Список використаних джерел

1. Грошев Г.М. Пособие поездному диспетчеру и дежурному по отделению / Грошев Г.М., Кудрявцев В.А., Платонов Г.А., Чернюгов А.Д. – М.: Транспорт, 1992. – 368с.

2 Жуковицький І.В. Принципи побудови системи підтримки прийняття рішень і управління вантажними перевезеннями на основі аналитичних серверів АСК ВП УЗ / І.В. Жуковицький, В.В. Скалозуб, А.Б. Устинко // Вісник Дніпропетровського національного університету залізничного транспорту імені академіка В. Лазаряна. Дніпропетровськ, 2007. – №.17. – С.28-34.

3. Мелехов А.Н. Ситуационные советующие системы с нечѐткой логикой / Мелехов А.Н., Бернштейн Л.С., Коровин С.Я. – М. Наука. Гл. ред. Физ.-мат.-лит. – 1990.

УДК 519.246:656.2.08

Мойсеєнко В.І., к.т.н., професор (УкрДАЗТ)
Бородай Г.П., к.фіз.-мат.н., доцент (УкрДАЗТ)
Лазарєв О.В., ст. викладач (УкрДАЗТ)

ДОСЛІДЖЕННЯ ПОТОКУ КІЛЬКОСТІ ТРАНСПОРТНИХ ПОДІЙ НА ЗАЛІЗНИЦЯХ УКРАЇНИ

Аналіз стану проблеми та постановка задачі. Кожну залізнично-транспортна подію (ЗТП) можна й варто розглядати як свого роду науковий експеримент, що спонтанно здійснився, планомірна постановка якого зажадала б значних фінансових, часових і емоційних витрат.[1]

Ретельне розслідування кожної ЗТП, нагромадження, наступна обробка й систематизація відповідних даних дозволяють установити закономірності явищ і процесів, що протікають у досліджуваних об'єктах. Метою такого дослідження є розроблення рекомендацій для вдосконалювання технологічних процесів, усунення вад й протиріч в нормативних документах, формулювання задачі оптимізації транспортного процесу й відшукання їх нетрадиційних рішень [2].

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Дослідження будь-яких потоків даних виконується в багатьох галузях науки і техніки. Потік кількості транспортних подій на залізниці досліджений поки-що недостатньо. Це питання розглядається в працях [2, 3]

Окремі дослідження вказують на існування закономірностей зміни чисельності порушень по рокам у вигляді рівняння другого порядку [3]:

$$y = A + Bx + Cx^2$$

Місячні реалізації, за даними вказаних авторів та результатів дослідження сходів рухомого складу з рейок [2] мають випадковий характер і представляють собою реалізації x_1, x_2, …. x_n випадкового процесу. Виходячи з цього сформульована гіпотеза про нормальній закон розподілення випадкової змінної x_i місячних реалізацій [3].

При вирішенні науково-практичних завдань, пов'язаних з моделюванням ЗТП та формуванням кількісних оцінок небезпек дуже важливе значення мають такі властивості випадкових змінних, як стаціонарність, ординарність та відсутність або наявність післядії

У роботі Сокола Е.М. [2] показано, що за період 1994-1995 років реалізації даних по сходах рухомого складу можуть розглядатися як дискретна імовірнісна величина з пуасонівським законом розподілення. Автор припускає наявність стаціонарності та відсутності післядії потоку даних, що є важливими характеристиками при прогнозуванні ймовірнісних величин. Також слід визнати, що дані для дослідження взяті тільки по Львівській залізниці й, можливо, не враховують тенденцію інших залізниць та Укрзалізниці в цілому.

Тому у [3] на основі вибірки кількості транспортних подій по Укрзалізниці за 1995-2003 роки перевірено гіпотезу про нормальний розподіл ймовірнісної величини кількості порушень протягом місяця.

У вказаних працях акцентується увага на визначенні законів розподілення ймовірнісних величин. Питання дослідження потоків даних не набули належної наукової підтримки. Внаслідок цього належним чином не досліджено вплив людського фактору та якості керування галуззю на кількість транспортних подій, тому ця проблема є актуальною як в науковому, так і в практичному плані.

Формулювання мети статті. Метою статті є визначення закономірностей та тенденцій поводження потоку кількості транспортних подій.

Виклад основного матеріалу.Розглянемо чисельні характеристики реалізацій ЗТП по рокам та місяцям маючи на увазі дані офіційної статистики [4]. Характер поведінки кількісних показників окремих видів порушень має максимум у кінці дев'яностих років двадцятого століття з наступним спадом у 2001-2008 роках та стабілізацією на протязі останніх п'яти років, рисунки 1-2.

Максимум функції спостерігається у 1995 році, а потім з кожним роком кількість транспортних подій зменшується. Таким чином можна зробити висновок, що розподілення ЗТП по рокам має сталу тенденцію до зменшення їх кількості та їх реалізації не є випадковими.

Починаючи з 2004 року спостерігається відносно стала тенденція характеру поведінки реалізацій чисельності порушень по рокам. Розглянемо більш докладно період з 2005 по 2009 роки. Розглянемо поведінку місячних реалізацій порушень, досліджуючи розгортання даного процесу протягом року. Чисельні дані, що наведені у таблиці 1 та характер їх поведінки (рисунок 3) дають попередню підставу вважати їх випадковими реалізаціями.

