

ОРГАНІЗАЦІЯ ТА УПРАВЛІННЯ ПРОЦЕСОМ ПЕРЕВЕЗЕНЬ

УДК 681.5:656.2

*Мойсеєнко В.І., к.т.н., УкрДАЗТ, м. Харків,
Головко О.В., УкрДАЗТ, м. Харків*

АНАЛІЗ ТА ПРОГРАМУВАННЯ СТАНУ БЕЗПЕКИ РУХУ ПОЇЗДІВ

Формулювання проблеми і її зв'язок з науковими і практичними завданнями. Робота залізничного транспорту залежить від впливу дії зовнішніх факторів, серед яких дуже суттєве значення мають кліматичні. В експлуатаційній практиці, при технічному обслуговуванні пристроїв залізничного транспорту виділяють два періоди: літній та зимовий. Взагалі на протязі астрономічного року кількість порушень безпеки не є постійною, тому дуже важливим є завдання, які пов'язані з дослідженням зміни кількості порушень безпеки на протязі року.

Існуюча система досліджень порушень безпеки і розподілення їх на протязі року (12 місяців) базується на статистичних даних. Цей підхід не дозволяє виявити існуючі тенденції та на їх основі спрогнозувати розподілення кількості порушень на перспективу. У роботі [1] мала місце спроба систематизації окремих видів порушень, що стосуються ушкоджень рухомого складу залізниць на протязі року, і на основі цього були сформовані рекомендації щодо розробки упереджувальних заходів. Вказана методика використовувала апарат теорії ймовірності для оцінки небезпечних подій та прогнозування їх появи у перспективі.

Ціллю роботи є створення методики та математичного апарату для аналізу кількісних та якісних змін порушень безпеки на протязі року і на основі цього розроблення математичної моделі для прогнозування виникнення порушень на перспективу.

Основні результати досліджень. Багаторічними дослідженнями встановлено, що число порушень безпеки на протязі 12 місяців року не є

ОРГАНІЗАЦІЯ ТА УПРАВЛІННЯ ПРОЦЕСОМ ПЕРЕВЕЗЕНЬ

постійним. Розподілення кількості порушень по місяцям року за період з 1995 по 2004 рік наведені на рисунку 1.

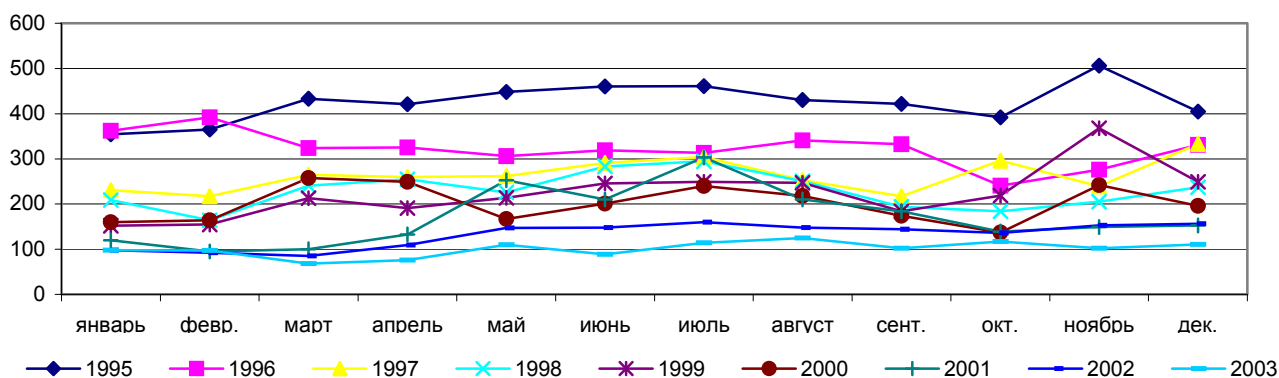


Рисунок 1 - Дані про порушення безпеки в 1995-2003 роках

На першому етапі досліджень необхідно визначити ймовірність появи порушення безпеки в довільний інтервал часу t . У подальшому будемо брати в якості такого інтервалу календарний місяць. В таблиці 1 наведені сукупні місячні кількості порушень за десятирічний період. Як видно з графіка на рисунку 1 і таблиці 1 дані по місяцям відрізняються в досить великих межах, навіть на протязі одного року. Особливо великі розбіжності по зафіксованим кількостям порушень на протязі року мають 1999 і 2001 роки.

