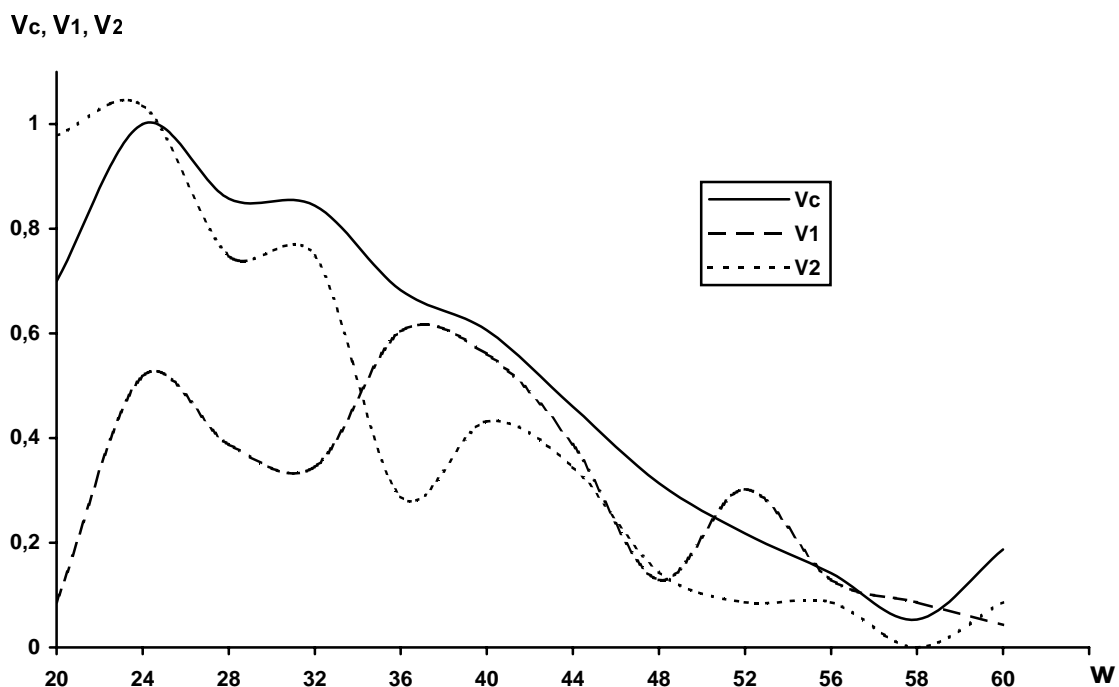


Рис. 1. Зв'язок нормованої інтенсивності V_c ДТП з віком w :

$V_c = f(w)$ – усереднена залежність нормованої інтенсивності ДТП протягом 10 років;
 $V_1 = V1 = f(w)$ – зима між 1998 і 1999 роками; $V_1 = f(w)$ – весна 1999 р.; $K_1 = 0,656$ –
 коефіцієнт кореляції між V_1 і V_c ; $K_2 = 0,910$ – коефіцієнт кореляції між V_2 і V_c

