

УДК 614.84

Р. І. Коваленко¹, к.т.н., доц. каф. (ORCID 0000-0003-2083-7601)

С. Ю. Назаренко¹, к.т.н., доцент, доц. каф. (ORCID 0000-0003-0891-0335)

В. М. Дем'янишин², к.пед.н., ст. викл. каф. (ORCID 0000-0003-1734-4021)

О. М. Колєнов¹, к.держ.упр., заст. нач. факультету (ORCID 0000-0002-3736-9165)

В. О. Семків¹, ад'юнкт ад'юнктури (ORCID 0000-0002-1584-4754)

¹Національний університет цивільного захисту України, Харків, Україна

²Національна академія Національної гвардії України, Харків, Україна

ДОСЛІДЖЕННЯ СТАТИСТИКИ ПОТОКУ ПОЖЕЖ, ЩО ВИНИКАЮТЬ НА ТЕРИТОРІЇ МІСТ

Досліджено потік викликів, які пов'язані з пожежами, що виникають на території міст. Для цього з використанням методів кластерного аналізу міста було поділено на групи за критеріями чисельності населення та площею території. В результаті цього було виконано групування міст на шість груп. В окрему групу ввійшло лише місто Київ. Далі з кожної із груп було відібрано по п'ять міст та опрацьовано статистику щодо кількості пожеж за період 2020 року. На основі отриманих даних проведено перевірку статистичної гіпотези про те, що потік пожеж, які виникали в містах може бути описаний законом розподілу Пуассона. У якості критерію узгодженості обрано критерій Романовського. Загалом із 26 досліджуваних міст у 7 потік викликів може бути описаним законом розподілу Пуассона. Показник потоку викликів, які пов'язані з пожежами для цих міст склав від 69 до 342. Єдиним містом, яке потрапило у цей діапазон і по якому не було підтверджено вказану раніше гіпотезу стало місто Херсон. Щодо міст в яких показник кількості пожеж за рік був меншим за 69 або перевищив показник 342 статистичну гіпотезу про пуассонівський розподіл потоку викликів підтверджено не було. По даним, які відображали щоденну кількість викликів у містах впродовж року також було розраховано показник дисперсії. Встановлено, що для міст по яким було підтверджено пуассонівський розподіл потоку викликів цей показник коливається в межах від 0,21 до 1,72. Відповідно не завжди потік пожеж, який виникає в містах може бути описаний законом розподілу Пуассона, а тому перш ніж використовувати математичні моделі, які побудовані на його основі для проведення досліджень, необхідно спочатку провести перевірку вказаної гіпотези. Не виконання вказаної раніше умови може у подальшому негативно вплинути на адекватність отриманих результатів.

Ключові слова: потік викликів, пожежа, аварійно-рятувальне формування, статистичні дані, закон розподілу Пуассона

1. Вступ

В ході виконання наукових досліджень часом виникає необхідність проведення моделювання процесу оперативної діяльності аварійно-рятувальних формувань. Такі дослідження можуть бути направлені на визначення необхідної чисельності сил та засобів, місць їх дислокації на території населених пунктів, перевірки ефективності реагування на небезпечні події і надзвичайні ситуації, що виникають та інше. З метою забезпечення адекватного відтворення всіх етапів вказаного раніше процесу під час моделювання використовуються різноманітні математичні моделі в основі яких знаходяться різні закони розподілу. Переважно на першому етапі таких досліджень оцінюють об'єм оперативної роботи аварійно-рятувальних формувань. Для цього проводять дослідження характеристик потоку викликів, який до них надходить. В теорії масового обслуговування існує статистична гіпотеза про те, що в більшості випадків потоки викликів, які надходять до різних служб у містах можуть бути описані залежностями, які пов'язані із законом розподілу Пуассона. У випадках, коли ця статистична гіпотеза дійсно підтверджується, тоді процес моделювання значно спрощується, бо властивості потоку викликів Пуассона в науці є давно детально вивченими.