Таблиця 1

	янв	февр.	март	апрель	Май	июнь	июль	август	сент.	окт.	нояб.	дек.	МИН	МАКС	Разность
1995	354	365	433	421	448	460	461	430	422	392	506	405	354	506	152
1996	362	392	324	325	306	319	313	341	332	241	276	331	241	392	151
1997	231	217	265	260	262	291	304	253	217	296	239	333	217	333	116
1998	209	164	241	255	226	283	295	251	194	184	205	237	164	295	131
1999	152	155	213	191	214	246	249	247	184	219	368	249	152	368	216
2000	160	164	258	249	167	201	240	218	174	137	242	196	137	258	121
2001	120	95	100	133	253	210	303	210	184	139	149	153	95	303	208
2002	98	92	85	109	147	148	160	148	144	136	153	156	85	160	75
2003	98	97	68	76	110	89	114	125	102	117	102	111	68	125	57
сред.	198,2	193	220,8	224,3	237	249,7	271	247	217	206,8	248,9	241	193,44	271	77,5556

З графіку видно, що з року в рік є тенденція зменшення кількості порушень. Особливо наглядно це простежується на графіках залежності кількості порушень від року для кожного місяця (рис. 2).

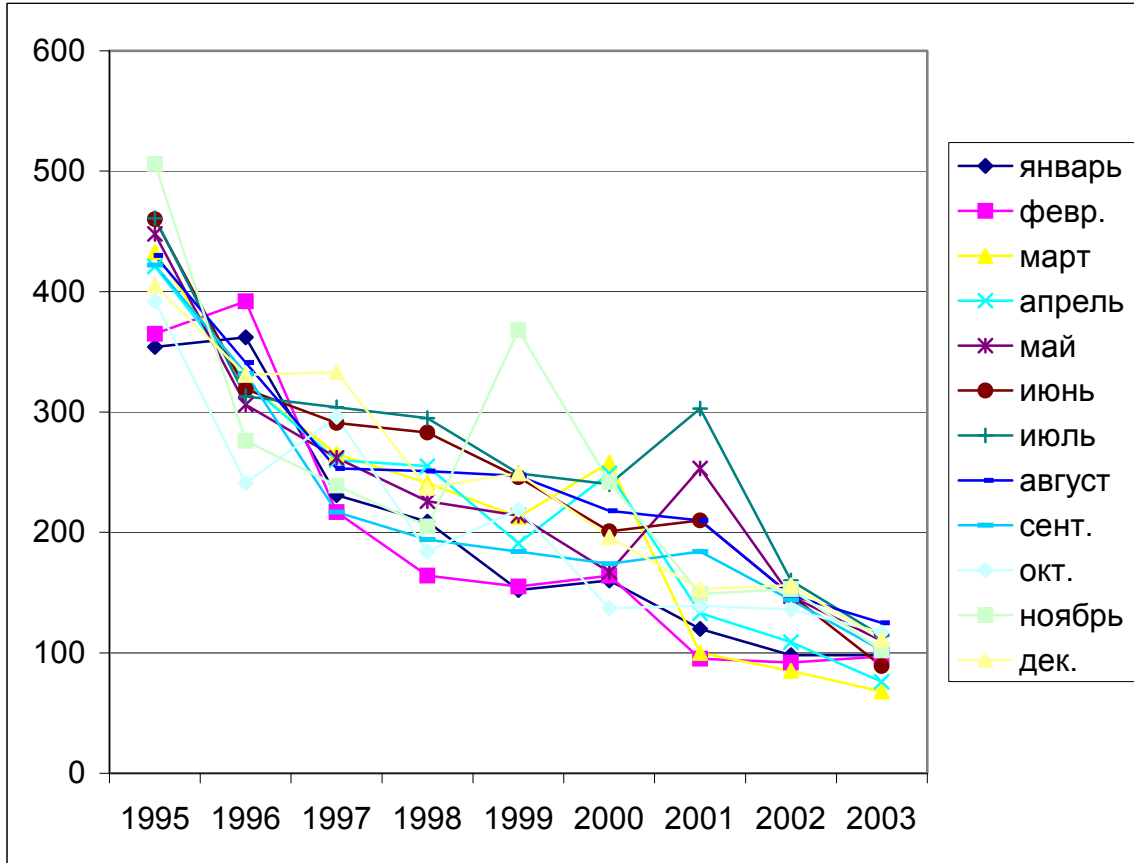


Рисунок 2 - Графік залежності по місяцям

Для кожного місяця побудуємо криву другого порядку, що найбільш наближена до точок графіку і має вигляд:

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

Розглянемо побудову на прикладі січня. Ми маємо дев'ять точок виду (x_i, y_i) де x_i - рік (від 1995 при $i=1$ до 2003 при $i=9$), а y_i - кількість нещасних випадків у січні місяці відповідного року. Перейдемо до нормованої системи координат (X_i, Y_i) по формулі:

$$X_i = x_i - 1995,$$
$$Y_i = y_i - y_{\min},$$

де $y_{\min} = \min_{i=1,9} \{y_i\} = 98$.

Коефіцієнти А, В, С ми отримуємо з системи рівнянь:

