

dr hab. inż. **Jarosław Prońko**, prof. UJK¹
st. bryg. w st. spocz. mgr inż. **Jan Kielin**²
mgr **Beata Wojtasiak**²

Przyjęty/Accepted/Принята: 19.10.2015;

Zrecenzowany/Reviewed/Рецензирована: 19.02.2016;

Opublikowany/Published/Опубликована: 31.03.2016;

Przykład zastosowania modelu reagowania systemu ratowniczo-gaśniczego³

Illustrative Application of a Firefighting and Rescue Response Model

Пример применения модели реагирования спасательно-гасящей системы

ABSTRAKT

Cel: Prezentacja wyników uzyskanych przy zastosowaniu modelu opisującego reagowanie systemu ratowniczo-gaśniczego oraz modelu przestrzennej analizy zagrożeń dla jednego z powiatów.

Wprowadzenie: Model opisujący reagowanie systemu ratowniczo-gaśniczego oraz przestrzennej analizy zagrożeń został opisany w artykułach: *Przestrzenna analiza zagrożeń na podstawie danych historycznych* i *Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych* (BiTP Vol. 39 Issue 3, 2015) oraz *Model reagowania systemu ratowniczo-gaśniczego* (w aktualnym numerze kwartalnika – przyp. red.). Niniejszy artykuł zawiera natomiast obliczenia i prognozy otrzymane przy zastosowaniu powyższych modeli do oceny funkcjonowania systemu ratowniczo-gaśniczego na terenie jednego z powiatów. Ze względu na ograniczenia objętościowe ujęto w nim jedynie podstawowe wyniki. Pozwalają one jednak na ocenę przydatności zaproponowanych algorytmów postępowania.

W artykule zamieszczono wyniki uzyskane z zastosowaniem standardowych metod obliczeniowych, jednakże model konstruowany był przede wszystkim pod kątem budowy systemów komputerowych wspomagających planowanie systemu ratowniczo-gaśniczego w oparciu o dane historyczne. Budowa takiego systemu i w konsekwencji jego stosowanie przyczyniłoby się, zdaniem autorów, do zwiększenia efektywności tego systemu, rozumianej jako wzrost skuteczności przy ograniczonych zasobach finansowych.

Metodologia: Analiza, wnioskowanie i modelowanie statystyczne.

Wnioski: Wyniki przeprowadzonych analiz wyraźnie wskazują na duże możliwości zastosowania zaproponowanego modelu do zdarzeń charakteryzujących się pewną historyczną stabilnością: pożary, kolizje i wypadki komunikacyjne, inne zagrożenia miejscowe. Natomiast w przypadku zdarzeń gwałtownych i bardzo rzadko występujących: usuwanie skutków działania sił natury oraz duże pożary i zagrożenia miejscowe, model ten jest trudny do zastosowania ze względu na skromność danych historycznych. Istotnym ograniczeniem przeprowadzonych analiz jest aproksymacja rozkładów empirycznych przyjętymi a priori rozkładami teoretycznymi. Uwzględniając jednak możliwości dzisiejszych systemów komputerowych, można zamiast tego zastosować sieci neuronowe, które na podstawie danych historycznych nauczą się znacznie dokładniej symulować rozkłady empiryczne poszczególnych zmiennych. Tym samym otrzymane wyniki będą bardziej wiarygodne i obciążone mniejszą nadmiarowością. Wyniki zaprezentowane w niniejszym artykule wyraźnie wskazują na przydatność tego modelu do planowania systemu ratowniczo – gaśniczego, nawet jeżeli nie powstanie oparta na nim aplikacja komputerowa.

Słowa kluczowe: modelowanie statystyczne, analiza statystyczna, eksploracja danych

Typ artykułu: studium przypadku – analiza zdarzeń rzeczywistych

ABSTRACT

Aim: To reveal outcomes obtained with aid the firefighting and rescue response model and area risk analysis for one district.

Introduction: The model, describing responsiveness of the firefighting and rescue system and area analysis of hazards, were described in articles: *Spatial analysis of hazards based on historical data* and *Classification of incidents based on historical data* (BiTP Vol. 39 Issue 3, 2015) and, *Rescue and firefighting response model* (in the current issue of the quarterly - editorial note). This article contains calculations and forecasts derived from the use of aforementioned model, to evaluate the performance of the firefighting and rescue system across one district. Because of content volume constraints, only basic results are included. Nevertheless, these allow for an evaluation of the usefulness of proposed algorithms. The article contains results obtained by the application of standard calculation methods. However, the model was primarily intended for computerised systems, which supported firefighting

¹ Uniwersytet Jana Kochanowskiego w Kielcach; The Jan Kochanowski University (JKU) in Kielce; pronko@gmail.com;

² Centrum Naukowo-Badawcze Ochrony Przeciwpożarowej – Państwowy Instytut Badawczy, Józefów / Scientific and Research Centre for Fire Protection – National Research Institute; Poland;

³ Wkład merytoryczny w przygotowanie artykułu / Percentage contribution: J. Prońko – 60%; J. Kielin – 20%; B. Wojtasiak – 20%;

and rescue planning activity, based on historical data. The authors' view is that the construction of such systems and consequently their application, would increase the effectiveness of the system and be recognised as an effectiveness increase with limited financial outlay.

Methodology: Analysis, inference and statistical modelling.

Conclusions: Results from the analysis clearly indicate a high level of plausibility in the application of the proposed model to incidents, which have some historical stability, such as: fires, vehicle collisions, road traffic accidents and other local hazards. However, in the case of devastating and very rare incidents; removing the effects of natural catastrophes and large fires, and local threats, the model is difficult to apply because of modest availability of historical data. A significant limitation approximation of empirical distributions accepted by a priori of theoretical distributions. However, considering the capabilities of current computer systems, one can substitute this by neural networks, which, based on historical data, can learn to simulate empirical distributions of individual variables much more accurately. At the same time, obtained results will be more reliable and less burdened by extremes. Results presented in this article clearly demonstrate the usefulness of this model for planning associated with the firefighting and rescue system, even if a desktop application, with principles of the model, is not developed.

Keywords: statistical modelling, statistical analysis, examination of data

Type of article: case study – analysis of actual events

АННОТАЦИЯ

Цель: Представить результаты, полученные при применении модели, которая описывает реакцию спасательно-гасящей системы, а также модели пространственного анализа угроз для одного из повятов (районов).

Введение: Модель, описывающая реагирование спасательно-гасящей системы, а также пространственного анализа угроз была описана в статьях: *Пространственный анализ угроз на основе исторических данных* и *Классификация событий на основе исторических данных* (BiTP Vol. 39 Issue 3, 2015) и *Модель реагирования спасательно-гасящей системы* (в текущем номере ежеквартальника - примечание редакции). Данная статья представляет расчёты и прогнозы, полученные при использовании вышеуказанных моделей для оценки функционирования спасательно-гасящей системы на территории одного из повятов (районов). Из-за ограниченного объема учтены в ней только основные результаты. Они, однако, позволяют оценить пригодность предложенных алгоритмов поведения.

В статье показаны результаты, полученные благодаря применению стандартных вычислительных методов, однако модель была создана прежде всего для её использования в компьютерных системах для поддержки планирования спасательно-гасящей системы на основе исторических данных. Мнением авторов создание такой системы и, следовательно, её использование, способствовало бы повышению её эффективности, определяемой как рост эффективности при ограниченных финансовых ресурсах.

Методология: Анализ, дедукция и статическое моделирование.

Выводы: Результаты проведенных анализов чётко указывают на большие возможности применения предлагаемой модели к событиям, для которых характерна некая историческая стабильность: пожары, столкновения и ДТП, другие местные угрозы. С другой стороны в случае неожиданных инцидентов, происходящих крайне редко, таких как: ликвидация последствий стихийных бедствий, а также крупных пожаров и местных угроз, такая модель сложна для применения с связи с небольшим количеством исторических данных. Важным ограничением проводимых анализов является приближение эмпирических распределений к принятым заранее теоретическими распределениями. Учитывая, однако, возможности современных компьютерных систем, можно вместо этого использовать нейронные сети, которые на основе исторических данных, будут более точно симулировать эмпирические распределения отдельных переменных. Тем самым полученные результаты будут более точны и будут обладать меньшей погрешностью. Результаты представленные в настоящей статье чётко указывают на пригодность этой модели для планирования спасательно-гасящей системы, даже если не будет создана основанная на ней компьютерная программа.