Міста на сьогодні бурхливо розвиваються, змінюється щільність населення, яке в них проживає, площа території, характер забудови та інше, а тому можна стверджувати, що потік викликів з якого переважно більшість складають пожежі не завжди можна описати законом розподілу Пуассона. При цьому, використання раніше розроблених математичних моделей в основі яких знаходиться пуассонівський розподіл випадкових величин може спричинити отримання недостовірних даних. Відповідно об'єм оперативної роботи аварійно-рятувальних формувань може бути оцінений невірно, а тому прийнята чисельність сил та засобів для окремих міст може бути недостатньою, що може викликати негативні наслідки.

Таким чином, актуальною проблемою є забезпечення адекватної оцінки об'єму оперативної роботи аварійно-рятувальних формувань з метою запобігання виникненню випадків, коли наявних сил та засобів буде недостатньо для ліквідації небезпечних подій і надзвичайних ситуацій, які виникають на території міст.

2. Аналіз літературних даних та постановка проблеми

У роботі [1] наведені дані про пожежі, які траплялися у світі впродовж певного періоду спостереження та причини виїздів аварійно-рятувальних формувань (АРФ). Дослідження характеристик потоку пожеж або перевірка можливості описання цього потоку ймовірнісним законом розподілу в цій роботі не проводилися.

В [2] запропоновано методологію оперативного визначення потоку пожеж у місті. При цьому особлива увага приділяється пожежам, які виникають одночасно, бо за таких умов зростає імовірність настання події, коли наявних сил та засобів АРФ буде недостатньо. Ця методологія полягає у тому, що спершу досліджуються основні характеристики потоку викликів, а потім з використанням математичної залежності в основі якої закон розподілу Пуассона визначається частота виникнення пожеж в місті за певний період часу. Відповідно особливість того, що потік викликів, які пов'язані з пожежами в місті може бути описаний законом розподілу Пуассона згідно порядку запропонованому у вказаній методології приймається як аксіома.

В [3] запропоновано розрахунковий метод комплектування АРФ оперативними транспортними засобами. У цьому методі в основі залежності для визначення ймовірності залучення певної чисельності транспортних засобів до обслуговування викликів у населеному пункті використовується закон розподілу Пуассона. У роботі [3] на відміну від роботи [2] рекомендується перед застосуванням запропонованого методу проводити попередню перевірку гіпотези про те, що потік викликів, які виникають на території відповідного населеного пункту є пуассонівським.

В [4] розроблено розрахунковий системний підхід для оцінки готовності АРФ до дій за призначенням. Суть підходу полягає у послідовній ймовірнісній оцінці різних чинників, які впливають на оперативну готовність АРФ. Далі в роботі пропонується залежність з використанням якої проводиться комплексна оцінка цих чинників із отриманням числового значення підсумкового критерію. В кінці за спеціальною шкалою з урахуванням попередньо отриманого значення підсумкового критерію оцінюється рівень готовності АРФ до дій за призначенням. В основі деяких із цих залежностей використані статистичні закони розподілу, наприклад, експоненціальний. Як відомо вказаний закон розподілу використовується в теорії надійності для визначення ймовірності безвідмовної роботи елемен-

та за певний час, а також у теорії ймовірності для встановлення часових проміжків між настанням подій за умови, що потік викликів є пуассонівським. На жаль, в цій роботі не була проведена перевірка названих раніше статистичних гіпотез.

Згідно [5] процес відмови технічних систем часто моделюється як неоднорідний пуассонівський процес але в дійсності це не завжди так. В роботі вказано, що для отримання адекватних результатів в процесі моделювання необхідно проводити підбір закону розподілу для опису тієї чи іншої групи відмов.

В [6] вказано, що ймовірнісний розподіл Пуассона широко використовується в процесах моделювання у багатьох галузях. Названий розподіл має різні характеристики, які повинні бути враховані під час моделювання того чи іншого процесу. У випадках коли це не враховується, тоді за результатами моделювання можна отримати недостовірні дані. В цій роботі пропонується спрощений підхід до оцінки характеристик пуассонівського розподілу. Інформації щодо перевірки достовірності запропонованого підходу під час моделювання потоку викликів, які надходять до підрозділів АРФ в роботі не наведено. Згідно [7] під час моделювання процесів, які мають малі або великі значення дисперсії статистичних даних і під час використання з цією метою закону розподілу Пуассона спостерігаються великі значення похибок. Відповідно перед використанням закону розподілу Пуассона для моделювання потоку викликів необхідно проводити розрахунок значення дисперсії статистичних даних.