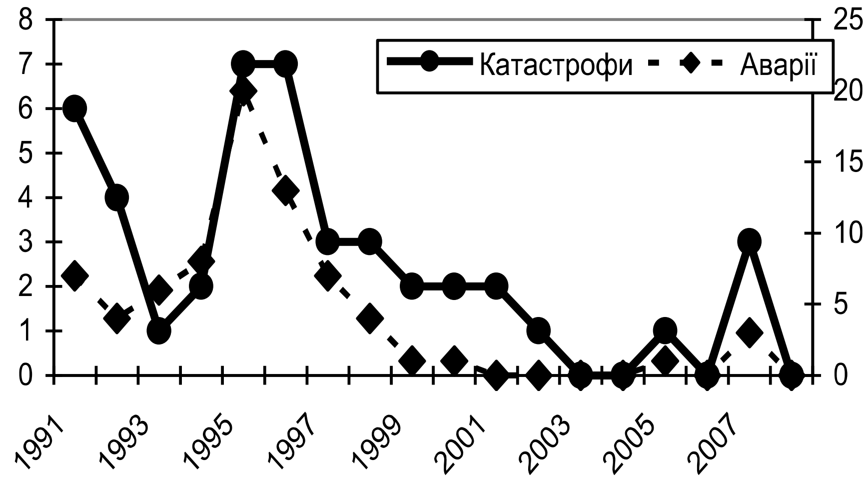

Рисунок 1 - Зміни чисельності катастроф та аварій

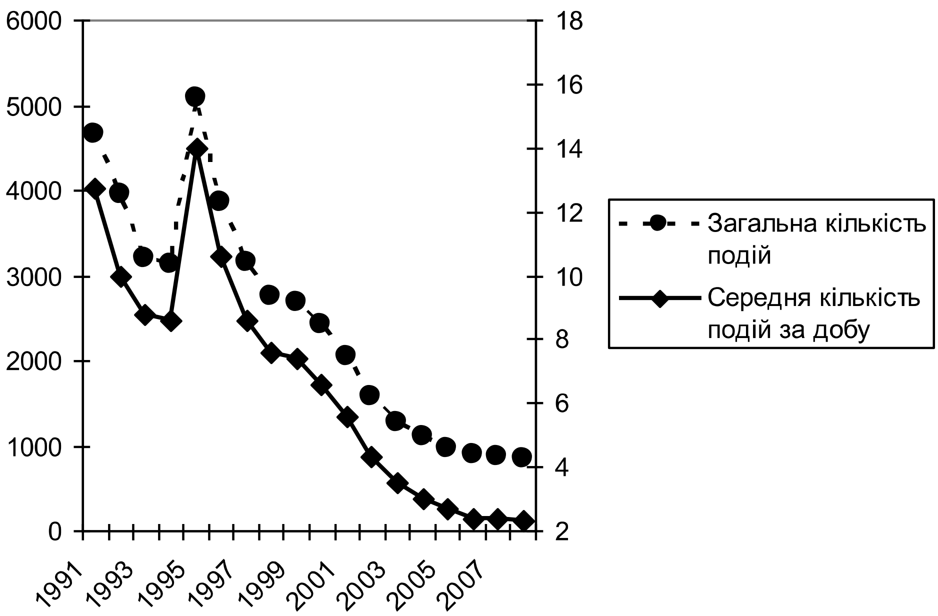

Рисунок 2 - Загальна чисельність ЗТП та їх середня кількість за добу

У зв'язку з цим авторами сформульоване припущення щодо випадкового характеру цих реалізацій ЗТП, крім того вважається, що потік подій у 2005-2009 рр. є стаціонарним (однорідним), та не має післядії (вибірка є дійсно випадковою реалізацією незалежних випадкових величин).