Ключевые слова: статистическое моделирование, статистический анализ, эксплорация данных

Вид статьи: исследование случая - анализ реальных событий

1. Wprowadzenie

Celem artykułu jest prezentacja wyników uzyskanych przy zastosowaniu modelu opisującego reagowanie systemu ratowniczo-gaśniczego oraz modelu przestrzennej analizy zagrożeń, zaproponowanych w artykułach: *Przebiegowa analiza zagrożeń na podstawie danych historycznych* [1], *Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych* [2] oraz *Model reagowania systemu ratowniczo-gaśniczego* (w aktualnym numerze kwartalnika – przyp. red.).

Obliczeń i symulacji dokonano w oparciu o dane historyczne zgromadzone w bazie danych prowadzonej przez PSP (SWD – ST 2,5 i wersji wcześniejszych). Wykorzystano głównie dane za rok 2009. W niektórych przypadkach (co wyraźnie wskazano w odpowiednich częściach artykułu) korzystano również z danych obejmujących lata wcześniejsze. Wyniki obliczeń i symulacji skonfrontowano z danymi z lat 2010 i 2011, celem wskazania własności predykcyjnych proponowanych modeli. Jako główną metodę obliczeniową zastosowano metodę Monte Carlo.

Obliczeń dokonano dla jednego powiatu. Dane pozwalające na jego identyfikację pominięto. Natomiast wszystkie dane i charakterystyki są prawdziwe. Powiat ten reprezentuje pewną dość liczną, jak na polskie warunki, grupę.

Wyniki i metodykę obliczeń zaprezentowano w następującym układzie:

- charakterystyka powiatu;
- klasyfikacja i przestrzenna analiza zagrożeń;

- parametry czasowe reakcji systemu ratowniczo-gaśniczego (PSP);
- wyznaczenie obszarów odpowiedzialności operacyjnej i ich analiza;
- ocena dostępności służb ratowniczych (PSP);
- podsumowanie.

2. Charakterystyka powiatu

Powiat zajmuje powierzchnię 910 km² i zamieszkuje go około 60 tys. osób. Średnia gęstość zaludnienia wynosi 60 osób/km². Administracyjnie podzielony jest na 6 gmin wiejskich i 2 gminy miejsko-wiejskie. Na jego terenie znajdują się dwa ośrodki miejskie o liczbie mieszkańców nie przekraczającej 10 tys. osób. Wskaźnik urbanizacji wynosi około 20%. System ratowniczo-gaśniczy obejmuje: KP PSP, Jednostkę Ratowniczo-Gaśniczą PSP i trzynaście OSP.

3. Klasyfikacja i przestrzenna analiza zagrożeń

W 2009 roku na terenie powiatu miało miejsce 425 pożarów i innych zagrożeń miejscowych. Szczegółową liczbę zdarzeń z podziałem na kategorie, wskazane w artykule *Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych* [2], przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Ogólna liczba zdarzeń krytycznych na terenie powiatu I. z podziałem na kategorie
Table 1. Number of critical incidents throughout the district I. divided into categories

		Małe Small	Średnie Medium	Duże Large	Razem Total
Pożary Fires		75	50	6	131
Zagrożenia miejskowe Local threats	Kolizje i wypadki komunikacyjne Collisions and road incidents	79	Nie dotyczy Not applicable	27	106
	Usuwanie skutków działania sił natury Removal of natural disaster consequences	55		2	57
	Inne Others	124		7	131
	Razem Total	258		36	294

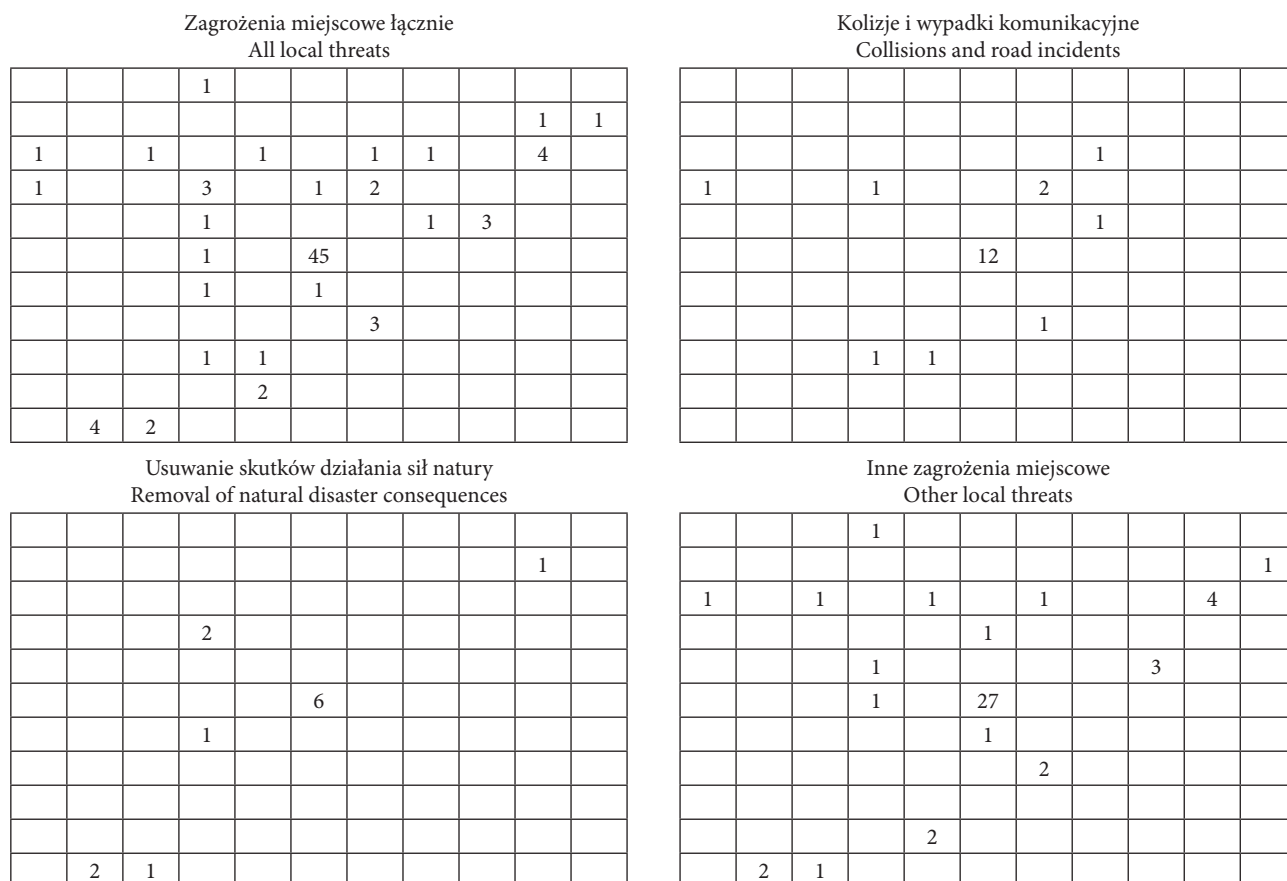
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

Source: Own elaboration on the basis of data from the PSP database.

Małe zdarzenie to takie, do którego zadysonowano nie więcej niż dwa pojazdy gaśnicze. Średnie (dotyczy tylko pożarów) to takie, do którego zadysonowano od 3 do 5 pojazdów gaśniczych. Pożary małe i średnie stanowią łącznie około 95% wszystkich pożarów, jakie wystąpiły w ciągu roku na badanym terenie. Natomiast małe zagrożenia miejscowe stanowią około 90% wszystkich tego typu zdarzeń. Szczegóły klasyfikacji zostały przedstawione we

wskazanym wyżej artykule. Drugą konstytutywną cechą tej klasyfikacji jest czas prowadzenia działań ratowniczych.