В [8] для прогнозування смертності від SARS-CoV-2 використовується закон розподілу Конвея-Максвелла-Пуассона. Встановлено, що використання цього закону розподілу з метою прогнозування випадкових подій, які мають малі або великі значення дисперсії статистичних даних дає більшу точність ніж використання звичайного закону розподілу Пуассона.

В [9] пропонується спосіб скорочення часу реагування АРФ на небезпечні події та надзвичайні ситуації шляхом зміни місця дислокації підрозділів на території населеного пункту. Спосіб полягає у використанні методів геопросторового аналізу але обов'язковою умовою є попереднє дослідження характеристик потоку викликів. Проведення перевірки статистичної гіпотези про пуассонівський розподіл потоку викликів, які виникають у цій роботі проведено не було.

Згідно [10] з метою прогнозування, наприклад, чисельності сил та засобів АРФ, які необхідно направляти на виклик можуть бути використані методи нейронних мереж. Ці методи достатньо широко використовуються для прогнозування у різних галузях але мають ряд обмежень. Одним із них є те, що для того щоб провести прогнозування необхідно попередньо опрацювати великий об'єм статистичних даних про досліджуваний процес за минулий період, а потім на основі цього розробити алгоритм та провести навчання нейронної мережі. Вказаний процес є досить тривалим. Крім цього, з часом статистичні дані, які відображають процес можуть значно змінитися, що характерно для стохастичних процесів, а це знову потребуватиме їх повторного опрацювання, розробки алгоритму і навчання нейронної мережі.

Таким чином, невирішеною частиною проблеми є відсутність достовірних даних про те, що в умовах сучасності потік викликів, які виникають на території міських населених пунктів і основну частину з яких складають пожежі, може бути описаним законом розподілу Пуассона.

3. Мета та завдання дослідження

Метою дослідження є проведення перевірки статистичної гіпотези про пуассонівський розподіл потоку викликів, який пов'язаний з пожежами в містах.

Для досягнення поставленої мети необхідно вирішити наступні завдання:

– провести групування міських населених пунктів за чисельністю населення та площею території;

– провести перевірку статистичної гіпотези про пуассонівський розподіл потоку викликів, що пов'язані з пожежами.

4. Проведення групування міст за чисельністю населення та площею території

З метою перевірки гіпотези про пуассонівський розподіл потоку викликів, який пов'язаний з пожежами, що виникають на території міських населених пунктів України було проведено вибіркові статистичні дослідження. Загалом були зібрані статистичні дані про чисельність населення міських населених пунктів та площу їх території. Вказані статистичні дані були отримані з офіційних сайтів Головних управлінь статистики в областях та офіційних сайтів міських рад. В цілому для дослідження були відібрані дані про 176 міських населених пунктів України. Через відсутність достовірних статистичних даних до розгляду не були прийняті міські населені пункти, які перебувають на території Автономної Республіки Крим. Поділ населених пунктів на групи проводився із використанням методів кластерного аналізу. Через те, що статистичні дані для проведення аналізу мали різні розмірності, на першому етапі було проведено нормування даних. Наступний етап досліджень передбачав проведення ієрархічного кластерного аналізу з побудовою вертикальної дендрограми. У якості міри відстані для ознак кластеризації було обрано евклідову метрику, а з метою побудови ієрархічної структури був використаний метод Варда. За принципом наочності кластиризації за дендрограмою було визначено кількість кластерів. Їх кількість складала шість. На третьому етапі досліджень було проведено перевірку точності отриманих за результатами ієрархічного кластерного аналізу результатів шляхом виконання повторного аналізу з використанням ітеративного методу групування k-середніх. Мірою відстані для ознак кластеризації під час використання вказаного методу групування була також евклідова метрика. В результаті проведення цього аналізу було виконано групування міських населених пунктів України на шість груп за чисельністю населення та площею території. Різниця між визначеними кластерами за критерієм евклідової відстані наведена в табл. 1. Чисельність населених пунктів по визначеним групам та середні значення і середнє квадратичне відхилення показників за якими проводилося групування наведені в табл. 2.