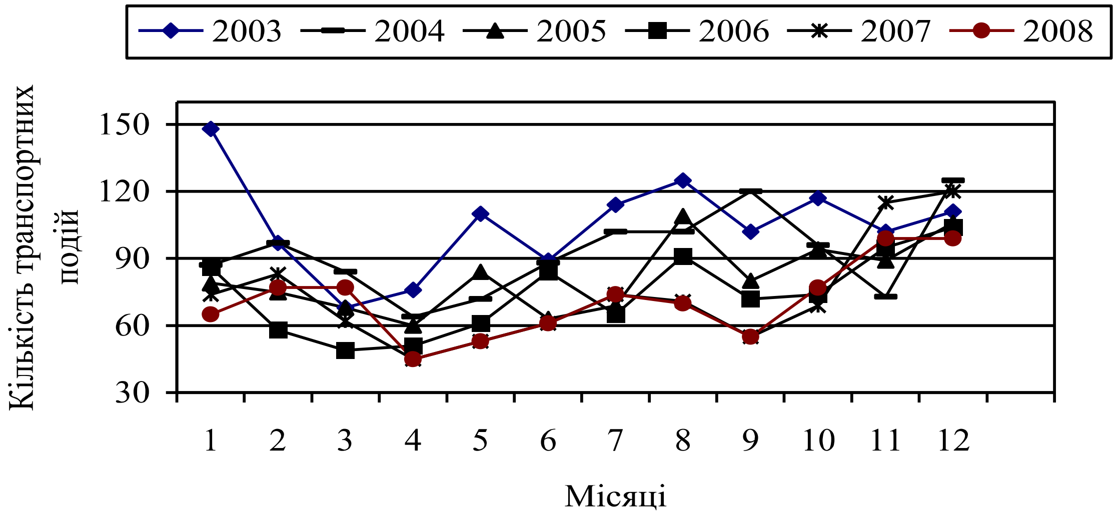

Рисунок 3 - Розподіл кількості ЗТП по місяцях року

Таблиця 1 - Розподіл кількості транспортних подій по місяцях

Рік	Місяць											
	січень	лютий	березень	квітень	травень	червень	липень	серпень	вересень	жовтень	листопад	грудень
1995	354	365	433	421	448	460	461	430	422	392	506	405
1996	362	392	324	325	306	319	313	341	332	241	276	331
1997	231	217	265	260	262	291	304	253	217	296	239	333
1998	209	164	241	255	226	283	295	251	194	184	205	237
1999	152	155	213	191	214	246	249	247	184	219	368	249
2000	160	164	258	249	167	210	240	218	174	137	242	196
2001	120	95	100	133	262	201	295	210	184	139	149	153
2002	98	92	82	109	147	148	160	148	144	138	153	156
2003	148	97	68	76	110	89	114	125	102	117	102	111
2004	87	97	84	64	72	88	102	102	120	96	73	125
2005	79	75	68	60	84	63	69	109	80	94	89	106
2006	86	58	49	51	61	84	65	91	72	74	95	104
2007	74	83	62	45	53	61	74	71	55	69	115	120
2008	65	77	77	45	53	61	74	70	55	77	99	99
2009	59	76	73	43	48	61	74	68	65	77	83	101

Перевірка незалежності ряду спостережень.

Перед тим як піддати результати спостережень відповідній статистичній обробці, необхідно переконатись, що вони дійсно утворюють випадкову вибірку, тобто є стохастично незалежними. У нашому випадку $x_1, \ldots, x_m$ (m=12) випадкові величини, які визначають число транспортних подій у m=12 місяцях (протягом року). Для перевірки твердження про незалежність скористаємось даними таблиці 1. Будемо вважати спостереження випадкової величини в різні роки, як n реалізацій x_i n=4,5,6. Для перевірки незалежності використаємо 2 критерії:

- критерій серій, заснований на медіані виборки;
- критерій квадратів послідовних різниць (критерій Аббе) [5, 7]

Критерій серій, заснований на медіані виборки [5].

Розглянемо три періоди часу виникнення ЗТП: 2006-2009 рр., 2005-2009 рр., 2004-2009 рр. та для кожного з них застосуємо критерій серій, що заснований на медіані виборки.

Перший період з 2006р. по 2009 рр. Кількість елементів виборки n = 48, медіана виборки $x_{med} = 71.5$

Таблиця 2 – Розподіл кількості транспортних подій по місяцях у 2006-2009рр.

Рік	Місяць												Кіл. серій
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
2006	86	58	49	51	61	84	65	91	71	74	95	104	7
2007	74	83	62	45	53	61	74	72	55	69	115	120	4
2008	65	77	77	45	53	61	74	70	55	77	99	99	6
2009	59	76	73	43	48	61	74	68	65	77	83	101	6

Елементи, для яких $x_i > x_{med}$ підкреслені. Серією є послідовність підряд розташованих підкреслених або не підкреслених елементів варіаційного ряду. Кількість серій позначається υ(n), а довжина найдовшої серії τ(n). У таблиці 2 υ(n) = υ(48) = 23, τ(n) = 5. За критерієм серій перевіряється одночасне виконання нерівностей [5]

$$\begin{aligned} \nu(n) &> \frac{1}{2}\left(n+1-1.96\sqrt{n-1}\right), \\ \tau(n) &< 3.3\log_{10}(n+1), \end{aligned} \qquad (1)$$

які при n = 48 виконуються:

$$\begin{gathered} 23 > 17.78 \\ 5 < 5.5947. \end{gathered}$$

Таким чином можна зробити висновок, що гіпотеза про незалежність виборки з 48 елементів таблиці 2 не відкидається.

Розглянемо другий період з 2005 по 2009рр. Кількість елементів виборки n = 60, медіана виборки x_{med} = 73.5

Таблиця 3 – Розподіл кількості ЗТП по місяцях у 2005-2009рр.

Рік	Місяць												Кіл. серій
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
2005	79	75	68	60	84	63	69	109	80	94	89	106	5
2006	86	58	49	51	61	84	65	91	71	74	95	104	6
2007	74	83	62	45	53	61	74	72	55	69	115	120	4
2008	65	77	77	45	53	61	74	70	55	77	99	99	6
2009	59	76	73	43	48	61	74	68	65	77	83	101	6

$\upsilon(n) = \upsilon(60) = 27$, $\tau(n) = \tau(n) = 6$. Нерівності (1) при n = 60:

$$27 > \frac{1}{2}\left(61 - 1.96\sqrt{59}\right) = 22{,}97$$

$$6 < 5.8918.$$

Тобто критерій незалежності виконується не повною мірою через хибність другої нерівності. Отримані результати вказують на те, що чисельні дані не підтверджують впевнено висунуту гіпотезу.

Розглянемо останній період з 2004 по 2009рр. Кількість елементів виборки n = 72, медіана виборки x_{med} = 74

Таблиця 4 – Розподіл кількості ЗТП по місяцях у 2004-2009рр.