Rozkład przestrzenny małych i średnich pożarów oraz małych zagrożeń miejscowych z podziałem na klasy dla wybranego fragmentu powiatu przedstawiono na rycinach 1 i 2. Linie pionowe i poziome stanowią kilometrową siatkę topograficzną według Państwowego Układu Współrzędnych Geodezyjnych 1992.

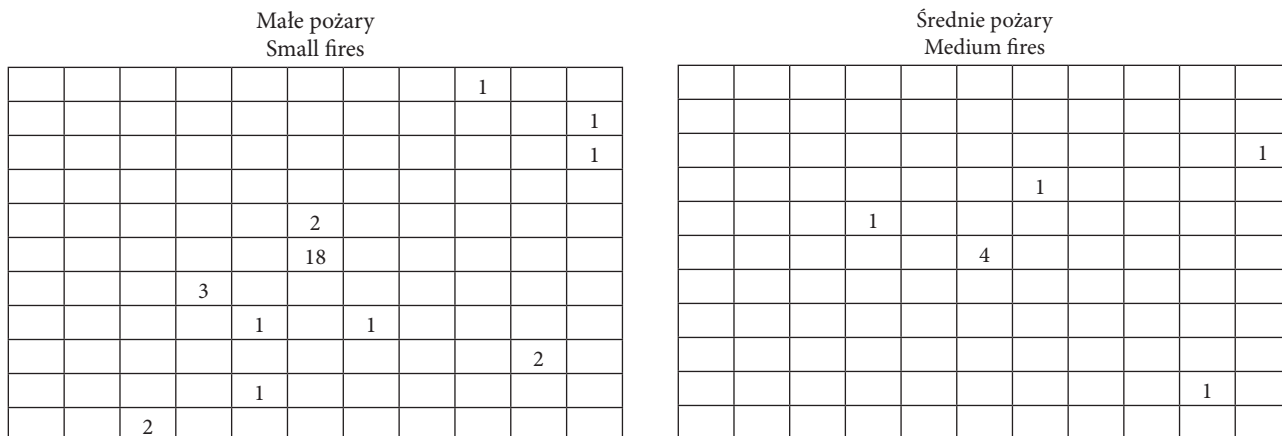


Ryc. 1. Przestrzenny rozkład zagrożeń miejscowych dla wybranego fragmentu powiatu w 2009 r.

Fig. 1. Area schedule of local hazards for a selected part of the district in 2009

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

Source: Own elaboration on the basis of data from the PSP database.



Ryc. 2. Przestrzenny rozkład pożarów małych i średnich dla wybranego fragmentu powiatu w 2009 r.

Fig. 2. Area schedule of small and medium fires for a selected part of the district in 2009

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

Source: Own elaboration on the basis of data from the PSP database.

Bardzo podobny rozkład przestrzenny zagrożeń miejscowych i pożarów występuje w latach poprzednich. Natomiast w roku 2010 ze względu na powódź, która dotknęła znaczne obszary naszego kraju, rozkład jest nieco odmienny i charakteryzuje się znacznym (pięciokrotnym) wzrostem zagrożeń miejscowych zaliczonych do kategorii „usuwanie skutków działania sił natury”.

Jeżeli prognozy zdarzeń krytycznych na lata następne dokonamy poprzez oszacowanie maksymalnej liczby zdarzeń na poziomie ufności 0,9 dla poszczególnych obszarów podstawowych (kwadrat wyznaczony przez linie kilometrowej siatki topograficznej), a następnie dokonamy ich agregacji dla całego obszaru powiatu, otrzymamy wartości zaprezentowane w tabeli 2.

Tabela 2. Prognoza maksymalnej ilości zdarzeń na podstawie danych z roku 2009 przy założonym poziomie ufności 0,9

Table 2. Forecast of maximum number of events based on 2009, confidence interval 0.9

		Małe Small	Średnie Medium	Razem Total
Požary Fires		131	98	229
Zagrożenia miejscowe Local threats	Kolizje i wypadki komunikacyjne Collisions and Road incidents	146	Nie dotyczy Inapplicable	146
	Usuwanie skutków działania sił natury Removal of natural disaster consequences	106		106
	Inne Others	183		183
	Razem Total	435		435
Razem Total		566		664

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

Source: Own elaboration on the basis of data from the PSP database.

Jak wskazano w artykule *Przestrzenna analiza zagrożeń na podstawie danych historycznych* [5], prognozy te są znacznie zawyżone w stosunku do roku 2009 – o około 70%. Jed-

nakże takie podejście powoduje, że ogólny bilans zdarzeń, które mogą wystąpić w latach następnych nie przekracza prognozy, nawet w przypadku wyjątkowych zdarzeń, jakie miały miejsce w 2010 roku. W tym roku miało miejsce 418 zagrożeń miejscowych oraz zaledwie 90 małych i średnich pożarów.

Obniżenie poziomu ufności dla prognozy do poziomu 0,8 spowoduje również obniżenie prognozowanych wartości. Powyższa sytuacja przyczyni się do obniżenia nadmiarowości prognozy do około 60%, a jednocześnie wskaże niedobór prognozy w przypadku lat charakteryzujących się wyjątkowymi zdarzeniami, jak np. rok 2010. Prognozę na poziomie ufności 0,8 zaprezentowano w tabeli 3.

Tabela 3. Prognozy maksymalnej ilości zdarzeń na podstawie danych z roku 2009 przy założonym poziomie ufności 0,8

Table 3. Forecast of maximum number of events based on 2009, confidence interval 0.8

		Małe Small	Średnie Medium	Razem Total
Požary Fires		121	92	229
Zagrożenia miejscowe Local threats	Kolizje i wypadki komunikacyjne Collisions and Road incidents	132	Nie dotyczy Inapplicable	132
	Usuwanie skutków działania sił natury Removal of natural disaster consequences	94		94
	Inne Others	163		163
	Razem Total	389		389
Razem Total		510	92	602

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

Source: Own elaboration on the basis of data from the PSP database.

Zasadniczym problemem do rozstrzygnięcia jest odpowiedź na pytanie: do jakiej liczby zdarzeń system ratowniczo-gaśniczy powiatu powinien być samowystarczalny?

Problem ten można sformułować w nieco innymi sposób: powyżej jakiej liczby zdarzeń zaczyna się zarządzanie kryzysowe? Są to zasadnicze dylematy natury ekonomiczno-społeczno-politycznej. Można budować system ratowniczy o wysokim potencjale za duże pieniądze i jednocześnie sporadycznie w pełni go wykorzystywać. Z innej strony można zbudować system doskonale radzący sobie w typowych warunkach, ale wymagający zaangażowania innych podmiotów w warunkach nietypowych. Dylematu tego nie rozstrzyga niniejszy artykuł. W pracy wskazano jedynie, jak duży poziom ufności należy przyjąć dla prognoz, co ma oczywiście dalsze konsekwencje w konstruowaniu systemu ratownictwa.

4. Parametry czasowe reakcji systemu ratowniczo-gaśniczego

Czas trwania reakcji systemu ratowniczo-gaśniczego na zaistniałe incydenty krytyczne możemy opisać następującym wzorem:

$$t = t_d + t_p + 2 \cdot \frac{l}{v_t} + t_a \quad (1)$$

gdzie: t_d – czas reakcji dyspozytora – od przyjęcia zgłoszenia do zadysponowania pierwszej jednostki;

t_p – czas przygotowania zespołu ratowniczego do wyjazdu;

v_t – uśredniona prędkość dojazdu do miejsca zdarzenia i powrotu;

t_a – czas trwania działań ratowniczych.