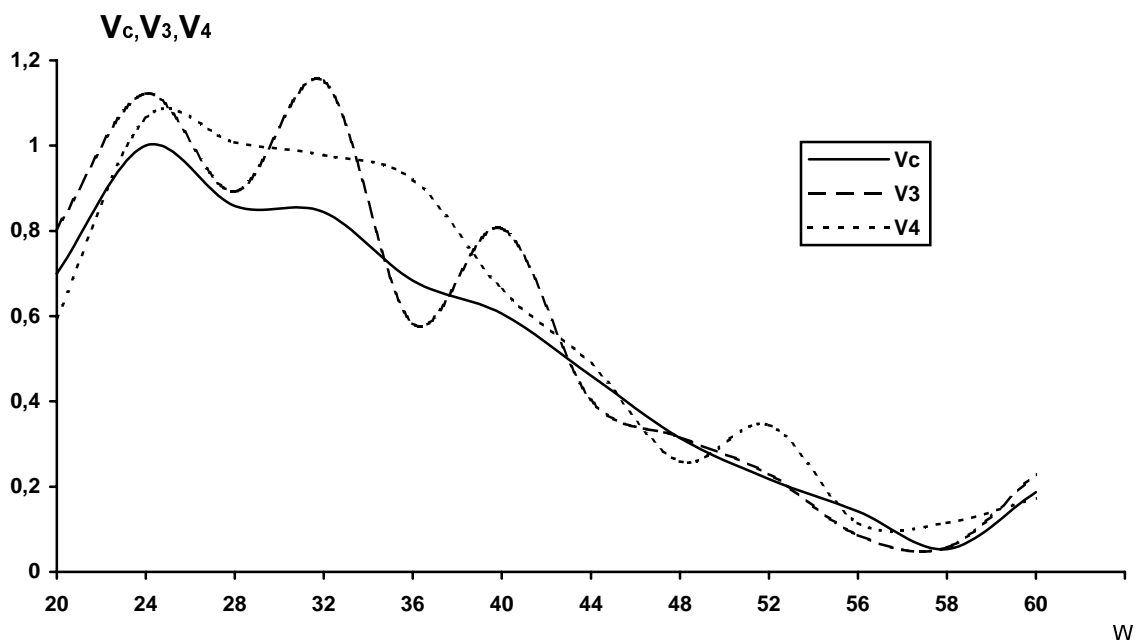


Рис. 2. Зв'язок нормованої інтенсивності V_c ДТП з віком w :
 $V_c = f(w)$ – усереднена залежність нормованої інтенсивності ДТП за 10 років,
 $V_3 = V_3 = f(w)$ – літо 1999 р., $V_4 = f(w)$ – осінь 1999 р.;
 $K_3 = 0,971$ – коефіцієнт кореляції між V_3 і V_c ;
 $K_4 = 0,972$ – коефіцієнт кореляції між V_4 і V_c