Рік	Місяць												Кіл. серій
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
2004	87	97	84	64	72	88	102	102	120	96	73	125	5
2005	79	75	68	60	84	63	69	109	80	94	89	106	4
2006	86	58	49	51	61	84	65	91	71	74	95	104	6
2007	74	83	62	45	53	61	74	72	55	69	115	120	2
2008	65	77	77	45	53	61	74	70	55	77	99	99	4
2009	59	76	73	43	48	61	74	68	65	77	83	101	4

Елементи виборки, які дорівнюють $x_{med} = 74$ викреслюються. $\upsilon(n) = \upsilon(72) = 25$, $\tau(n) = \tau(n) = 7$. Нерівності (1) при n = 72: не виконуються.

$$27 > \frac{1}{2}\left(73 - 1.96\sqrt{71}\right) = 28,3$$

$$7 < 3.31\frac{\ln 73}{\ln 10} = 6.16$$

Таким чином можна зробити висновок, що гіпотеза про незалежність не може бути прийнята та відкидається.

Проведені розрахунки за критерієм серій, заснованим на медіані виборки, для трьох періодів вказують на те, що гіпотеза про незалежність ряду спостережень у 2004-2009рр. відкидається, у 2005-2009рр. не підтверджується впевнено, а у 2006-2009рр. не відкидається.

Перевіримо незалежність ряду спостережень ЗТП за критерієм квадратів послідовних різниць (критерій Аббе) [5, 7].

Виборка, яка досліджується, добирається з нормальної генеральної сукупності. Це буде доведено пізніше. Для перевірки стохастичної незалежності реалізацій ЗТП за допомогою даного критерію обчислюють величину [5]

$$\gamma^{(n)} = \frac{q^2(n)}{s'^2(n)},$$

де $$q^2(n) = \frac{1}{2(n-1)}\sum_{i=1}^{n-1}\left(x_{i+1} - x_i\right)^2;$$

$$s'^2(n) = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^2;$$

$$\bar{x} = \bar{x}(n) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i.$$

Якщо виявиться, що $\gamma(n) \le \gamma_\alpha^{кр}(n)$, то гіпотеза про стохастичну незалежність результатів вимірювання відкидається. При цьому величина $\gamma_\alpha^{кр}(n)$ для n>60 обчислюється за формулою [5]

$$\gamma_\alpha^{кр}(n) = 1 - \frac{u_\alpha}{\sqrt{n + 0.5\left(1 + u_\alpha^2\right)}}, \qquad (2)$$

де u_α - α-квантиль нормального розподілу: $u_{0.001}$=3.09, $u_{0.01}$=2.326, $u_{0.05}$=1.645 [8].

Величина $\gamma_{\alpha}^{кр}(n)$ при n≤60 для трьох рівнів значущості α=0,001, α=0,05, α=0,01 надані в таблиці 4.9 [7].

Значення $q^2(n)$, $s'^2(n)$, $\gamma(n)$ обчислювались за допомогою PASCAL програм, що розроблені авторами.

1) *Розглянемо перший період з 2006р. по 2009 рр.,* коли n=48, тоді

$$\overline{x} = 71.6667, s'^2 = 319.3759, q^2 = 185.3298, \gamma(48) = 0.5803 > \gamma_{0.001}^{kp}(48) = 0.5781.$$

Таким чином можна зробити висновок, що гіпотеза про незалежність виборки з 48 елементів таблиці 2 приймається (не суперечить результатам експерименту).

2) *Розглянемо другий період з 2005 по 2009 рр.,* коли n=60, тоді

$$\overline{x} = 73.6, s'^2 = 316.5492, q^2 = 186.0508, \gamma(60) = 0.5817 < \gamma_{0.001}^{kp}(60) = 0.6174.$$

Таким чином гіпотеза про незалежність відкидається, оскільки нерівність $\gamma(n) \le \gamma_{\alpha}^{kp}(n)$ виконується.

3) *Розглянемо останній період з 2004 по 2009 рр.,* коли n=72. За формулою (2) обчислюємо $\gamma_{\alpha=0.001}^{кр}(72) = 0.6484$. Далі знаходимо $\overline{x} = 76.75, s'^2 = 366.3310, q^2 = 206.9377, \quad \gamma(72) = 0.5649 < \gamma_{0.001}^{kp}(72) = 0.6484.$ Таким чином гіпотеза про незалежність відхиляється, оскільки нерівність $\gamma(n) \le \gamma_{\alpha}^{kp}(n)$ так само як у п.2 виконується.

Проведені розрахунки по критерію Аббе дозволяють зробити висновок про те, що у періоді 2006-2009рр. гіпотеза про незалежність виборки приймається; у періоді 2005-2009рр. гіпотеза відкидається; у періоді 2004-2009рр. гіпотеза відхиляється.