Zamiast zmiennej v_t możemy posługiwać się średnim czasem pokonania jednego kilometra (t_{1km}) w czasie dojazdu i powrotu z miejsca zdarzenia. Wówczas wzór (1) przyjmie postać:

$$t = t_d + t_p + 2 \cdot l \cdot t_{1km} + t_a \quad (2)$$

Najistotniejszym elementem tworzenia tego modelu jest poprawne określenie rozkładu zmiennych losowych występujących we wzorach (1) i (2). W artykule *Model reagowania systemu ratowniczo-gaśniczego* określono trzy metody apro-

ksymacji opisu tych zmiennych teoretycznymi rozkładami zmiennych losowych. W dwóch przypadkach aproksymowano te zmienne rozkładem normalnym poprzez wyznaczenie estymatorów wartości oczekiwanej i odchylenia standardowego oraz z wykorzystaniem metody PERT. Trzeci przypadek najbardziej zbliżony do rzeczywistych rozkładów to rozkład logarytmicznie normalny.

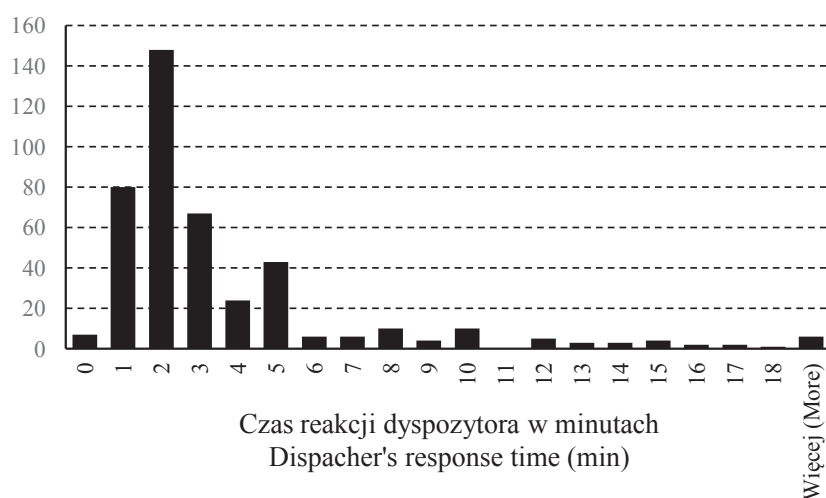
We wspomnianym artykule wskazano również, że czas reakcji dyspozytora (t_d) oraz czas trwania działań ratowniczych (t_a) można wyznaczyć bezpośrednio z danych zapisanych w bazie prowadzonej przez PSP. Natomiast w przypadku dwóch pozostałych zmiennych należy wydzielić je ze zmiennej opisującej czas upływający od zadysponowania jednostki do dotarcia pierwszego pojazdu na miejsce zdarzenia.

4.1. Aproksymacja czasu reakcji dyspozytora (t_d)

Do analizy tej zmiennej wykorzystano dane z roku 2009 dotyczące wszystkich zdarzeń za wyjątkiem ćwiczeń i zabezpieczenia imprez masowych.

W 2009 roku było 431 zgłoszeń, analizie poddano 430 zgłoszeń, ponieważ w jednym przypadku nie podano godziny zgłoszenia. Na podstawie tych danych ustalono następujące parametry rozkładu empirycznego: kwartył 0 – 0 min.; percentyl (0,05) – 1 min; kwartył 1 – 2 min; mediana – 2 min; kwartył 3 – 4 min; percentyl (0,95) – 12 min; kwartył 4 – 86 min; dominanta – 2 min; percentyl (0,85) – 5 min. Do aproksymacji tego rozkładu rozkładami teoretycznymi przyjęto zakres danych z przedziału domkniętego: percentyl (0,05) – percentyl (0,85), ze względu na bardzo długi prawy ogon rozkładu empirycznego. Rozkład empiryczny jest silnie prawostronnie skośny. Uwzględnienie liczb z przedziału percentyl (0,85) do percentyl (0,95) spowoduje istotne przesunięcie średniej w stosunku do mediany w prawo oraz znaczny wzrost wariancji. Histogram rozkładu empirycznego przedstawiono na ryc. 3.

Po dokonaniu stosownych obliczeń otrzymano parametry teoretycznych rozkładów aproksymujących czas reakcji dyspozytora. Zostały one zebrane w tabeli 4.



Ryc. 3. Histogram empirycznego rozkładu czasu reakcji dyspozytora
Fig. 3. Histogram of the empirical distribution of dispatcher's response time

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

Source: Own elaboration on the basis of data from the PSP database.

Tabela 4. Parametry rozkładów aproksymujących rozkład czasu reakcji dyspozytora (t_d)
Table 4. Parameters of distributions approximating distribution of dispatcher's response time (t_d)

	Rozkład normalny (estymacja parametrów) Normal distribution (parameters estimate)	Rozkład normalny (metoda PERT) Normal distribution (PERT method)	Rozkład normalny zmiennej $Y = \ln(t_d)$ Normal distribution variable $Y = \ln(t_d)$
Wartość oczekiwana Expected value	2,45	2,33	0,77
Odchylenie standardowe Standard deviation	2,28	0,67	0,512

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.
Source: Own elaboration on the basis of data from the PSP database.

4.2. Aproksymacja czasu trwania działań ratowniczych (t_a)

Do analizy tej zmiennej wykorzystano dane z roku 2009 w następujących kategoriach:

- małe zagrożenia miejscowe – do działań ratowniczych zadysponowano nie więcej niż dwa pojazdy gaśnicze;
- małe pożary – do działań ratowniczych zadysponowano nie więcej niż dwa pojazdy gaśnicze;

- średnie pożary – do działań ratowniczych zadysponowano od 3 do 5 pojazdów gaśniczych⁴.

W roku 2009 na terenie badanego powiatu wydarzyło się: 258 małych zagrożeń miejscowych; 75 małych pożarów; 50 pożarów średnich. Parametry rozkładów empirycznych czasu trwania działań ratowniczych z podziałem na poszczególne kategorie przedstawiono w tabeli 5. Natomiast w tabeli 6 przedstawiono parametry teoretycznych rozkładów aproksymujących rozkład empiryczny czasu trwania

Tabela 5. Parametry empirycznych rozkładów czasu trwania działań ratowniczych
Table 5. The parameters of empirical distributions rescue operations time

	Małe zagrożenia miejscowe Little local threats	Małe pożary Small fires	Średnie pożary Medium fires
Kwartył 0 quartile 0	11	12	33
Percentyl(0,05) percentile(0,05)	23	17,7	44,45
Kwartył 1 quartile 1	41	28,5	69,25
Kwartył 2 quartile 2	57,5	55	109
Kwartył 3 quartile 3	86,25	92	180
Percentyl(0,95) percentile(0,95)	171,9	129,3	311,75
Kwartył 4 quartile 4	299	182	514
Dominanta Mode	42	74	68

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.
Source: Own elaboration on the basis of data from the PSP database.

Tabela 6. Parametry rozkładów aproksymujących rozkład czasu trwania działań ratowniczych (t_a)
Table 6. Parameters of distributions approximating distribution of rescue operations time (t_a)

Parametr Parameter	Rozkład normalny (estymacja parametrów) Normal distribution (parameters estimate)			Rozkład normalny (metoda PERT) Normal distribution (PERT method)			Rozkład normalny zmiennej $Y = \ln(t_a)$ Normal distribution of variable $Y = \ln(t_a)$		
	Małe zagrożenie miejscowe Small local threats	Mały pożar Small fire	Średni pożar Medium fire	Małe zagrożenie miejscowe Small local threats	Mały pożar Small fire	Średni pożar Medium fire	Małe zagrożenie miejscowe Small local threat	Mały pożar Small fire	Średni pożar Medium fire
Średnia Mean	65,76	59,97	126,34	70,82	61,17	132,03	4,07	3,95	4,71
Odchylenie standardowe Standard deviation	33,27	30,62	63,47	24,82	18,6	44,55	0,482	0,555	0,450

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.
Source: Personal elaboration on the basis of data from the PSP database.

⁴ Kategorie przyjęto zgodnie z ustaleniami zawartymi w artykule *Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych* [2].

działań ratowniczych. Do ich wyznaczenia wykorzystano przedział domknięty wartości: percentyl(0,05) – percentyl (0,95).