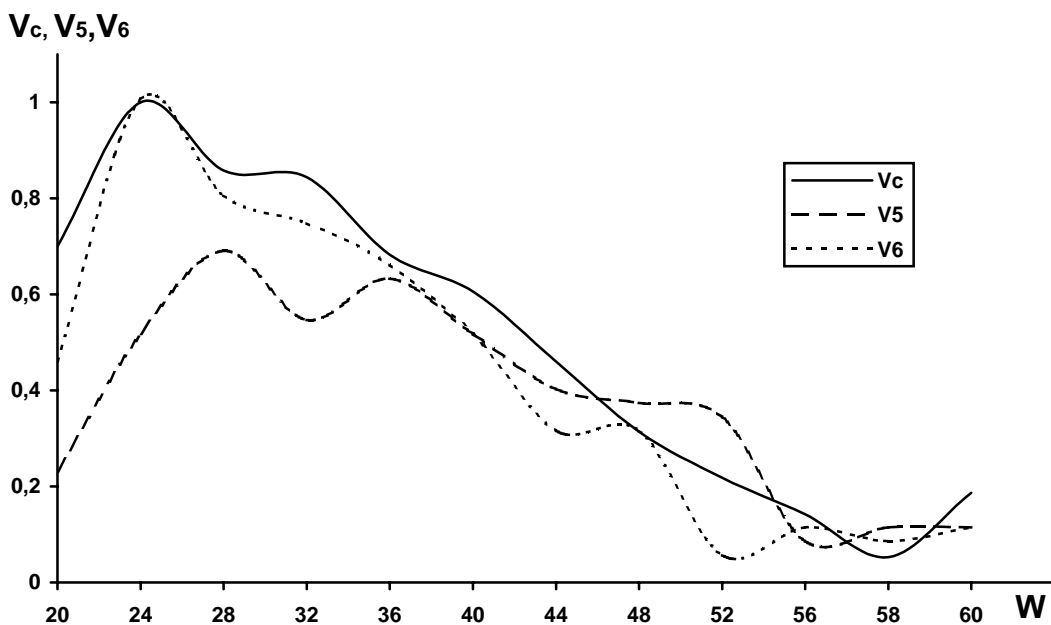


Рис. 3. Зв'язок нормованої інтенсивності V_c ДТП з віком w :
 $V_c = f(w)$ – усереднена залежність нормованої інтенсивності ДТП за 10 років;
 $V_5 = V_5 = f(w)$ – зима між 1999 р. і 2000 р.; $V_6 = V_6 = f(w)$ – весна 2000 р.;
 $K_5 = 0,799$ – коефіцієнт кореляції між V_5 і V_c ;
 $K_6 = 0,969$ – коефіцієнт кореляції між V_6 і V_c

Для кожної з наведених на рис. 1–3 залежностей розраховано коефіцієнт кореляції K_j ($j = 1, 2, \dots, 6$) відносно усередненого розподілу V_c . Отримано такі результати: максимальне значення – $K_4 = K_{\max} = 0,972$, мінімальне – $K_1 = K_{\min} = 0,656$. Отже,

$$K_{\max} < K_j < K_{\min}; K_c = (K_{\min} + K_{\max})/2 = 0,814; \quad (1)$$

$$\Delta_K = (K_{\max} - K_{\min})/(2 \cdot K_c) = 0,194. \quad (2)$$

На рис. 1–3 наведено тільки частину реальних залежностей числа ДТП від віку водіїв, але коефіцієнти типу K_j ($j = 1, 2, 3, \dots$) були визначені для всіх можливих залежностей за роками, півріччями та сезонами у межах двох періодів (а) 1992–2002 рр. – Україна; б) 1999–2002 рр. – Львівська область) і встановлено, що вони (K_j) задовольняють умови (1), (2). Також встановлено, що усереднений розподіл V_c у межах двох періодів (а) 1992–2002 рр. – Україна – V_{c1} ; б) 1999–2002 рр. – Львівська область – V_{c2}) практично тотожний. Коефіцієнт кореляції між V_{c1} і V_{c2} становить $K_{c12} = 0,983$. Тому надалі розглядаємо розподіл V_c для 1992–2002 рр. в Україні. Такий розподіл V_c наведено на рис. 1–4.

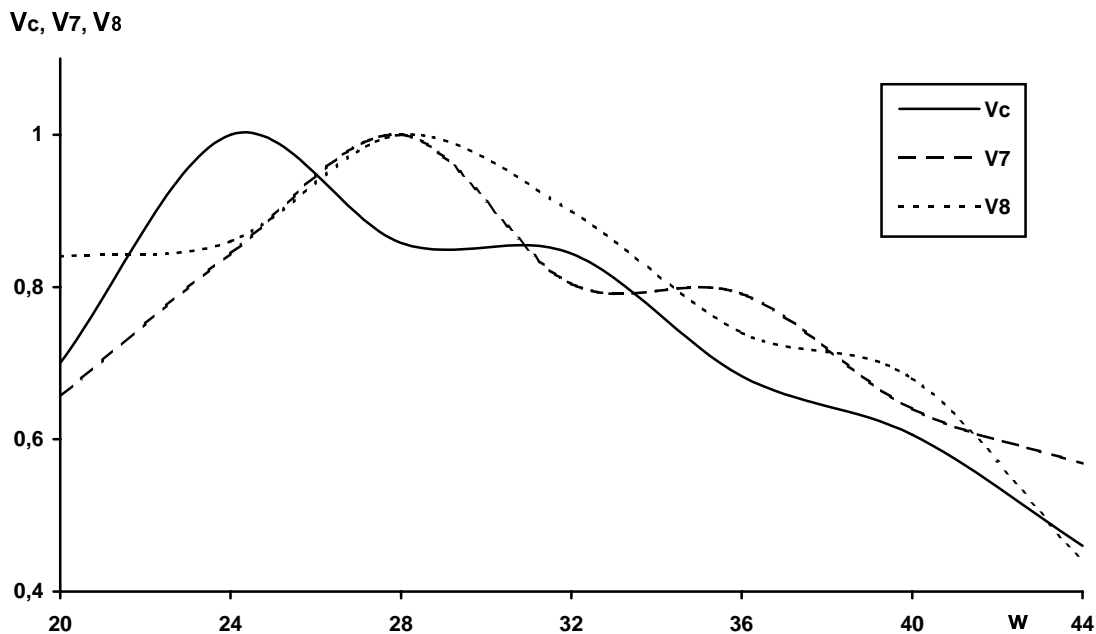


Рис. 4. Зв'язок нормованої інтенсивності ДТП з віком w :