Надалі переходимо до перевірки стаціонарності потоку реалізації порушень безпеки. У стаціонарного потоку випадкові величини $x_1, \ldots, x_m$ (m=12) мають один і той же закон розподілу. Для перевірки цього твердження використовується виборка з таблиці 1. Гіпотеза про стаціонарність потоку (однорідність виборки) перевіряється за допомогою критерію Крускала-Уолліса [6], заснованого на статистиці

$$KW = \frac{\sum_{i=1}^{k} n_t \left(\overline{x_t'} - \frac{1}{2}(N+1) \right)^2}{\frac{1}{12}\left(N^2 - 1\right)}. \tag{3}$$

У даному випадку k - кількість сукупностей є кількість років спостережень k = 5, 6, 7; n_t - число спостережень у виборці з сукупності t; $n_t = 12$; $\overline{x'}_t$ - середнє значення рангів для сукупності t. доведено, що статистика (3) розподілена приблизно як $\frac{N}{N-1}\chi^2$ з k-1 степенями свободи.

За допомогою розроблених авторами PASCAL програм відбувається побудова варіаційного ряду, сортування виборки, призначення рангів та обчислення статистики Крускала-Уолліса для k = 5, 6, 7 років:

а) *розглянемо перший період k = 5, 2005-2009рр.* N = 5*12=60. Результати роботи програми KrW_59.PAS наведені у таблиці 5.

Таблиця 5 - Результати роботи програми KrW_59.PAS

Реалізація	Кількість ЗТП, xi	Ранг, ri	Реалізація	Кількість ЗТП, xi	Ранг, ri	Реалізація	Кількість ЗТП, xi	Ранг, ri
20712	120	1.0	20910	77	21.5	20909	65	40.0
20711	115	2.0	20810	77	21.5	20506	63	42.0
20508	109	3.0	20802	77	21.5	20703	62	43.0
20512	106	4.0	20902	76	24.0	20605	61	45.5
20612	104	5.0	20502	75	25.0	20906	61	45.5
20912	101	6.0	20807	74	28.0	20706	61	45.5
20812	99	7.5	20907	74	28.0	20806	61	45.5
20811	99	7.5	20610	74	28.0	20504	60	48.0
20510	94	9.0	20707	74	28.0	20901	59	49.0
20608	91	10.0	20701	74	28.0	20602	58	50.0
20511	89	11.0	20903	73	31.0	20809	55	51.5
20601	86	12.0	20609	72	32.0	20709	55	51.5
20611	85	13.0	20708	71	33.0	20805	53	53.5
20505	84	14.5	20808	70	34.0	20705	53	53.5
20606	84	14.5	20710	69	35.5	20604	51	55.0
20911	83	16.5	20507	69	35.5	20603	49	56.0
20702	83	16.5	20503	68	37.0	20905	48	57.0
20509	80	18.0	20908	66	38.0	20804	45	58.5
20501	79	19.0	20801	65	40.0	20704	45	58.5
20803	77	21.5	20607	65	40.0	20904	43	60.0
KW=3.9109 sr=1830 rt2=97.7 rt[1]=266.0 rt[2]=361.0 rt[3]=396.0 rt[4]=390.5 rt[5]=416.5								

Обчислене за виборкою значення критерію Крускала-Уолліса (3) KW=3.9109. Число ступенів свободи k-1=4. Оскільки KW=3.9109 значно менше взятих з таблиці значень критерію χ^2, а саме значень:

$$\frac{60}{59}\chi^2_{4,0.1} = \frac{60}{59}7.78 = 7.91, \quad \frac{60}{59}\chi^2_{4,0.05} = \frac{60}{59}9.49 = 9.65, \quad \frac{60}{59}\chi^2_{4,0.01} = \frac{60}{59}13.3 = 13.53$$

то припущення про стаціонарність виборки є правильним;

б) *розглянемо наступний період k=6, 2004-2009рр.,* N=6*12=72. За допомогою програми KrW_49.PAS одержимо: KW=11.7718, сума рангів sr=2628, rt2=423.7, суми рангів за 2004-2009рр. rt[i]=249.5, 361.5, 471.0, 508.5, 502.5, 535.0, i=1,…,6. Число ступенів свободи k-1=5. Оскільки KW=11.7718, а $\chi^2_{5,0.1}$=9.24 $\chi^2_{5,0.05}$=11.1 $\chi^2_{5,0.01}$=15.1, то гіпотеза приймається для рівня значущості α=0.01 та відкидається для α=0.1 та α=0.05;

в) *нарешті третій період k=7, 2003-2009,* N=7*12=84. За допомогою програми KrW_39.PAS одержали KW=24.6543, сума рангів sr=3570, rt2=215.5, суми рангів у 2003-2009рр.: rt[i]=351.0, 479.5, 598.0, 628.0, 630.5, 667.5, i=1,…,7. Оскільки KW=24.0543 значно більше $\chi^2_{6,0.1}$=10.6 $\chi^2_{6,0.05}$=12.6 $\chi^2_{6,0.01}$=16.8, то гіпотеза про стаціонарність відкидається.

Таким чином за результатами обчислень за критерієм Крускала-Уолліса виборки 2005-2009рр та 2004-2009рр є стаціонарними, а у виборки 2003-2009рр. гіпотеза про стаціонарність відкидається.

Виникає питання про те, **який вид має закон розподілу** випадкової величини $x_1, \ldots, x_m$ (m=12) коли є k=5 сукупностей реалізацій цієї випадкової величини. Інтервал зміни цієї випадкової величини (43;120) розбиваємо на 8 проміжків рівної довжини Δ=10 та обчислюємо число елементів виборки, які попали у і-й проміжок і=1,..,8 (за допомогою таблиці 5) та вміщуємо їх у таблицю 6.