$$\begin{aligned} A \cdot N + B \cdot \sum_{i=1}^9 X_i + C \cdot \sum_{i=1}^9 X_i^2 &= \sum_{i=1}^9 Y_i, \\ A \cdot \sum_{i=1}^9 X_i + B \cdot \sum_{i=1}^9 X_i^2 + C \cdot \sum_{i=1}^9 X_i^3 &= \sum_{i=1}^9 X_i Y_i, \\ A \cdot \sum_{i=1}^9 X_i^2 + B \cdot \sum_{i=1}^9 X_i^3 + C \cdot \sum_{i=1}^9 X_i^4 &= \sum_{i=1}^9 X_i^2 Y_i, \end{aligned}$$

де N – кількість точок в нашому випадку 9.

Вирішивши цю систему (наприклад методом Гауса) ми отримаємо:

$$\begin{aligned} A=277,2848 \quad B=-67,2942 \quad C=4,06385, \\ Y = 277,2848 - 67,2942 \cdot X + 4,06385 \cdot X^2. \end{aligned}$$

Щоб отримати прогнозовану кількість порушень безпеки на січень 2004 року підставимо в систему $X = 2004 - 1995 = 9$. Ми отримаємо Y, щоб перейти до y_i додамо до результату y_{\min} . Таким чином прогноз на січень 2004 - 98,8 нещасних випадків.

Повторивши цю процедуру для кожного місяця ми отримаємо прогноз на весь 2004 рік.

Підставимо в систему $X = 2005 - 1995 = 10$ і додавши до результату y_{\min} отримаємо прогноз на січень 2005 108,7286 – нещасних випадків.

Отримані результати в таблиці 2 і на рисунку 3.

Таблиця 2. Прогноз на 2004 та 2005 роки

	январь	февр.	март	апрель	май	июнь	июль	август	сент.	окт.	ноябрь	дек.
2002	98	92	85	109	147	148	160	148	144	136	153	156
2003	98	97	68	76	110	89	114	125	102	117	102	111
сред.	198,22	193,44	221	224,3	237	250	271	247	217	207	248,89	241,222
2004	98,81	111,00	37,6	61,88	152	92,4	122	133,71	153	130	110,52	98,3571
2005	108,73	135,40	10,8	40,68	164	72,7	95,8	129,68	178	143	98,438	82,7048

Як видно з таблиці 2 дані по окремим місяцям неправдоподібно низькі (березень) або високі (травень вересень). Даний прогноз є приблизним і потребує корегування.