Табл. 1. Евклідова відстань між кластерами

Номер кластеру	1	2	3	4	5	6
1	0	42,54474	74,99847	68,18812	78,44502	81,97577
2	6,522633	0	4,88304	3,63132	6,08652	7,15818
3	8,660166	2,20976	0	0,23931	0,11021	0,26948
4	8,257609	1,90560	0,48919	0	0,35957	0,63643
5	8,856919	2,46709	0,33198	0,59964	0	0,04356
6	9,054048	2,67548	0,51911	0,79776	0,20871	0

Табл. 2. Результати проведення кластерного аналізу ітераційним методом k-середніх

Номер кластеру	Кількість населених пунктів, які входять у групу	Середня чисельність населення міст, чоловік	Середнє квадратичне відхилення показника чисельності населення міст, чоловік	Середня площа міст, км ²	Середнє квадратичне відхилення показника площі міст, км ²
1	1	2965255	–	836	–
2	12	682725	366233	366,3	118,1
3	15	80207	30122	92,9	22,2
4	16	280365	60002	95,2	35,6
5	44	80365	38272	43,9	10,1
6	88	33431	17662	18,2	9,1

В склад першого кластеру ввійшло тільки одне місто – Київ. З інших кластерів було відібрано по п'ять міст і подальша перевірка статистичного розподілу проводилася саме по ним. Перелік відібраних міст по кластерам та їх характеристики по площі та чисельності населення наведені в табл. 3.

Табл. 3. Характеристика міських населених пунктів, які були відібрані для перевірки статистичного розподілу

Кластер	Назва населеного пункту	Площа території, км ²	Чисельність населення, чол.
1	Київ	836	2965255
2	Дніпро	380	988827
	Львів	171	755040
	Миколаїв	260	478349
	Одеса	163	1017098
	Харків	350,02	1439284
3	Бердянськ	80	111313
	Горішні Плавні	110,96	53027
	Ірпінь	110	102177
	Нетішин	70	36717
	Покров	71	40016
4	Вінниця	113,2	370637
	Полтава	77	285154
	Рівне	58,24	245718
	Суми	95,38	263902
	Херсон	68	323101
5	Біла Церква	34	209057
	Ізюм	41	46313
	Олександрія	55	87096
	Марганець	37	46917
	Ужгород	31,56	115545
6	Глухів	24,05	32674
	Моршин	2	5722
	Теплодар	3	10117
	Токмак	30	30217
	Першотравенськ	3	27753

5. Проведення перевірки статистичної гіпотези про пуассонівський розподіл потоку викликів

З метою перевірки статистичної гіпотези про пуассонівський розподіл потоку викликів, які пов'язані з пожежами, котрі виникають на території міських населених пунктів було використано програмний продукт STATISTICA. Статистичні дані по кількості пожеж, які виникали на території обраних міських населених пунктів за період 2020 року були відібрані із електронної системи обліку пожеж ДСНС. Далі було по кожному дню року визначено кількість пожеж. Отримані дані з використанням програмного продукту STATISTICA були згруповані по відповідним статистичним рядам розподілу на основі яких було перевірено висунуту гіпотезу. Розраховано значення критерію узгодженості Пірсона та кількість степенів свободи з урахуванням характеристик пуассонівського розподілу.

Отримані розрахункові значення критерію узгодженості Пірсона були перераховані в критерій Романовського. Це було зроблено для того щоб не визначати табличні значення критерію Пірсона з використанням спеціальних таблиць.

Висновок по отриманому статистичному розподілу з використанням розрахункового значення критерію Романовського формулюється таким чином, що у випадку коли $R < 3$, то можна стверджувати, що висунута гіпотеза про пуассонівський розподіл потоку викликів є підтвердженою, у інших випадках – відхиляється.