Таблиця 6 - Обчислення кількості елементів у і-інтервалі

Інтервал	41;50	51;60	61;70	71;80	81;90	91;100	101;110	111;120
Кількість елементів	n1=5	n2=8	n3=14	n4=16	n5=7	n6=4	n7=4	n8=2

За даними таблиці 6 будуємо гістограму.

Гістограма (рисунок 4) нагадує графік нормального закону. Природно виникає припущення про те, що випадкова величина, яка досліджується, розподілена за нормальним законом $N\left(\overline{x}, s^2\right)$.

За допомогою розробленої авторами PASCAL програми, початковими даними якої є границі проміжків розбиття з таблиці 6 та числа n_i - кількість елементів у i-му проміжку (i=1,…,8) за критерієм χ^2 перевірено гіпотезу про нормальний розподіл виборки 2005-2009рр. Число ступенів свободи k=8-1-2=5. Одержано $\chi^2_{виб}$=4.47, $\overline{x} = 73.33$, s=17.48.

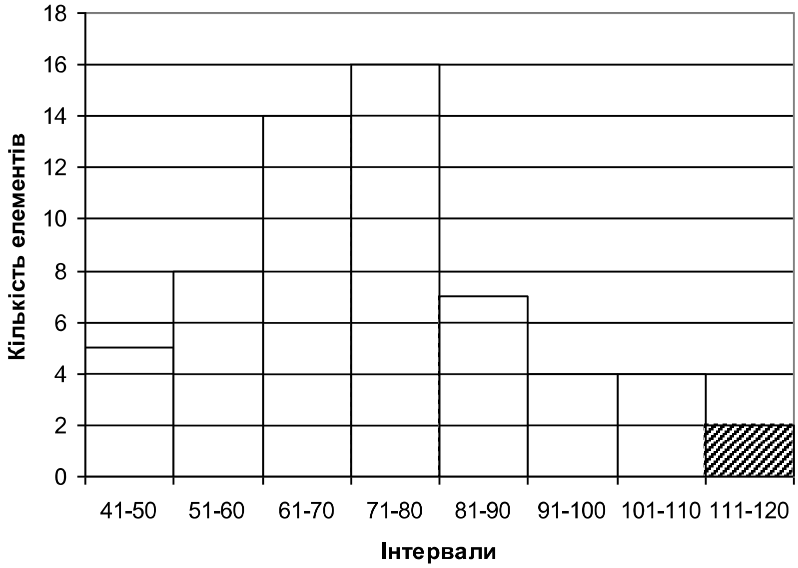

Рисунок 4 - Гістограма розподілу випадкової величини ЗТП

Таким чином, оскільки $\chi^2_{виб}$ значно менше $\chi^2_{5,0.1}$=9.24 $\chi^2_{5,0.05}$=11.1 $\chi^2_{5,0.01}$=15.1, то вважаємо, що гіпотеза про нормальний закон виконується.

У зв'язку з вищевикладеним можна розглянути питання прогнозування кількості ЗТП. Це можна зробити двома шляхами, а саме:

- параболічна апроксимація кількості транспортних подій;
- кусково-лінійна апроксимація кривої кількості ЗТП.

Спочатку розглянемо параболічну апроксимацію кількості ЗТП. Початковими даними є кількість ЗТП по місяцях кожного року з 2005 по 2009 роки. Криву кількості транспортних подій (рисунок 5) одержано методом найменших квадратів за допомогою пакету MathCad.

Застосована кусково-поліноміальна апроксимація кривої за допомогою поліномів другого степеня, тобто парабол на 5 відрізках року

$$K_{ЗТПП} = \begin{cases} -4.7x^2 + 15.5x + 51.8, & x = 1,2,3 \\ 14x^2 - 115x + 285, & x = 3,4,5 \\ 4x^2 - 38x + 151, & x = 5,6,7 \\ -12x^2 + 189x - 664, & x = 7,8,9 \\ -2x^2 + 55.7x - 274, & x = 9,11,12. \end{cases}$$

Одержана крива може бути використана для прогнозування кількості транспортних подій у будь-якому місяці.

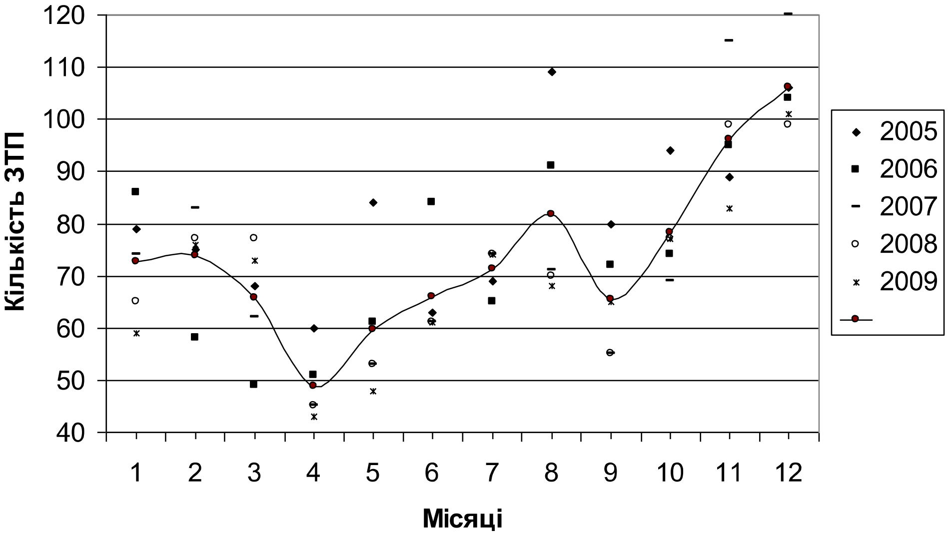

Рисунок 5 - Характеристика зміни кількості транспортних подій у 2005 - 2009 р.