Empiryczne rozkłady czasu trwania działań ratowniczych, ze względu na ich kształt częściowo uwidoczniony w tabeli 5 poddano nieparametrycznemu testowi Kolmogorowa na normalność rozkładu. Wyniki testu, dla poziomu istotności 0,05 oraz jedenastu przedziałów, dla poszczególnych kategorii zdarzeń wypadły następująco (wartość krytyczna testu 1,358):

- dla małych zagrożeń miejscowych 1,708 – wynik negatywny;
- dla małych pożarów 0,685 – wynik pozytywny;
- dla pożarów średnich 0,780 – wynik pozytywny.

Możemy zatem skonstatować, że rozkłady czasu trwania działań ratowniczych są rozkładem normalnym lub silnie do niego zbliżonym. Ze względu na znaczny wpływ czynnika ludzkiego w kształtowaniu tego czasu można przypuszczać, że rozkłady te są logarytmicznie normalne. Dla takich rozkładów $\{y = \ln(t_a)\}$ test Kolmogorowa przy takich samych parametrach wypadł pozytywnie, wartość statystyki wynosiła odpowiednio:

- dla małych zagrożeń miejscowych – 0,328 (wynik pozytywny);
- dla małych pożarów – 0,68 (wynik pozytywny);
- dla pożarów średnich wynosił – 0,551 (wynik pozytywny).

O ile aproksymacja czasu reakcji dyspozytora rozkładem logarytmicznie normalnym jest jedynie pewnym przybliżeniem rzeczywistych jego realizacji, o tyle logarytmicznie normalny rozkład czasu trwania działań ratowniczych jest rzetelnym odzwierciedleniem rzeczywistych realizacji tego czasu.

4.3. Aproksymacja czasu potrzebnego na przygotowanie do wyjazdu i czasu przejazdu do miejsca zdarzenia (t_p i t_j)

Jak wspomniano w artykule *Model reagowania systemu ratowniczo-gaśniczego* aproksymacja rozkładów zmiennych losowych czasu upływającego od zadysponowania danej JR do jej wyjazdu z MSD oraz czasu przejazdu do miejsca zdarzenia, a właściwie prędkości technicznej v_t lub czasu niezbędnego na pokonanie 1 km (t_{1km}), następcza szereg trudności.

Po pierwsze, w bazie danych PSP czas ten jest zapisywany łącznie, co wymaga wyodrębnienia zmiennych. Po drugie zaś, niefrasobliwość wprowadzania danych budzi szereg wątpliwości co do ich prawdziwości. Dla przykładu można wspomnieć, że w 2009 roku 50 małych zagrożeń miejscowych (25% wszystkich tego typu zdarzeń) miało miejsce 13 m w linii prostej od MSD JR PSP (tak wskazują współrzędne geograficzne zapisane w bazie). Co ciekawe, wszystkie te zdarzenia zaszły dokładnie w tym samym miejscu (współrzędne geograficzne podawane są w stopniach z dokładnością do 7 miejsca po przecinku, czyli z dokładnością do 1 cm). Z danych wynika również, że niektóre odległości do miejsca zdarzenia pokonywano z prędkościami średnimi: 111 do 234 km/h. Dotyczyło to 6% zdarzeń. Reasumując około 30% wpisów dotyczących małych zagrożeń miejscowych było przekłamanych, co znacznie ogranicza możliwości analizy oraz stawia pod znakiem zapytania otrzymane wyniki, mimo usunięcia danych wyraźnie odbiegających od wyobrażeń zdroworozsądkowych.

Pomimo jednak wspomnianych trudności dokonano próby wyodrębnienia tych zmiennych, opierając się na danych z 2009 roku, zgodnie z algorytmem opisanym we wspomnianym artykule.

W analizach uwzględniono dane dotyczące akcji ratowniczych z udziałem jedynie PSP (zagrożenia miejscowe i pożary), aby uniknąć problemu rozszyfrowywania, zastępy której jednostki ochrony przeciwpożarowej przybyły pierwsze na miejsce zdarzenia. Sumarycznie było 134 takich zdarzeń na terenie badanego powiatu.

Zgodnie z algorytmem wyodrębniania zmiennych losowych z jednej zmiennej, opisanym w artykule *Model reagowania systemu ratowniczo-gaśniczego*, liczba rozpatrywanych przypadków jest zbyt mała dla pełnej analizy statystycznej. Należy pamiętać, że zdarzenia te należy podzielić na klasy – według odległości miejsca zdarzenia od MSD.

Na początku analizy zasadniczym problemem była odpowiedź na pytanie: czy odległość do miejsca zdarzenia można odczytać wprost z bazy danych? Okazało się, że liczba przebytych przez jednostkę kilometrów (zapisywana w bazie) nie jest w żaden sposób skorelowana z liczbą kilometrów odczytanych z mapy na podstawie współrzędnych geograficznych. Zaledwie 39 wpisów na 133 w roku 2009 w miarę poprawnie określało odległość do miejsca zdarzenia – błąd względny wynosił $\pm 20\%$. Dlatego też pojawił się problem oszacowania współczynnika określającego komunikacyjną metrykę danego obszaru (a). Współczynnik ten określa stosunek odległości wyznaczonej wzdłuż szlaków komunikacyjnych do odległości mierzonej w linii prostej. Tę drugą odległość można oszacować ze wzoru na odległość dwóch punktów w układzie kartezjańskim.

$$d = \sqrt{(x_i - x)^2 + (y_i - y)^2} \quad (3)$$

gdzie: x_i i y_i – współrzędne topograficzne miejsca zdarzenia z dokładnością do 10 m;

x i y – współrzędne topograficzne siedziby jednostki ratowniczej z dokładnością do 10 m.

Oszacowania dokonano, analizując 100 punktów oddalonych od MSD JR o 3-30 km równomiernie we wszystkich kierunkach. Z analizy zebranych danych wynika, że wskaźnik ten dla badanego obszaru wynosi $1,28 \pm 0,22$. Dokładność taka jest wystarczająca dla dalszych obliczeń, ponieważ odległość zaokrąglamy do pełnych kilometrów. Możemy zatem napisać, że na rozpatrywanym przez nas obszarze, odległość jest równa w przybliżeniu:

$$L \approx 1,28 \cdot \sqrt{(x_i - x)^2 + (y_i - y)^2} \quad (4)$$

Wykorzystując wzór (4) oszacowano odległość L dla wszystkich 134 zdarzeń (zagrożeń miejscowych i pożarów), do których w 2009 roku wyjeżdżała jedynie PSP. Następnie pogrupowano dane dotyczące czasu przygotowania i przejazdu do miejsca zdarzenia na kategorie cechujące się taką samą odległością mierzoną w pełnych kilometrach.

Kolejnym krokiem była wstępna ocena poprawności danych. Dokonano jej poprzez wyznaczenie hipotetycznej prędkości technicznej: dzieląc odległość przez czas przygotowania i przejazdu. Z danych wyeliminowano te, dla których prędkość techniczna przekraczała 80 km/h. Do dalszej analizy pozostało 6 grup (odległość: 2; 3; 4; 5; 8 i 10 km) z liczbą danych od 6 do 8. Ponieważ przy tak niewielkiej liczbie danych obszar niepewności wyznaczonych parametrów jest bardzo duży, posłużono się metodą PERT, która co prawda nie zmniejsza obszaru niepewności, ale jest prostsza.

W efekcie otrzymano następujące parametry rozkładów normalnych aproksymujących czas przygotowania

do wyjazdu (t_p) oraz czas przejazdu jednego kilometra (t_{1km}):

$$t_p = N(\bar{t}_p; \sigma_{t_p}) = N(5,4; 1,45)[min] \quad (5)$$

$$t_{1km} = N(\bar{t}_{1km}; \sigma_{t_{1km}}) = N(0,95; 0,743)[min] \quad (6)$$

W celu sprawdzenia poprawności wyników oraz udo-
kładnienia ich, taką samą procedurę zastosowano dla danych
obejmujących lata 2007-2009. W tym przypadku ilość uzy-
skanych danych była na tyle duża, że można było poddać je
obróbce statystycznej. W efekcie otrzymano następujące pa-
rametry tych samych rozkładów:

$$t_p = N(4,8; 1,41)[min] \quad (7)$$

$$t_{1km} = N(0,98; 1,29)[min] \quad (8)$$

5. Wyznaczenie obszaru odpowiedzialności operacyjnej i jego analiza

Obszar operacyjnej odpowiedzialności to teren, do które-
go granic zespół ratowniczy może dotrzeć w określonym cza-
sie. Korzystając z zapisów ustawy z dnia 8 września 2006 roku
o Państwowym Ratownictwie Medycznym, art. 24, przyjęto
następujące parametry czasowe dla PSP: czas dotarcia JR na
miejsce zdarzenia nie może być dłuższy niż 20 minut w 80%
przypadków w skali roku.