$V_c = f(w)$ – усереднена залежність нормованої інтенсивності ДТП за 10 років;

$V_7 = V7 = f(w)$ – розподіл ДТП за віком, відповідний першій половині 2002 року
(розподіл, побудований на основі нової моделі);

$V_8 = V8 = f(w)$ – реальний розподіл ДТП за віком, відповідний першій половині 2002 р.;

$K_7 = 0,802$ – коефіцієнт кореляції між V_7 і V_c ;

$K_8 = 0,853$ – коефіцієнт кореляції між V_8 і V_c ;

$K_w = 0,836$ – коефіцієнт кореляції між V_7 і V_8 .

Обробка статистичних даних показала, що на проміжок віку $w = [18; 46]$ припадає 85 % усіх ДТП. Також виявлено, що для півріччя 1999–2002 рр. у Львівській області розподіли ДТП за віком на проміжках типу $w = [18; 46]$ більш ефективно відображають характер даного півріччя, ніж розподіли на проміжках $w = [18; 80]$. Це тому, що коефіцієнти

лінійної кореляції розподілів за віком для даного півріччя на проміжках $w = [18; 80]$ порівняно з V_c (рис. 1–3) близькі до одиниці:

$$K_j = [0,959; 0,986] \quad (w = [18; 80]) \quad (3)$$

і недостатньо відображають характер відповідних залежностей при наближенні до екстремуму функції розподілу – екстремум в основному відповідає віку $w = [24; 28]$ (рис. 4). Звуження вікового проміжку до $w = [18; 46]$ дозволяє отримати для конкретних розподілів ширший діапазон коефіцієнтів кореляції, наприклад, для 1-го півріччя 2002 р. значення $K_{8w} = 0,853$ ($w = [18; 46]$) (рис. 4); K_8 знаходиться за межами діапазону (3). Таке збільшення коефіцієнта кореляції дозволяє зменшити некоректність поставленої оберненої задачі і відповідно збільшити точність знаходження розподілу, наприклад, типу V_8 у менш широкому, але більш інформативному стосовно кількості ДТП діапазоні $w = [18; 46]$.

Точність розрахунків обмежуємо такою умовою відхилення Δ_K з точки зору коефіцієнта кореляції:

$$\Delta_{jw} = 1 - K_{jw} = 0,2; \quad \Delta_{jw} < \Delta_{K^*} \quad (\Delta_{K^*} = 0, 2). \quad (4)$$

Розподіл типу V_{8w} знаходимо для вікового діапазону $w = [18; 46]$, розглядаючи дані стосовно ДТП протягом періоду трьох з половиною років (січень 1999 р. – червень 2002 рр. – Львівська область) відносно усередненого розподілу ДТП V_c (рис. 4).

За допомогою співвідношення

$$\Delta_{wk} = (K_{wmax} - K_{wmin}) / (2 \cdot K_{wav}), \quad (5)$$

встановлено відносні значення відхилень (рис. 5):

$$K_{wmax} = 0,975; \quad K_{wmin} = 0,853; \quad K_{wav} = 0,914; \quad \Delta_{wk} = 0,067. \quad (6)$$

Тут “av” – перші букви слова average (середній).