Розглянемо прогнозування кількості ЗТП $K_{ЗТП}$ та оцінимо похибку прогнозу. Оскільки поняття довірчої області визначається лише для прямих регресії, то застосуємо кусково-лінійну апроксимацію кривої кількості ЗТП та побудуємо для кожної з прямих довірчі області (рисунок 6). Найбільший розмір довірчої області буде характеризувати похибку.

Прямі регресії та границі довірчих областей обчислені за допомогою розробленої авторами PASCAL програми.

$$K_{ЗТПЛ} = \begin{cases} 85.1 - 7.94x, & x = 1,2,3,4 \quad r = -0.6732 \\ 20.7 + 7.42x, & x = 4,5,6,7,8 \quad r = 0.6873 \\ 198.6 - 14.8x, & x = 8,9 \quad r = -0.4622 \\ -59.76 + 13.92x, & x = 9,10,11,12 \quad r = 0.8571 \end{cases}$$

Коефіцієнти кореляції r характеризують точність лінійної апроксимації по чотирьох ділянках. Найнижчий коефіцієнт кореляції на третій ділянці r = -0.4622, де спостерігається найбільший розкид значень кількості ЗТП, а найбільший r = 0.8571 на четвертій ділянці, де розкид значень найменший (рисунок 6).

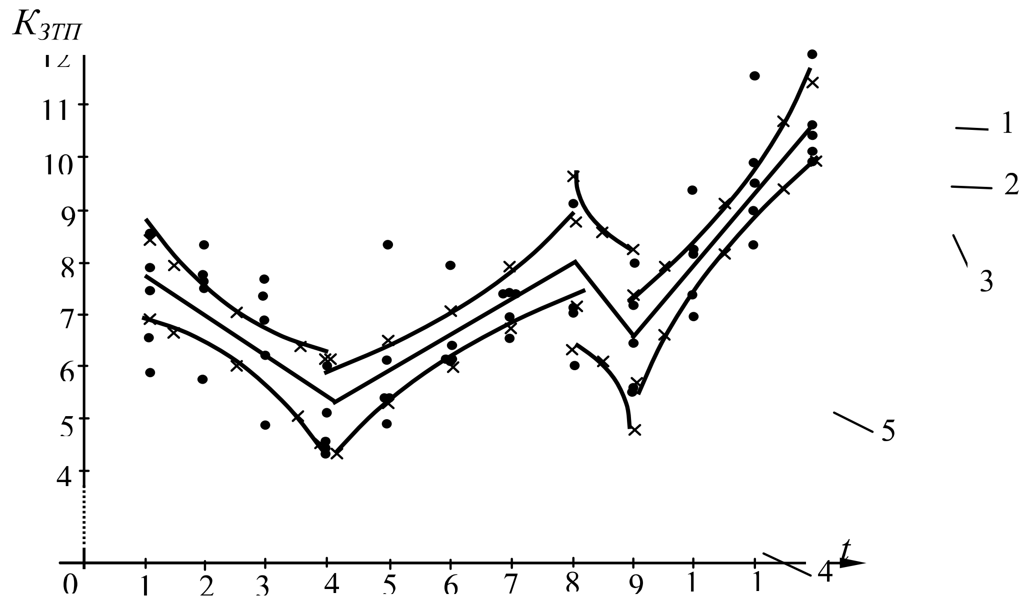

Рисунок 6 - Кусково-лінійна апроксимація кривої кількості ЗТП та довірчі області для чотирьох ділянок:

1 - верхня довірча межа;

2 - кусково-лінійна апроксимація;

3 - нижня довірча межа;

4 - значення меж довірчої області, обчислені за (4);

5 - реалізації кількості ЗТП у 2005-2009 рр.

Обчислимо границі області надійності 1-ε (довірчої області) для прямої регресії $y = \beta_0+\beta_1 x$, що є такими [9]:

$$y + \beta_1(x - \overline{x}) \pm t_\varepsilon(n-2) S_e \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x-\overline{x})^2}{(n-1)S_x^2}}, \qquad (4)$$

де β_0, β_1 - коефіцієнти прямої регресії,

$\overline{x}$ - середнє значення величини x,

S_x^2 - дисперсія величини x,

Se2 - залишкова дисперсія,

$t_\varepsilon(n-2)$ - значення критерію Стьюдента для відповідного числа точок n.

Границі довірчої області являють собою гіперболи, розташовані симетрично відносно прямої регресії (рисунок 6). Обчислення зроблені для рівня значущості ε = 0.05 та надійності 1 - ε = 0.95. Довірчі області для чотирьох ділянок зображені на рисунку 6. З ймовірністю p = 0.95 прямі відповідної ділянки знаходяться між гіперболами.