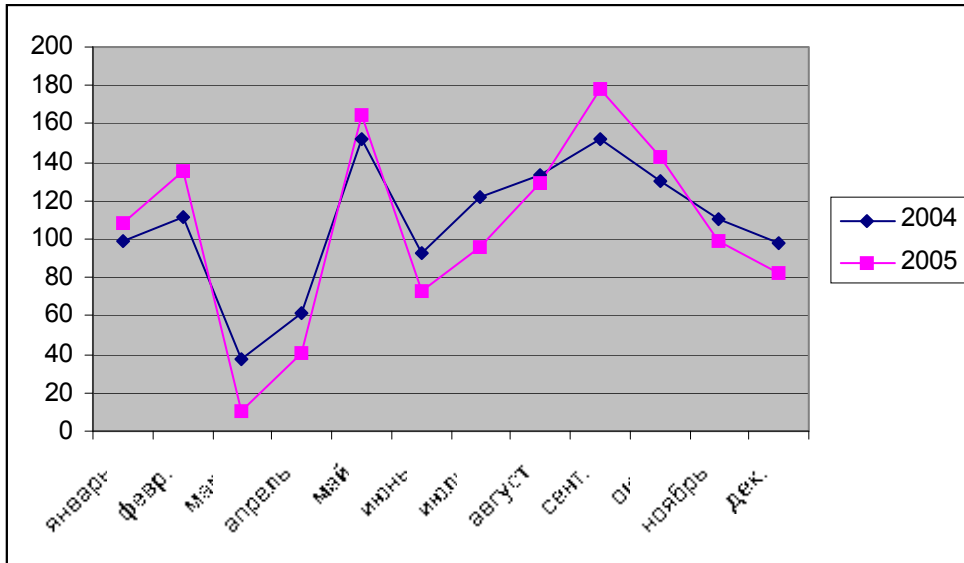


Рисунок 3 - Графік прогнозованої залежності по місяцям

Авторами була перевірена гіпотеза про нормальний розподіл випадкової величини - кількості нещасних випадків в місяць. На основі проведених досліджень ця гіпотеза має бути визнана правдоподібною (або правильною з високим ступенем ймовірності) по критерію Пірсона.

Перевіримо гіпотезу про нормальний розподіл випадкової величини X - кількість порушень на протязі місяця.

В якості вибірки візьмемо дані про 2003 та 2002 роки (табл. 1) Нехай кількість надзвичайних випадків у j - му місяці позначимо як n_j . Ми маємо максимальне значення величини - 160, мінімальне - 68. Середнє значення $(160 + 68)/2=114$. Маємо інтервал значень від 68 до 160. Розширимо його до $[65, 165]$ і розіб'ємо на $M = 10$ менших частин. Складемо таблицю 3, в якій m_i - кількість значень, що потрапляє в i -ий інтервал ($i=1, \dots, M$). Так як маємо дані за два роки, то в нашому випадку

$$N = \sum_{i=1}^M m_i = 24.$$

c_i рахуємо таким чином. Середнє значення 114 належить інтервалу $[105, 115]$, п'ятому якщо рахувати з початку. Тому $c_5=0$. Зі зменшенням індексу відповідно зменшується і значення - $c_4=-1$, $c_3=-2$, $c_2=-3$, $c_1=-4$. З збільшенням індексу відповідно збільшується і значення - $c_6=1$, $c_7=2$, ... , $c_{10}=5$. За $N = 110$ беремо середину 5-го інтервалу. Далі рахуємо статистичні ймовірності

$$P_i = m_i/N,$$

і функцію статистичного розподілу

$$F^*_i = \sum_{k=1}^i P_k.$$

По таблиці рахуємо умовні моменти:

$$W_1 = \sum_{i=1}^M m_i c_i / 24 = 0,71,$$

$$W_2 = \sum_{i=1}^M m_i c_i^2 / 24 = 7,4583.$$

Довжина інтервалу $h=10$. Обчислимо середнє по вибірці, дисперсію і квадратичне відхилення

$$\begin{aligned} a_B &= W_1 * h + H \\ D_B &= (W_2 + (W_1)^2) * h^2 \\ G &= \sqrt{D_B} \end{aligned}$$