Czas dotarcia JR na miejsce zdarzenia należy liczyć od
momentu przyjęcia zgłoszenia przez dyspozytora do przyby-

cia JR w rejon zdarzenia. Możemy go opisać wzorem:

$$t = t_d + t_p + 1 \cdot t_{1km} \quad (9)$$

Z dotychczasowych analiz znamy parametry rozkładów
opisujących poszczególne czasy po prawej stronie równania
(9). Ich wartości zebrano w tabeli 7.

Ponieważ wszystkie zmienne po prawej stronie równania
(9) są zmiennymi losowymi, również zmienna po lewej stro-
nie równania będzie zmienną losową. Opisuje ona czas upły-
wający od przyjęcia zgłoszenia przez dyspozytora do przyby-
cia JR na miejsce zdarzenia. Zakładając, że czas ten powinien
wynosić nie więcej niż 20 minut dla 80% wyjazdów, możemy
ułożyć równanie pozwalające na wyznaczenie odległości od
MSD (L), w jakiej powinna przebiegać granica tego obszaru:

$$P\{t \leq T\} = 0,8 \quad (10)$$

Z założenia o normalności rozkładu zmiennych po prawej
stronie równania (9) wynika również normalność rozkładu
opisującego zmienną t. Zatem po jej standaryzacji otrzymamy:

$$\phi\left(\frac{T - \bar{t}}{\sigma}\right) = 0,8 \Rightarrow \frac{T - \bar{t}}{\sigma} = 0,84 \quad (11)$$

Przy czym:

$$\bar{t} = \bar{t}_d + \bar{t}_p + L \cdot \bar{t}_{1km} \quad (12)$$

$$\sigma = \sqrt{\sigma_{t_d}^2 + \sigma_{t_p}^2 + L \cdot \sigma_{t_{1km}}^2} \quad (13)$$

Tabela 7. Parametry rozkładów aproksymujących rozkład losowy zmiennych we wzorze [9]

Table 7. Parametres of approximating random variable distribution included in formula [9]

	Czas reakcji dyspozytora (t_d) Dispatcher's response time (t_d)			Czas przygotowania do wyjazdu (t_p) Preparation for departure duration (t_p)		Czas pokonania 1 km (t_{1km}) Time taken to travel 1km (t_{1km})	
	Rozkład normalny (estymacja parametrów) Normal distribution (parameters estimate)	Rozkład normalny (metoda PERT) Normal distribution (PERT method)	Rozkład normalny zmiennej $Y = \ln(t_d)$ Normal distribution variable $Y = \ln(t_d)$	Rozkład normalny (estymacja parametrów) Dane z lat 2007-2009 Normal distribution (parameters estimate) Data of 2007-2009	Rozkład normalny (Estymacja parametrów) Dane z 2009 r Normal distribution (parameters estimate) Data of 2009	Rozkład normalny (estymacja parametrów) Dane z lat 2007 - 2009 Normal distribution (parameters estimate) Data of 2007-2009	Rozkład normalny (Estymacja parametrów) Dane z 2009 r. Normal distribution (parameters estimate) Data for 2009
Wartość oczekiwana Expected value	2,45	2,33	0,77	4,8	5,4	0,98	0,94
Odchylenie standardowe Standard deviation	1,24	0,67	0,512	1,41	1,45	1,29	0,743

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

Source: Own elaboration on the basis of data from the PSP database.

Po podstawieniu otrzymujemy równanie:

$$\frac{T - \bar{t}_d - \bar{t}_p - L \cdot \bar{t}_{1km}}{\sqrt{\sigma_{t_d}^2 + \sigma_{t_p}^2 + L \cdot \sigma_{t_{1km}}^2}} = 0,84 \quad (14)$$

Z powyższego równania otrzymamy dwie wartości L , jednakże tylko jedno rozwiązanie jest dopuszczalne. Wynika to z faktu, iż licznik lewej strony równania musi być dodatni. Czyli L musi być mniejsze od 13 km. Uwzględniając powyższe, otrzymamy L równe 9,3 km. Uwzględniając metrykę rozpatrywanego obszaru - odległość granicy obszaru operacyjnej odpowiedzialności od siedziby JRG powinna wynosić w linii prostej nie więcej niż 7,3 km.

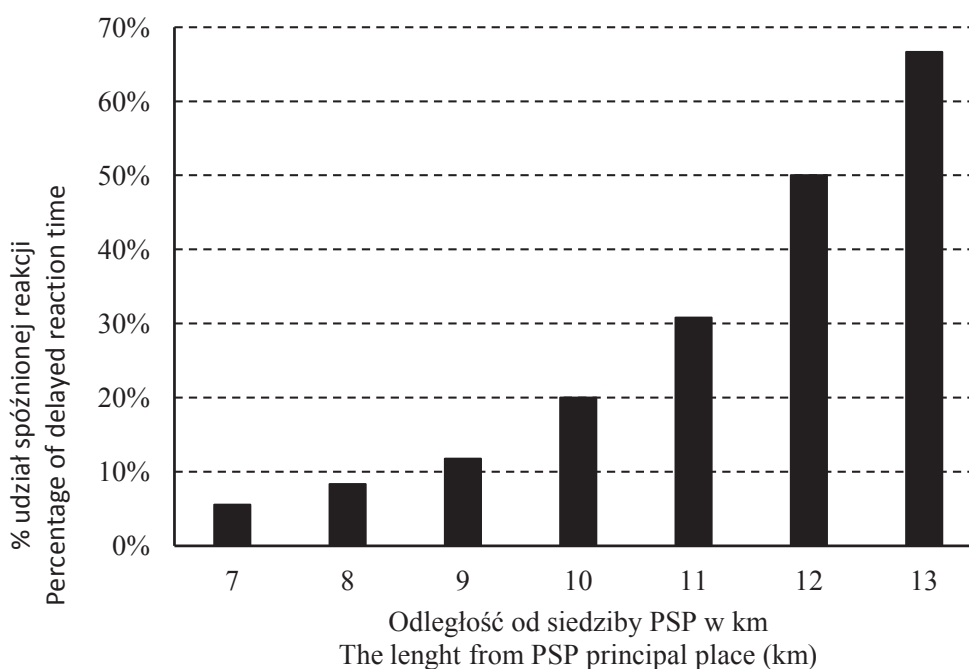
Powyższy problem można również rozwiązać, stosując metodę Monte Carlo. Polega ona na losowaniu poszczególnych zmiennych według zadanego schematu. Przy stosowaniu tej metody symulacji należy uwzględnić pewne ograniczenia - żadna z wylosowanych zmiennych nie powinna być ujemna. Na podstawie danych zawartych w tabeli 7, ze względu na znaczną wartość odchylenia standardowego tych zmiennych, należy się spodziewać wylosowania wartości ujemnych zarówno w przypadku czasu reakcji dyspozytora (t_d), jak i czasu niezbędnego na pokonanie jednego kilometra (t_{1km}). Aby uniknąć tego typu sytuacji czas reakcji dyspozytora losowano według parametrów rozkładu logarytmicznie normalnego, natomiast t_{1km} losowano według parametrów uciętego rozkładu normalnego. Dolną granicę ucięcia rozkładu normalnego przyjęto na poziomie 0,169 min, co odpowiada prędkości technicznej 25 km/h. Górną zaś przyjęto na poziomie 0,304 min, co odpowiada prędkości technicznej równej 80 km.