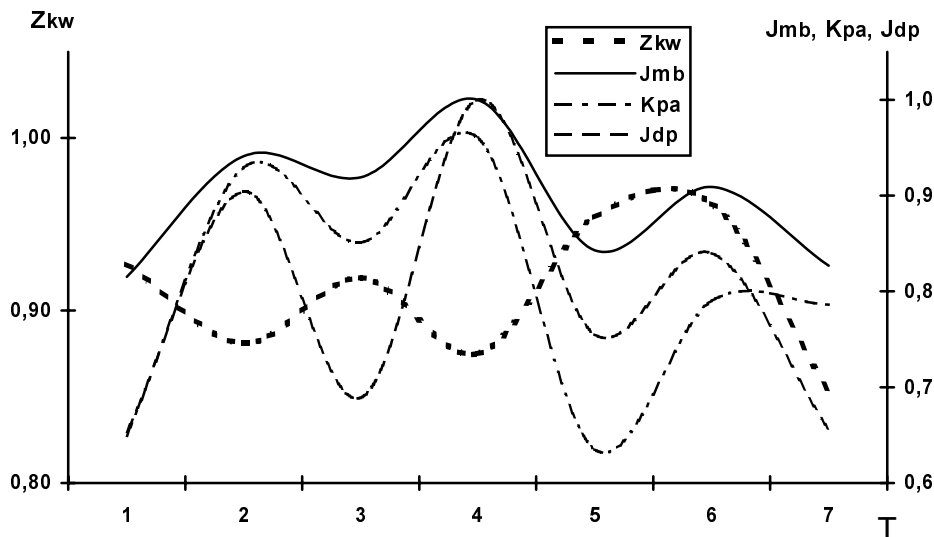


Рис. 5. Залежності $Z_{kw} = f(T)$, $J_{mb} = f(T)$, $K_{pa} = f(T)$, $J_{dp} = f(T)$ на період 1 півріччя 1999 р.:

($T = 1$) – 1 півріччя 2002 р. ($T = 7$) ($Z_{kw} \equiv Zkw$, $J_{mb} \equiv Jmb$, $K_{pa} \equiv Kra$; $J_{dp} \equiv Jdp$;
 Z_{kw} – коефіцієнт кореляції відносно V_c (рис. 4) розподілу за віком інтенсивності ДТП в розрахунку на півріччя (штрихова лінія); J_{mb} – відносна геомагнітна активність в розрахунку на половину року (суцільна лінія); K_{pa} – коефіцієнт кореляції відносно середнього значення розподілу за часом інтенсивності потоку автомобілів ППА в розрахунку на півріччя; J_{dp} – відносна інтенсивність ДТП в розрахунку за півріччя

Надалі 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_w від середніх значень K_{wav} .

Для кожного періоду ($T = 1, 2, 3, \dots, 7$) аналогічно як на рис. 5 для V_{8w} ($T=7$) побудовано розподіли за віком і для них визначено коефіцієнти кореляції $V_{8w} = f(w)$ відносно розподілу $V_c = f(w)$.

Подану на рис. 5 інформацію, а також відому методику розв'язування обернених задач [39–41] використано для прогнозу розподілу ДТП за віком водіїв (які спричинили аварійну ситуацію) $V_{8w} = f(w)$ ($w = [18; 46]$; перше півріччя 2002 рр. – Львівська область).

Порівняємо залежності $Z_{kw} = f(T)$ і $J_{mb} = f(T)$. Для цього визначимо між ними коефіцієнт кореляції $K_{wm} = 0,365$. Отже, кореляція фактично недостатня, щоб прогнозувати розподіл $V_{8w} = f(w)$. Невідповідність між Z_{kw} і J_{mb} можна пояснити, наприклад, тим, що не враховано розподіл $K_{pa} = f(T)$ (K_{pa} – коефіцієнт кореляції відносно середнього значення V_{pac} розподілу за часом інтенсивності потоку автомобілів (ПА) V_{pa} в розрахунку на півріччя).