Таблиця 3

інтервал от ... до	серед. інтер.	частота попад. в инт. m_i	c_i	$c_i * m_i$	$m_i * c_i^2$	F^*_i	P_i
65 75	70	1	-4	-4	16	0,0417	0,0417
75 85	80	1	-3	-3	9	0,0833	0,0417
85 95	90	3	-2	-6	12	0,2083	0,125
95 105	100	5	-1	-5	5	0,4167	0,2083
105 115	110	4	0	0	0	0,5833	0,1667
115 125	120	1	1	1	1	0,625	0,0417
125 135	130	1	2	2	4	0,6667	0,0417
135 145	140	2	3	6	18	0,75	0,0833
145 155	150	4	4	16	64	0,9167	0,1667
155 165	160	2	5	10	50	1	0,0833
Сума		24	5	17	179		

Далі використовуємо методикау обчислення теоретичних частот нормального розподілу.

Будуємо таблицю, де

$$z_i = (X_i - a_B) / G,$$

$$z_{i+1} = (X_{i+1} - a_B) / G, \text{ по } i \text{ від } 1 \text{ до } 10.$$

Теоретична ймовірність P_{Ti} попадання X в i -тий інтервал

$$P_{Ti} = \Phi(z_{i+1}) - \Phi(z_i).$$

Теоретичні частоти $mt_i = N * P_{Ti}$.

Таблиця 4

Z_i	Z_{i+1}	$\Phi(Z_i)$	$\Phi(Z_{i+1})$	P_i	$N * P_i$
-1,9747	-1,6	0,0242	0,0553	0,0311	0,747429
-1,5956	-1,2	0,0553	0,1119	0,0566	1,358874
-1,2164	-0,8	0,1119	0,2012	0,0893	2,143347
-0,8373	-0,5	0,2012	0,3234	0,1222	2,933033
-0,4581	-0,1	0,3234	0,4685	0,1451	3,482193
-0,079	0,3	0,4685	0,618	0,1494	3,586775
0,3002	0,68	0,618	0,7515	0,1336	3,205314
0,6793	1,06	0,7515	0,8551	0,1035	2,485131
1,0584	1,44	0,8551	0,9247	0,0697	1,671631
1,4376	1,82	0,9247	0,9654	0,0406	0,975526

Обчислюємо $\chi_{\text{набл}} = \sum_{i=1}^M (m_i - mt_i)^2 / h = 14.911$. Тепер перевіримо по критерію Персона допустимість нашої гіпотези. Знайдемо в таблиці $\chi_{\text{кр}}(\alpha, k)$ де $\alpha = 0.025$, $k = M - 1 - r$, $r = 2$.

$$\chi_{\text{кр}}(\alpha, k) = \chi_{\text{кр}}(\alpha, 7) = 16.1.$$

$$\chi_{\text{кр}}(\alpha, k) > \chi_{\text{набл}}.$$

Ми можемо прийняти нашу гіпотезу и вважати, що кількість нещасних випадків в місяць розподілене по нормальному закону.

Ми маємо дані про кількість подій за період дев'ять місяців (з січня по вересень) 2004 року і 2005 року – 816 подій і 687 відповідно.

Прогнозовані дані на ці роки 961 за 2004 рік і 936 за 2005 рік. Розбіжність в першому випадку 15% в другому 26%.

Аналіз кривих отриманих в результаті екстраполяції і зображених на рисунку 3 дозволяє зробити наступні висновки:

- на протязі року має місце стійка тенденція до зростання аварійності в лютому, травні і вересні. Це вказує на необхідність більш ретельної уваги до додержання норм та правил безпеки руху поїздів саме в ці періоди;

- в перспективі при переході з регламентної стратегії технічного обслуговування основних засобів на статистично профілактичну отримані результати можуть бути використані при розрахунку термінів перевірок.