Результати перевірки названої раніше статистичної гіпотези наведені в табл. 4.

Табл. 4. Результати перевірки статистичної гіпотези про пуассонівський розподіл потоку викликів, які пов'язані з пожежами, котрі виникають на території міських населених пунктів

Кластер	Назва населеного пункту	Дисперсія показника кількості пожеж	Розраховане значення критерію Пірсона	Кількість степенів свободи	Розраховане значення критерію Романовського
1	2	3	4	5	6
1	Київ	63,63	232,25	2	115,13
2	Дніпро	7,88	119,4	8	27,85
	Львів	2,24	73,75	3	28,88
	Миколаїв	3,31	68,11	5	19,96
	Одеса	5,16	76,29	7	18,52
	Харків	23,59	221,43	4	76,87
3	Бердянськ	2,22	30,77	3	11,34
	Горішні Плавні	0,01	–	–	–
	Ірпінь	0,04	–	–	–
	Нетішин	0,07	–	–	–
	Покров	0,15	–	–	–
4	Вінниця	3,02	93,96	3	37,13
	Полтава	1,12	7,31	3	1,76
	Рівне	0,33	0,36	1	0,45
	Суми	0,74	1,01	2	0,5
	Херсон	0,35	8,69	1	5,44
5	Біла Церква	1,84	29,97	3	11,01
	Ізюм	1,47	61,72	2	29,86
	Олександрія	0,3	0,1	1	0,64
	Марганець	0,65	3,9	1	2,05
	Ужгород	1,72	18,28	2	8,14

Продовження табл. 4.

1	2	3	4	5	6
6	Глухів	0,1	–	–	–
	Моршин	0,01	–	–	–
	Теплодар	0,07	–	–	–
	Токмак	0,33	0,44	1	0,4
	Першотра- венськ	0,21	1,38	1	0,27

6. Обговорення результатів дослідження потоку викликів, які пов'язані з пожежами

В роботі з метою перевірки гіпотези про те, що потік викликів, який пов'язаний з пожежами, що виникають на території міст є пуассонівським спершу було проведено групування міських населених пунктів за чисельністю населення та площею території із використанням методів кластерного аналізу. Кластерний аналіз проводився у два послідовних етапи. Спочатку було проведено групування міських населених пунктів з використанням ієрархічного кластерного аналізу з побудовою вертикальної дендрограми. Після цього для перевірки точності отриманих результатів проведено повторно кластерний аналіз але вже з використанням ітеративного методу групування k-середніх. В підсумку було отримано шість груп міських населених пунктів, які були об'єднані за схожими ознаками. До першої групи ввійшло лише місто Київ, яке за показником чисельності населення значно перевищувало інші міста по яким проводився аналіз. З інших груп було відібрано по п'ять міст. Далі на основі статистичних даних, які відображали щоденну кількість пожеж, які виникали у відібраних для досліджень містах за період 2020 року проведено перевірку гіпотези про можливість описання цього процесу законом розподілу Пуассона.

З даних, які наведені в табл. 4 можна зробити висновок, що у 7 із 26 досліджуваних міських населених пунктів, а це складає майже 27 % від загальної їх кількості, потік викликів, який пов'язаний з виникненням пожеж є пуассонівським. Найбільша кількість міських населених пунктів, які мали пуассонівський розподіл потоку викликів входять до четвертого кластеру. Також по 7 населеним пунктам не вдалося розрахувати значення критерію Пірсона, що може бути пов'язано із невеликою кількістю пожеж, які виникали на їх території за період 2020 року. Значення кількості пожеж для них коливається в межах від 5 до 57 за рік. По населеним пунктам у яких було підтверджено висунуту статистичну гіпотезу про пуассонівський потік викликів кількість пожеж складає від 69 до 342. Єдиним містом, яке мало кількість пожеж, що знаходиться у вказаних раніше межах є Херсон. По цьому місту значення критерію узгодженості Романовського є близьким до 3, а кількість пожеж склала 95 за рік але однаково це не дає підстави стверджувати про пуассонівський розподіл потоку викликів, які пов'язані з пожежами, що виникали на його території. Щодо міських населених пунктів в яких показник кількості пожеж за рік перевищив показник 342 статистичну гіпотезу про пуассонівський розподіл потоку викликів підтверджено не було. В табл. 4 також наведено показник дисперсії, який був розрахований по даним, які відображали щоденну кількість викликів у містах впродовж року. Для міст по яким було підтверджено пуассонівський розподіл потоку викликів цей показник коливається в межах від 0,21 до 1,72.