Відносна похибка прогнозу не перевищує відношення довжини довірчого інтервалу для крайньої точки ділянки до ординати прямої у цій точці. Так, у січні відносна похибка δ = (77-69)/77 = 0,103, тобто 10.3%; у квітні доцільно обчислити похибку як середню похибок ліворуч та праворуч $\delta = \frac{1}{2}\left(\frac{51.5-45}{51.5} + \frac{51.5-42}{51.5}\right) = \frac{0.126+0.184}{2} = 0.155$, тобто 15.5%. Найбільша відносна похибка спостерігається у вересні $\delta = \frac{1}{2}\left(\frac{65-48}{65} + \frac{65-58}{65}\right) = 0.184$, тобто 18.4%, а найменша у грудні δ = (107-99)/107 = 0.074, тобто 7.4%. Таким чином відносна похибка прогнозування не перевищує 18.4%.

Висновок. Таким чином за результатом обчислень критеріїв: серій, що заснований на медіані виборки, квадратів послідовних різниць (критерій Аббе) та критерію Крускала-Уолліса можна зробити висновок, що виборка ЗТП у 2006-2009рр. є стаціонарною та незалежною, виборка за 2005-2009 рр. є стаціонарною та «частково незалежною», а виборка за 2004-2009рр. - стаціонарною, але залежною. Можна наближено вважати виборку 2005-2009рр. стаціонарною та незалежною. Гіпотеза про нормальний закон розподілення виборки 2005-2009рр виконується.

На підставі отриманих результатів можна зробити висновок, що потік кількості ЗТП володіє стаціонарністю та відсутністю післядії протягом 2005-2009рр. та розподілений за нормальним законом. Це дає підстави прогнозувати кількість ЗТП на майбутнє. Подальшим напрямком роботи є дослідження поведінки порушень по окремим галузям залізничного транспорту і, зокрема, пристроїв та систем залізничної автоматики.

Список літератури

1. Сокол Э.Н. Судебная железнодорожно-транспортная экспертиза: настоящее и будущее // Залізнич. Транспорт України. - 1997. - №2-3. - С. 67-72.

2. Сокол Э.Н. Сходы с рельсов и столкновения подвижного состава (Судебная экспертиза. Элементы теории и практики). Монография. 2 издание, дополненное. - К. : Транспорт України, 2004. - 368 с.

3. Мойсеєнко В.І., Головко О.В. Аналіз та програмування стану безпеки руху поїздів // Зб. наук. праць. - Донецьк : ДонІЗТ, 2005. - Вип.. №4. - С.5-12.

4. Аналіз стану безпеки руху на залізницях України у 2009 році / [Укрзалізниця. Головне управління безпеки руху та екології]. – К. : Транспорт України, 2010. - 98 с.

5. Айвазян С.А. и др. Прикладная статистика: Основы моделирования и первичная обработка данных. Справочное изд. / С.А. Айвазян, И.С. Енюков, Л.Д. Мешалкин. – М.: Финансы и статистика, 1983. – 471 с.

6. Джонсон Н. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы обработки данных. / Н. Джонсон, Ф. Лион. - М. : Мир, 1980. - 610 с.

7. Большев Л.Н. Таблицы математической статистики. / Л.Н. Большев, Н.В. Смирнов. - М. : Наука, 1968. - 473 с.

8. Сборник задач по математике для втузов. Специальные курсы. / [Вуколов Э.А., Ефимов А.В., Земсков В.Н. и др.] ; под ред. А.В. Ефимова - М. : Наука, 1984. - 585 с.
9. Эконометрика: учебн. [для студ. высш. уч. завед.] / [Елисеева И.И., Курышева С.В., Костеева Т.В. и др.] ; под ред. И.И. Елисеевой. - М. : Финансы и статистика, 2003. - 344 с.

УДК 656.078

Пасічник А.М., д. фіз. - мат. н., профессор (АМСУ)
Андрющенко В.О., к.т.н., доцент (ДНУЗТ)
Кравчук С.С., ст. викл. (АМСУ)

ІМІТАЦІЙНЕ МОДЕЛЮВАННЯ РОБОТИ ВАНТАЖНОГО МИТНОГО КОМПЛЕКСУ

При виконанні технологічних операцій на вантажних станціях виникає взаємозв’язок з іншими системами (митницею та іншими контролюючими органами), який суттєво впливає на час обслуговування. В роботі запропоновано імітаційну модель вантажного митного комплексу, в якій враховано виконання операцій з зовнішньоторговельним вантажопотоком, який прибуває (відправляється) залізничним та автомобільним магістральним транспортом.

Вступ. Одним з важливих завдань по модернізації транспортної системи України є комплексний розвиток транспортної, митної, складської та термінальної інфраструктури, а також створення ефективної системи управління взаємодією цих компонентів для забезпечення їх скоординованої роботи і отримання синергетичного ефекту.

Для скорочення непродуктивних простоїв транспортних засобів, підвищення якості транспортного обслуговування та ефективності роботи контролюючих органів при обслуговуванні експортно-імпортних і транзитних вантажопотоків інфраструктура залізниць доповнюється створенням на вантажних станціях мережі вантажних митних комплексів (ВМК) [1-8].

Вантажна станція, що обслуговує ВМК – це система масового обслуговування, з пріоритетами, що складається з окремих підсистем з очікуванням, де утворюється складна мережа причинно-наслідкових технологічних взаємозв’язків з одним або декількома паралельними каналами.