Синтезований математичний апарат дозволяє здійснити прогнозування кількості порушень на найближчу перспективу з розподіленням як по рокам так і по місяцям. Слід зауважити, що термін прогнозування, на думку авторів, не може бути більшим двох років оскільки при моделюванні не враховується старіння основних фондів та пов'язане цим кількісне зростання порушень та можливі зміни в системі організації робіт по забезпеченню безпеки.

Висновок. Авторами вперше проведено комплексний аналіз порушень безпеки за тривалий період, що дозволило синтезувати математичний апарат для прогнозування і оцінки кількості порушень в майбутньому. Отримані результати можуть бути використані при плануванні заходів направлених на посилення безпеки руху поїздів.

У подальшому доцільним є розробка математичного і програмного забезпечення та створення на їх базі системи автоматизованого аналізу та прогнозування стану безпеки для використання в роботі ревізорського апарату з безпеки руху.

Список літератури

1. Загальні положення забезпечення безпеки атомних станцій (наказ Державної адміністрації ядерного регулювання України №63 від 09.12.99)

2. Айвазян С. А., Енюков И. С., Машалкин С.Д. Прикладная статистика. Основы моделирования и первичная обработка даннх. – М.: Финансы и статистика, 1983. – 471 с.

3. Бешелев С. Д., Гурвич Ф. Г. Математико статистические методы экспертных оценок. 2-е изд., перераб. и доп. - М.: Статистика, 1980. – 263 с.

4. Аналі стану безпеки руху поїздів на залізницях України за 12 місяців 2001 року. Головне управління безпеки руху та екології Укрзалізниці. – Київ. Видавництво товариства “Швидкий рух”, 2002. – 48с.

5. Аналі стану безпеки руху поїздів на залізницях України за 9 місяців 2005 року. Головне управління безпеки руху та екології Укрзалізниці. – Київ.: Видавництво товариства “Швидкий рух”, 2005. – 116с.

6.Советов Б. Я., Яковлев С. А. Моделирование систем (2-е изд.). – М.: Высшая школа, 1998.

7.Надежность и эффективность в технике: Справочник: В 10 т. /Ред. совет: В. С. Авдудевский (пред.) и др. Т. 3. Эффективность технических систем/ Под общ. ред. В. Ф. Уткина, Ю. В. Крючкова. – М.: Машиностроение, 1988. – 328 с.

8.Гмурман В. Е. Теория вероятностей и математическая статистика. Учеб. пособие для вузов. – Изд. 7-е, стер. – М.: Высш. вк., 2001. – 479 с.

УДК 656.212

Бутько Т.В., д.т.н., профессор (УкрДАЗТ)

Чеклов В.Ф., к.т.н. (ДонІЗТ)

Чеклова В.М., інженер (ДонІЗТ)

АВТОМАТИЗАЦІЯ ПРОЦЕСУ РОЗРАХУНКІВ ВАНТАЖОВЛАСНИКІВ ІЗ ПІДРОЗДІЛАМИ ЗАЛІЗНИЦЬ

Покращення сервісу обслуговування клієнтів – є основною задачею залізничного транспорту. Впровадження автоматизованих робочих місць в технологію роботи опорних станцій скорочує час обслуговування клієнтів залізничного транспорту.

Типова технологія роботи опорної станції визначає дії товарного касира і технологію документообігу в режимі інформаційного обміну між системами автоматизованого робочого місця товарного касира (АРМ ТВК), єдиним комплексом інтегрованої обробки дорожньої відомості (ЕК ІОДВ) і клієнтом, відносно відправлення і прибуття вантажів. Порядок і засоби руху вантажних документів й передача інформації із прикріплених станцій на опорну і назад в автоматизованому режимі визначаються в кожному конкретному випадку виходячи із варіанту взаємодії і функцій, які виконуються опорною станцією і прикріплених до неї станцій, з використанням усіх можливих видів зв'язку.

Для оперативного обліку вагонів і контейнерів, що прибули під вивантаження, товарний касир вводить інформацію в АРМ ТВК у режимі формування книги прибуття. Комп'ютер автоматично перевіряє таксування сум, стягнених при їхньому відправленні. Оцінка про вид таксування проставляється під електронним підписом товарного касира, що формує