Відповідно отримані результати дослідження дозволяють стверджувати наступне, що перш ніж проводити моделювання процесів діяльності АРФ із засто-

суванням математичних залежностей, які пов'язані із пуассонівським законом розподілу випадкових величин, необхідно спочатку виконати перевірку цієї статистичної гіпотези з метою її підтвердження або спростування. Не виконання цієї умови може вплинути у подальшому негативно на адекватність отриманих результатів. Можна також зробити припущення, що при перевірці цієї статистичної гіпотези для потоку викликів, які надходять окремо до кожної державної пожежно-рятувальної частини з кількістю викликів в межах від 69 до 342, яка знаходиться на території певного міста, висунута гіпотеза може підтверджуватись. З метою проведення перевірки названого припущення в подальшому необхідно буде провести додаткові дослідження. На отримані в цій роботі результати негативно могла вплинути та обставина, що 2020 рік міг бути не характерним для деяких із досліджуваних міст в плані чисельності пожеж, які там щоденно виникали але з метою виявлення цього також необхідно проводити додаткові дослідження.

7. Висновки

1. Проведено поділ міських населених пунктів на шість груп за показниками чисельності населення та площі території шляхом виконання кластерного аналізу. Це було виконано у три послідовних етапи. Перший етап був пов'язаний з відбором необхідних статистичних даних із офіційних джерел. На другому етапі було проведено ієрархічний кластерний аналіз з побудовою вертикальної дендрограми. У якості міри відстані для ознак кластеризації було обрано евклідову метрику, а з метою побудови ієрархічної структури був використаний метод Варда. За принципом наочності кластеризації за дендрограмою було визначено кількість кластерів. Їх кількість склала шість. Третій етап досліджень передбачав проведення перевірки точності отриманих за результатами ієрархічного кластерного аналізу результатів шляхом виконання повторного аналізу з використанням ітеративного методу групування k-середніх. Мірою відстані для ознак кластеризації під час використання вказаного методу групування була також евклідова метрика. В результаті проведення цього аналізу було виконано групування міських населених пунктів України також на шість груп за чисельністю населення та площею території.

2. Перевірено статистичну гіпотезу про пуассонівський розподіл потоку викликів, які пов'язані з пожежами, що виникають на території попередньо відібраних 26 міських населених пунктів за період 2020 року. У якості критерію узгодженості було обрано критерій Романовського. Встановлено, що у 7 із 26 досліджуваних міських населених пунктів, а це складає майже 27 % від загальної їх кількості, потік викликів, який пов'язаний з виникненням пожеж є пуассонівським. Показник потоку викликів, які пов'язані з пожежами для них складає від 69 до 342. Єдиним містом, яке потрапило в діапазон кількості викликів за рік від 69 до 342 і по якому не було підтверджено висунутої гіпотези стало місто Херсон. Щодо міських населених пунктів в яких показник кількості пожеж за рік був меншим за 69 або перевищив показник 342 статистичну гіпотезу про пуассонівський розподіл потоку викликів підтверджено не було. Відповідно отримані результати дослідження дозволяють стверджувати наступне, що перш ніж проводити моделювання процесів діяльності аварійно-рятувальних формувань із застосуванням математичних залежностей, які пов'язані із пуассонівським законом розподілу випадкових величин, необхідно спочатку виконати перевірку цієї статистичної гіпотези з метою її підтвердження або спростування, бо це може вплинути у подальшому негативно на адекватність отриманих результатів.