Для знаходження V_{8w} формуємо співвідношення

$$K_{wp} = \begin{pmatrix} Zkw1 \\ Zkw2 \\ Zkw3 \\ Zkw4 \\ Zkw5 \\ Zkw6 \end{pmatrix} + t_w \cdot \begin{pmatrix} Кра1 \\ Кра2 \\ Кра3 \\ Кра4 \\ Кра5 \\ Кра6 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Kwp1 \\ Kwp2 \\ Kwp3 \\ Kwp4 \\ Kwp5 \\ Kwp6 \end{pmatrix} \quad \text{і} \quad J_{mb} = \begin{pmatrix} Jmb1 \\ Jmb2 \\ Jmb3 \\ Jmb4 \\ Jmb5 \\ Jmb6 \end{pmatrix}. \quad (7)$$

для періоду шести півріч 1999–2001 рр. ($w = 20, 24, 28, \dots, 44; j = 6$). Тут $Z_{kwj} = Zkwj$, $Краj$, $Jmbj$, ($j = 1, 2, \dots, 6$) – значення параметрів ситуації в регіоні (зокрема, у Львівській області) для залежностей $Z_{kw} = f(T)$, $K_{pa} = f(T)$, $J_{mb} = f(T)$, відповідно; t_w – числовий параметр, який визначаємо на основі обчислювального експерименту (t_w розглядається як фактор впливу, тобто характеризує вплив ПА на коефіцієнт кореляції відносно V_c (рис. 4) розподілу за віком інтенсивності ДТП в розрахунку на півріччя).

Моделюємо критичні ситуації для автомобільних шляхів регіону (Львівської обл.) на основі співвідношень (1)–(7) 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 з добрими прогностичними властивостями.

Коефіцієнт кореляції K_{kmp} між $K_{wp} = f(T)$ і $J_{mb} = f(T)$ можна регулювати за допомогою параметра t_w . Як було зазначено вище, $K_{kmp0} = K_{wm} = 0,365$ при $t_w = 0$. У даному випадку при збільшенні t_w коефіцієнт K_{kmp} зростає.

Коефіцієнт кореляції між K_{wp} , J_{mb} при $t_w = 1,01$ і $T = 1, 2, \dots, 6$ набуває максимально можливого значення $(K_{kmp})_{max} = 0,99334$.

Прийнявши $t_w = 1,01$, проводимо обчислювальний експеримент для встановлення кореляційного зв'язку між співвідношеннями K_{wp} і J_{mb} ($T = 1, 2, \dots, 7$), якщо відомі $Кра7$ і $Jmb7$, тобто

$$K_{wp} = \begin{pmatrix} Zkw1 \\ Zkw2 \\ Zkw3 \\ Zkw4 \\ Zkw5 \\ Zkw6 \\ Zkw7 \end{pmatrix} + t_w \cdot \begin{pmatrix} Кра1 \\ Кра2 \\ Кра3 \\ Кра4 \\ Кра5 \\ Кра6 \\ Кра7 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Kwp1 \\ Kwp2 \\ Kwp3 \\ Kwp4 \\ Kwp5 \\ Kwp6 \\ Kwp7 \end{pmatrix} \text{ i } J_{mb} = \begin{pmatrix} Jmb1 \\ Jmb2 \\ Jmb3 \\ Jmb4 \\ Jmb5 \\ Jmb6 \\ Jmb7 \end{pmatrix}. \quad (8)$$

Для періоду 1999–2002 рр. ($w = 20, 24, \dots, 44; j = 7$) вважаємо, що K_{wp7} невідоме. Такі розрахунки можна проводити, якщо задано відповідний критерій. Критерій встановлено емпірично на основі обчислювального експерименту, при якому проводився почергово пошук значень $K_{wp1}, K_{wp2}, K_{wp3}, K_{wp4}, K_{wp5}, K_{wp6}, K_{wp7}$.

Критерій для визначення $K_{wp7} = K_{wp7}$ запишемо у вигляді

$$K_{kmp}(K_{wp}; J_{mb} (T = 1, 2, \dots, 7)) \rightarrow \max \text{ при змінах } K_{wp7}. \quad (9)$$

Тут $t_w = 1,01$; $K_{kmp}(K_{wp}; J_{mb} (T = 1, 2, \dots, 7))$ – коефіцієнт кореляції між розподілами K_{wp} і J_{mb} при $T = 1, 2, \dots, 7$.