Losując zmienne: t_d , t_p oraz t_{1km} (po dwieście realizacji każdej zmiennej) według schematów ujętych w tabeli 7, z uwzględnieniem wskazanych powyżej ograniczeń, oraz dokonując obliczeń zgodnie ze wzorem (9) otrzymano realizacje czasu upływającego od przyjęcia przez dyspozytora zgłosze-

nia do przyjazdu zespołu ratowniczego na miejsce zdarzenia dla wybranych odległości: 7, 8, 9 i 10 km. Dla każdego rozkładu wyznaczono percentyl (0,8). Jego wartość wynosiła odpowiednio: 17,5 min, 19 min, 20,4 min oraz 22 min. Z treści postawionego problemu wynika, że interesuje nas taka odległość L , dla której czas przejazdu w 80% przypadków będzie nie większy niż 20 min. A zatem z symulacji wynika, że odległość granicy obszaru odpowiedzialności operacyjnej od siedziby PSP powinna wynosić 9 km w metryce obszaru, czyli w metryce euklidesowej - 7 km.

Porównując wyniki obliczeń analitycznych i symulacji, należy stwierdzić, że są one bardzo podobne, różnica 300 m nie ma istotnego znaczenia. Jak wynika z analizy zastosowanego algorytmu bardzo istotne znaczenie dla wielkości obszaru odpowiedzialności operacyjnej ma czas reakcji dyspozytora oraz czas przygotowania zespołu do wyjazdu. Im krótsze są te czasy, tym większy jest obszar operacyjnej odpowiedzialności spełniający warunek skutecznej reakcji. Dla przykładu, skrócenie średniego czasu reakcji dyspozytora o 1 min, z 2,5 do 1,5 min spowoduje wzrost odległości L o 1 km, z 9 do 10 km. Natomiast dodatkowe skrócenie średniego czasu przygotowania zespołu do wyjazdu z 4,8 do 3 min (o 1,5 min) spowoduje dalszy wzrost odległości L o 1,5 km, z 10 do 11,5 km.

Dla porównania dokonano analiz wszystkich zdarzeń z lat 2010-2011, do których dysponowane były jedynie zespoły ratownicze PSP, pod kątem czasu dotarcia zespołów ratowniczych na miejsce zdarzenia. Dla każdego zdarzenia wyznaczono czas reakcji liczony od otrzymania zgłoszenia przez dyspozytora do przyjazdu zespołów ratowniczych na miejsce zdarzenia, oraz wyznaczono odległość do tych miejsc zgodnie ze wzorem (4). Następnie pogrupowano zdarzenia według ich odległości od siedziby PSP. Obliczono licznosc każdej grupy oraz liczbę zdarzeń, dla których czas reakcji był dłuższy niż 20 min. Dla każdej grupy wyznaczono procentowy udział spóźnionej reakcji (powyżej 20 min) we wszystkich reakcjach danej grupy. Wyniki przedstawiono na ryc. 4.



Ryc. 4. Procentowy udział dłuższych niż 20 min. reakcji PSP w podziale na grupy odległościowe zdarzeń

Fig. 4. Percentage of more than 20 min responses by PSP grouped by duration between incidents

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

Source: Own elaboration on the basis of data from the PSP database.

Jak wynika z wykresu przedstawionego na rycinie 4 górną granicą obszaru operacyjnej odpowiedzialności, przy założeniu 80% czasowej skuteczności reakcji, powinna być odległość 10 km., liczona w metryce obszaru, czyli w metryce euklidesowej 7,8 km. Wynik jest nieco lepszy od danych z 2009 roku. Być może wpłynęło na to skrócenie czasu reakcji dyspozytora lub większa dyspozycyjność zespołów ratowniczych. Nie prowadzono analiz, które rozstrzygnęłyby ten problem.

Wrysowując tak wyznaczony obszar odpowiedzialności operacyjnej na mapę ryzyka (przestrzenną mapę zagrożeń), można obliczyć liczbę zdarzeń, która ma miejsce w obszarze operacyjnej odpowiedzialności w stosunku do całkowitej liczby zdarzeń. W roku 2009 na obszarze odpowiedzialności operacyjnej (odległość 7 km w metryce euklidesowej – stanowi to około 28% powierzchni powiatu) od siedziby PSP, zdarzyło się małych:

- 27 kolizji i wypadków drogowych, co stanowi 34% wszystkich tego typu zdarzeń na terenie powiatu;
- 16 zdarzeń związanych z usuwaniem skutków działania sił natury, co stanowi 29% wszystkich tego typu zdarzeń na terenie powiatu;
- 62 inne zagrożenia miejscowe, co stanowi 50% wszystkich tego typu zdarzeń na terenie powiatu;
- 37 pożarów, co stanowi 49% wszystkich tego typu zdarzeń na terenie powiatu.

Ogółem małych zdarzeń na obszarze odpowiedzialności operacyjnej PSP było 142, co stanowi 43% wszystkich tego typu zdarzeń na terenie powiatu. Bardziej szczegółowa analiza mapy ryzyka prowadzi do wniosku, że istnieje jeszcze jedno centrum skupiające zdarzenia, ale znacznie mniejsze. Możemy zatem stwierdzić, że w przypadku małych zdarzeń czasowa skuteczność reakcji PSP była w 2009 na poziomie 43%. Do 80% tych zdarzeń zespoły ratownicze PSP docierały w czasie krótszym niż 20 min.

Podobnie wygląda problem rozkładu zdarzeń krytycznych w stosunku do wyznaczonego obszaru odpowiedzialności operacyjnej PSP w latach 2010-2011. W 2011 roku zanotowano na terenie powiatu: 249 małych zagrożeń miejscowych oraz 83 małe pożary, z czego na terenie operacyjnej odpowiedzialności PSP: 113 małych zagrożeń miejscowych oraz 36 małych pożarów, co stanowi odpowiednio 45% i 43%. Przytoczone liczby wskazują na istotną wartość predykcyjną przestrzennej analizy zagrożeń.

6. Ocena dostępności służb ratowniczych (PSP)

Dostępność służb ratowniczych możemy zdefiniować jako zdolność tych służb do reakcji na pojawiające się incydenty krytyczne. Posługując się konwencją rachunku prawdopodobieństwa, zdolność tę można zdefiniować jako prawdopodobieństwo dysponowania przez daną jednostkę ochrony przeciwpożarowej zdolnymi do użycia zespołami ratowniczymi w czasie pojawiania się kolejnych zdarzeń krytycznych na obszarze jej odpowiedzialności operacyjnej. Można ją również zdefiniować jako ryzyko niezdolności do reakcji w czasie pojawiania się kolejnych zdarzeń z powodu zaangażowania sił i środków w innych działaniach ratowniczych.

Rozważmy wariant reakcji jednostki ochrony przeciwpożarowej na małe zdarzenia krytyczne w obszarze jej odpowiedzialności operacyjnej – zagrożenia miejscowe i pożary wymagające zaangażowania w akcję ratowniczą dwóch zespołów ratowniczych. Jest to wariant najbardziej niekorzystny w przypadku rozważania jedynie małych zagrożeń.

Założmy, że w chwili t_1 zadysponowano dwa zespoły ratownicze do działań ratowniczych na granicy jej obszaru odpowiedzialności operacyjnej. Czas działania tych zespołów

określa wzór (2). Ocenę dostępności służb ratowniczych można sprowadzić do pytania: jakie jest prawdopodobieństwo, że w czasie prowadzenia tych działań pojawi się potrzeba użycia kolejnych zespołów ratowniczych – pojawi się kolejne zgłoszenie?