Література

1. World Fire Statistics. Report № 25. URL: http://www.ctif.org/sites/default/files/2020-06/CTIF_Report25.pdf
2. Гуліда Е. М., Войтович Д. П., Мовчан І. О. Потік пожеж та їх одночасність у містах // Пожежна безпека. 2017. № 31. С. 30–35. URL: <https://journal.ldubgd.edu.ua/index.php/PB/article/download/101/90>
3. Kovalenko R., Kalynovskyi A., Nazarenko S., Kryvoshei B., Grinchenko E., Demydov Z., Mordvyntsev M., Kaidalov R. Development of a method of completing emergency rescue units with emergency vehiclesdoi // Eastern-European Journal of Enterprise Technologies. 2019. Vol. 3. Is. 3(100). P. 54–62. doi: <https://doi.org/10.15587/1729-4061.2019.175110>
4. Tiutiunyk V. V., Ivanets H. V., Tolkunov I. A., Stetsyuk E. I. System approach for readiness assessment units of civil defense to actions at emergency situations // Visnyk Natsionalnoho Hirnychoho Universytetu. 2018. № 1. P. 99–105. doi: [10.29202/nvngu/2018-1/7](https://doi.org/10.29202/nvngu/2018-1/7)
5. Slimacek V., Lindqvist Bo. H. Nonhomogeneous Poisson process with nonparametric frailty // Reliability Engineering & System Safety. 2016. Vol. 149. P. 14–23. doi: [10.1016/j.ress.2015.12.005](https://doi.org/10.1016/j.ress.2015.12.005)
6. Wang J., Chong Z. L., Qiu P. Optimal monitoring of Poisson data with known and unknown shifts // Computers & Industrial Engineering. 2021. Vol. 154. 107100. DOI: [10.1016/j.cie.2021.107100](https://doi.org/10.1016/j.cie.2021.107100)
7. Yadav B., Jeyaseelan L., Jeyaseelan V., Durairaj J., George S., Selvaraj K. G., Bangdiwala S. I. Can Generalized Poisson model replace any other count data models? An evaluation // Clinical Epidemiology and Global Health. 2021. Vol. 11. 100774. doi: <https://doi.org/10.1016/j.cegh.2021.100774>
8. Li X., Dey D. K. Estimation of COVID-19 mortality in the United States using Spatio-temporal Conway Maxwell Poisson model // Spatial Statistics. 2021. 100542. doi: [10.1016/j.spasta.2021.100542](https://doi.org/10.1016/j.spasta.2021.100542)
9. Pieter L. van den Berg, Guido A. G. Legemaate, Rob D. van der Mei. Increasing the Responsiveness of Firefighter Services by Relocating Base Stations in Amsterdam // INFORMS PubsOnLine. 2017. P. 352–361. doi: [10.1287/inte.2017.0897](https://doi.org/10.1287/inte.2017.0897)
10. Ali S-N., Asgary A. Modeling number of firefighters responding to an incident using artificial neural networks // International Journal of Emergency Services. 2013. Vol. 2. Is. 2. P. 104–118. doi: [10.1108/IJES-03-2012-0001](https://doi.org/10.1108/IJES-03-2012-0001)

R. Kovalenko¹, PhD, Associate Professor of the Department

S. Nazarenko¹, PhD, Associate Professor, Associate Professor of the Department

V. Demianyshyn², PhD, Senior Lecturer of the Department

O. Koliyev¹, Deputy Head of the Faculty

V. Semkiv, Adjunct

¹National University of Civil Defence of Ukraine, Kharkiv, Ukraine

²National Academy of National Guard of Ukraine, Kharkiv, Ukraine

STUDY OF FIRE FLOW STATISTICS OCCURRING IN CITIES

The flow of calls related to fires occurring on the territory of cities has been investigated. To do this, using the methods of cluster analysis, the cities were divided into groups according to the criteria of population size and area. As a result, the cities were grouped into six groups. Only Kiev was included in a separate group. Further, five cities were selected from each of the groups and statistics on the number of fires for the period of 2020 were processed. Based on the data obtained, a statistical hypothesis was tested that the flow of fires occurring in cities can be described by the Poisson distribution law. The