Співвідношення (9) подамо дещо в іншій формі:

$$\partial(K_{kmp}(K_{wp}; J_{mb} (T = 1, 2, \dots, 7))) / \partial(K_{wp7}) = 0. \quad (10)$$

Для періоду січень 1999–червень 2002 рр. на основі обчислень встановлено, що $\max(K_{kmp}) = 0,99454$ і при цьому $K_{wp7*} = 0,794$. Реальне значення $K_{wp7} = 0,837$. Невідповідність між K_{wp7*} і K_{wp7} характеризуємо відносним відхиленням

$$\Delta_n = 2 \cdot |K_{wp7*} - K_{wp7}| / (K_{wp7*} + K_{wp7}) = 0,0527, \quad (11)$$

яке в даному випадку порівняно невелике. Для такого типу задач вважаємо, що допустиме значення Δ_n не має перевищувати 0,25. Але якщо при визначенні параметра типу K_{wp7*} отримаємо Δ_n порядку $\Delta_{K*} = 0,2$, то такий результат будемо вважати непоганим.

Наступний етап – встановлення орієнтовного розподілу ДТП за віком у діапазоні $w = [18; 46]$. Визначення такого розподілу належить до класу обернених задач [7–9]. Стандартну методику розв’язання обернених задач [7–9] використаємо для знаходження функції розподілу V_{7w} ДТП за віком водіїв (які спричинили ДТП) у Львівській області протягом першого півріччя 2002 р.

Функцію розподілу V_{7w} подамо у вигляді лінійних параметричних залежностей типу:

$$f(w) = \sum_{q=1}^m c_q \psi_q(w), \quad (12)$$

де $\psi_q(w)$, $q = \overline{1, m}$ – система лінійно незалежних функцій. Таке наведення дозволяє як завгодно точно відображати тонку структуру розподілу, вимагає менше апріорної інформації про розв’язок та забезпечує його стійкість [7].

Для знаходження розподілів типу V_{7w} у обернених задачах застосовуємо метод квазірозв’язків Іванова з наведенням розв’язку у вигляді лінійної параметричної моделі чи

гістограми розподілу ДТП за віком водіїв [8]. При цьому числова мінімізація відхилю у вказаному методі найефективніше (за точністю та швидкодією) здійснюється за допомогою методу конфігурацій Хука-Дживса.

Найбільш оптимальний розподіл ДТП за годинами доби серед можливих варіантів встановлено на основі обчислювального експерименту з використанням вищеописаного методу Іванова та методу конфігурацій Хука-Дживса. Процедура побудови V_{7w} розроблена для розподілів, коефіцієнти кореляції яких знаходяться в таких межах

$$K_{wp7} = [0,75; 0,85]. \quad (13)$$

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

На основі спостережень і відповідних розрахунків виявлено, що якщо значення $K_{wp7} = 0,794$ потрапляє в діапазон (13), то при цьому максимум функції розподілу V_{7w} зміщується на одну позицію у бік збільшення w , тобто із $w_1 = 24$ (роки) до $w_2 = 28$ (років). Отже, до $w_2 = 28$ функція V_{7w} (кількість ДТП) зростає. Зміни зростання наводимо в розрахунку 2:1 на кожну вікову групу. Зокрема, для знаходження розподілу, який відповідає K_{wp7} , початкова функція V_{7w} буде мати значення: $V_{7w0} = (0,7; 0,9; 1,0; 0,844; 0,683; 0,606; 0,46)$. Значення V_{7w0} для $w = 32, 36, 40, 44$ вибираємо такі ж, як для усередненої залежності V_c за 6-ма півріччями ($T = 1,2, \dots, 6$) (рис. 4).