Romanovsky criterion was chosen as the consistency criterion. In total, out of 26 cities under study in 7 cities, the call flow can be described by the Poisson distribution law. The indicator of the call flow associated with fires for these cities ranged from 69 to 342. The only city in this range for which the previously mentioned hypothesis was not confirmed was the city of Kherson. For cities where the annual fire rate was less than 69 or more than 342, the statistical hypothesis of Poisson call traffic was not confirmed. Variance was also calculated based on the data reflecting the daily number of calls in cities during the year. It was found that for cities for which the Poisson distribution of the call flow was confirmed, this indicator ranges from 0.21 to 1.72. Accordingly, the flow of fires that occurs in cities cannot always be described by the Poisson distribution law, and therefore, before using the mathematical models built on its basis for research, it is necessary to first test this hypothesis. Failure to fulfill the above condition may further negatively affect the adequacy of the results obtained.

Keywords: call flow, fire, rescue formation, statistics, Poisson distribution law

References

1. World Fire Statistics. Report № 25. Retrieved from http://www.ctif.org/sites/default/files/2020-06/CTIF_Report25.pdf
2. Hulida, E., Voitovich, D., Movchan, I. (2017). The flight of the fire and their one-life in the city. *Fire safety*, 2017, 31, 30–35. Retrieved from <https://journal.ldubgd.edu.ua/index.php/PB/article/download/101/90>
3. Kovalenko, R., Kalynovskyi, A., Nazarenko, S., Kryvoshei, B., Grinchenko, E., Demydov, Z., Mordvyntsev, M., Kaidalov, R. (2019). Development of a method of completing emergency rescue units with emergency vehicles. *Eastern-European Journal of Enterprise Technologies*, 2019, 3 (100), 54–62. doi: <https://doi.org/10.15587/1729-4061.2019.175110>
4. Tiutiunyk, V. V., Ivanets, H. V., Tolkunov, I. A., Stetsyuk, E. I. (2018). System approach for readiness assessment units of civil defense to actions at emergency situations. *Visnyk Natsionalnoho Hirnychoho Universytetu*, 2018, 1, 99–105. doi: [10.29202/nvngu/2018-1/7](https://doi.org/10.29202/nvngu/2018-1/7)
5. Slimacek, V., Lindqvist Bo. H. (2016). Nonhomogeneous Poisson process with nonparametric frailty. *Reliability Engineering & System Safety*, 2016, 149, 14–23. doi: [10.1016/j.ress.2015.12.005](https://doi.org/10.1016/j.ress.2015.12.005)
6. Wang, J., Chong, Z. L., Qiu, P. (2021). Optimal monitoring of Poisson data with known and unknown shifts. *Computers & Industrial Engineering*, 154, 107100. doi: [10.1016/j.cie.2021.107100](https://doi.org/10.1016/j.cie.2021.107100)
7. Yadav, B., Jeyaseelan L., Jeyaseelan V., Durairaj J., George S., Selvaraj K. G., Bangdiwala S. I. (2021). Can Generalized Poisson model replace any other count data models? An evaluation. *Clinical Epidemiology and Global Health*, 11, 100774. doi: <https://doi.org/10.1016/j.cegh.2021.100774>
8. Li, X., Dey, D. K. (2021). Estimation of COVID-19 mortality in the United States using Spatio-temporal Conway Maxwell Poisson model. *Spatial Statistics*, 100542. doi: [10.1016/j.spasta.2021.100542](https://doi.org/10.1016/j.spasta.2021.100542)
9. Pieter, L. van den Berg, Guido, A. G. Legemaate, Rob D. van der Mei. (2017). Increasing the Responsiveness of Firefighter Services by Relocating Base Stations in Amsterdam. *INFORMS PubsOnLine*, 2017, 352–361. doi: [10.1287/inte.2017.0897](https://doi.org/10.1287/inte.2017.0897)
10. Ali, S-N., Asgary, A. (2013). Modeling number of firefighters responding to an incident using artificial neural networks. *International Journal of Emergency Services*, 2013, 2, 104–118. doi: [10.1108/IJES-03-2012-0001](https://doi.org/10.1108/IJES-03-2012-0001)

Надійшла до редколегії: 22.11.2021

Прийнята до друку: 17.11.2021