Далі досліджуємо вплив зміни параметра $q = t_z$ на коефіцієнт кореляції між побудованим розподілом V_{7w} і усередненим V_c . Змінюючи множник $q = t_z$, при $q = 0,807$, отримуємо $Y_{xt} = Y_z$, для якого коефіцієнт кореляції порівняно з усередненим Z_a становить $K_{wp7*} = 0,794$:

$$V_{7wq} = \begin{pmatrix} 0,7 \cdot q \\ 0,9 \cdot q \\ 1,0 \\ 0,844 \cdot q \\ 0,683 \cdot q \\ 0,606 \cdot q \\ 0,46 \cdot q \end{pmatrix}, \quad V_{7w} = \begin{pmatrix} 0,568 \\ 0,731 \\ 1,0 \\ 0,685 \\ 0,555 \\ 0,492 \\ 0,373 \end{pmatrix}, \quad V_c = \begin{pmatrix} 0,7 \\ 1,0 \\ 0,858 \\ 0,844 \\ 0,683 \\ 0,606 \\ 0,46 \end{pmatrix}, \quad V_{8w} = \begin{pmatrix} 0,84 \\ 0,86 \\ 1,0 \\ 0,9 \\ 0,74 \\ 0,68 \\ 0,44 \end{pmatrix}, \quad w = \begin{pmatrix} 20 \\ 24 \\ 28 \\ 32 \\ 36 \\ 40 \\ 44 \end{pmatrix}. \quad (14)$$

Отже, у співвідношеннях (14) V_{7w} – розв’язок оберненої задачі. Коефіцієнт кореляції між отриманим розв’язком V_{7w} і реальним розподілом V_{8w} становить $K_{w*} = 0,888$ і $\Delta_{w*} = 1 - K_{w*} = 0,112$. Числове значення відхилення Δ_{w*} – задовольняє умову $\Delta_{w*} < \Delta_{K*}$ ($\Delta_{K*} = 0,2$), тому можна вважати, що розв’язок оберненої задачі знайдено з достатньою точністю.

1. Коноплянко В.И. Организация и безопасность дорожного движения. – М., 1991. – 184 с. 2. Сопільник Л. Вплив електромагнітного поля на дорожньо-транспортні пригоди (теорія та дослідження). – Львів, 2000. – 176 с. 3. Дорожньо-транспортні пригоди в Україні. – К.: Головне управління державної автомобільної МВС 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. – 242с.* 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.*

УДК 004.7

М.О. Хомуляк

Національний університет “Львівська політехніка”,
 кафедра “Електронні обчислювальні машини”

СЕНСОРНА ДІАГНОСТИЧНА МЕРЕЖА СТАЦІОНАРНОГО ВІДДІЛЕННЯ КЛІНІЧНОЇ ЛІКАРНІ

©Хомуляк М.О., 2002

Запропоновано структуру сенсорної діагностичної мережі стаціонарного відділення клінічної лікарні, описано апаратну реалізацію та розглянуто питання розширення її функціональних можливостей.

The structure of the diagnostic sensor net for stationary department of clinical hospital is proposed. Hardware realization of proposed sensor net is described. The problems of sensor net functionality increase is considered.

1. Вступ

Сучасні технології збирання, зберігання, передавання та обробки інформації передбачають широке застосування комп'ютерних мереж у всіх галузях виробництва та соціальної сфери [1]. Не є винятком щодо цього і медицина, де від своєчасного отримання достовірної медико-біологічної інформації залежить не лише здоров'я, але й життя людини. Забезпечення медичного персоналу стаціонарного відділення клінічної лікарні даними про стан хворого, а також відслідковування динаміки найважливіших параметрів цього стану впродовж тривалого часу – необхідна умова визначення правильного лікування та запорука його успішного завершення.

Шлях, який необхідно пройти від виявлення симптомів захворювання до усунення їх причин, – це багатоетапний діагностично-лікувальний процес, що може повторюватись багато разів. Цей процес зазвичай містить такі етапи [2]:

- збирання даних;
- аналіз даних;
- прийняття рішень;
- лікування;
- повторення всіх або лише деяких попередніх етапів залежно від обставин.

Жоден із наведених етапів у наш час не можливий без використання електронного діагностично-лікувального обладнання та комп'ютерної техніки.