Oszacowanie tego prawdopodobieństwa wymaga założenia a priori poziomu istotności (błędy jaki możemy popełnić) dla oszacowania czasu działania zespołów ratowniczych. Do obliczeń przyjęto: $L = 9$ km oraz parametry rozkładów aproksymujących czas poszczególnych etapów procesu reakcji wyznaczonych powyżej. Na tej podstawie czas działania zespołów ratowniczych, w przypadku pojedynczego małego zdarzenia, możemy opisać rozkładem normalnym o następujących parametrach:

$$t = N(90,65;33,77) \quad (15)$$

Przyjmując poziom istotności $0,02^5$, możemy wyznaczyć maksymalny czas trwania działań – od otrzymania zgłoszenia do powrotu zespołu ratowniczego do MSD.

$$P\{t \leq T\} = 0,98 \rightarrow \phi\left(\frac{T-\bar{t}}{\sigma_t}\right) = 0,98 \rightarrow T = 158 \text{ min} = 2,637 \text{ h} \quad (16)$$

Na obszarze operacyjnej odpowiedzialności badanej jednostki PSP w roku 2009 były 203 zagrożenia miejscowe i pożary. Stąd też oczekiwana liczba zdarzeń w czasie 1 godz. wynosi:

$$\mu = \frac{203}{8760} = 0,023 \left[\frac{\text{liczba zdarzeń}}{\text{godzina}} \right] \quad (17)$$

Prawdopodobieństwo pojawienia się jednego zdarzenia krytycznego (pożaru lub zagrożenia miejscowego) w czasie trwających już działań ratowniczych $t = 158$ min (2,637 h) możemy wyznaczyć z rozkładu Poissona i wynosi ono:

$$P\{k = 1\} = \mu t \cdot e^{-\mu t} = 0,057 \quad (18)$$

Natomiast prawdopodobieństwo pojawienia się co najmniej jednego zdarzenia krytycznego w czasie trwania działań ratowniczych wynosi:

$$P\{k \geq 1\} = 1 - e^{-\mu t} = 0,059 \quad (19)$$

Należy zatem oczekiwać, że na obszarze operacyjnej odpowiedzialności danej jednostki ratowniczej, w czasie trwania 6/100 akcji ratowniczych zaistnieje, co najmniej jedno zdarzenie krytyczne wymagające działania zespołów ratowniczych.

Jak wspomniano, na badanym obszarze (odpowiedzialności operacyjnej PSP) w roku 2009 zarejestrowano 203 zdarzenia krytyczne, a zatem należy się spodziewać, że w czasie 11 z nich ($203 \cdot 0,059 = 12$) pojawi się kolejne zgłoszenie o zdarzeniu krytycznym. W rzeczywistości, na tym terenie w 2009 roku, było 9 takich sytuacji. Należy również wspomnieć, że zdarzeń zakwalifikowanych jako „usuwanie skutków działania sił natury”, było w 2009 roku zaledwie 22. Stanowiły więc 10% wszystkich zdarzeń. Zdarzenia tego typu powodują najczęściej spiętrzenie zgłoszeń w bardzo krótkim przedziale czasowym. Dlatego też w latach częstego występowania krytycznych zjawisk naturalnych (ulewne deszcze, wichury, gradobicia, itp.) częstość zgłoszeń w czasie wystąpienia takich zjawisk może spowodować przekroczenie wyznaczonej teoretycznie liczby (11) sytuacji, w których

⁵ Taki poziom istotności oznacza, że w 2 na 100 przypadków czas ten może być dłuższy.

kolejne zgłoszenia pojawiać się będą w trakcie prowadzenia działań ratowniczych.

Prognozując liczbę zdarzeń w latach następnych zgodnie z algorytmem przedstawionym w artykułach: *Przestrzenna analiza zagrożeń na podstawie danych historycznych* [1], *Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych* [2] oraz przy założeniach, że poziom ufności dla prognozy wynosi 0,8, a prognoza dokonywana jest na poziomie obszaru podstawowego (1 km²), a następnie agregowana dla całego obszaru, otrzymamy maksymalną liczbę prognozowanych zdarzeń krytycznych: 246 w skali roku, na obszarze odpowiedzialności operacyjnej PSP. Jedną z konsekwencji tej prognozy jest określenie liczby sytuacji, w których kolejne zgłoszenie pojawi się w trakcie działań ratowniczych. Przyjmując dodatkowe założenie, że poziom ufności dla wyznaczonego czasu trwania działań ratowniczych wynosi 0,8, liczbę takich sytuacji określono na 13 w skali roku.

Analiza danych z następnych dwóch lat (2010 i 2011) wykazała, że:

- w 2010 roku na terenie operacyjnej odpowiedzialności PSP (8 km w linii prostej od siedziby) zanotowano:
 - 251 zdarzeń krytycznych (nieco ponad prognozę),
 - w tym 119 zdarzeń zakwalifikowanych jako „usuwanie skutków działania sił natury”, czyli 5 razy więcej niż w roku 2009,
 - 132 pozostałych zdarzeń krytycznych czyli o 49 mniej niż w roku 2009,
 - 38 sytuacji, w których pojawiały się kolejne zgłoszenia w trakcie prowadzenia akcji ratowniczej, czyli trzy razy więcej niż wynikałoby to z prognozy – 14 takich sytuacji zaistniało w dniach 1-2 września w wyniku gwałtownych opadów i wichury. Podobne sytuacje zaistniały w maju i styczniu. W sumie liczba takich sytuacji spowodowanych działaniem sił natury wyniosła 30;
- w 2011 roku na terenie operacyjnej odpowiedzialności PSP (8 km w linii prostej od siedziby) zanotowano:
 - 188 zdarzeń krytycznych (poniżej prognozy),
 - w tym 43 zdarzenia zakwalifikowane jako usuwanie skutków działania sił natury, czyli 2 razy więcej niż w roku 2009,
 - 145 pozostałych typów zdarzeń krytycznych czyli o 36 mniej niż w roku 2009,
 - 19 sytuacji, w których pojawiały się kolejne zgłoszenia w trakcie prowadzenia akcji ratowniczej, czyli półtora razy więcej niż wynikałoby to z prognozy – 9 takich sytuacji zaistniało w dniu 20 lipca w wyniku bardzo silnego wiatru.

Łatwo zatem zauważyć, że prognoza dotycząca takich zjawisk jak: pożary, wypadki i kolizje drogowe oraz inne zagrożenia miejscowe jest zgodna ze stanem faktycznym. Wielką niewiadomą są natomiast zjawiska ekstremalne w przyrodzie, które wprowadzają znaczne zaburzenia do przygotowanych prognoz, według wskazanego algorytmu. Zasadniczym wnioskiem wynikającym z tej części artykułu jest stwierdzenie, że prognozowanie zarówno liczby zdarzeń, jak i dostępności służb ratowniczych w oparciu o dane historyczne, należy czynić uwzględniając wszystkie zdarzenia poza kwalifikującymi się jako „usuwanie skutków działania sił natury”. Te należy uwzględnić jedynie w niewielkim procencie w stosunku do pozostałych zdarzeń. Można je oczywiście uwzględnić w prognozowaniu, jednakże wówczas prognozy będą znacznie przewyższać przyszłe realizacje, poza sytuacjami wyjątkowymi.

7. Podsumowanie

Jak wynika z przeprowadzonych analiz, zaproponowany w artykułach [1-2] i *Model reagowania systemu ratowniczo-gaśniczego*, model prognozowania przestrzennego zdarzeń krytycznych oraz reagowania na nie systemu ratowniczo-gaśniczego wykazuje znaczne własności predykcyjne. Jego stosowanie do modelowania, a w konsekwencji organizowania systemu ratowniczo-gaśniczego na terenie powiatu, może w istotny sposób przyczynić się do racjonalizacji tego systemu. Pomimo znacznych niedoskonałości w ewidencjonowaniu danych dotyczących poszczególnych zdarzeń, spełnia on swoją rolę. Oczywiście, jak wszystkie modele jest on jedynie pewnym przybliżeniem rzeczywistych zdarzeń i reakcji. Należy zatem zawsze zachować pewien dystans do wyników otrzymanych przy jego zastosowaniu. Jednakże jest on, zdaniem autorów, znacznie dokładniejszy niż wiedza i doświadczenie ekspertów, często subiektywne i obciążone rozumowaniem zgodnym z twierdzeniem Bayesa.

Wyniki przeprowadzonych analiz wyraźnie wskazują na duże możliwości zastosowania zaproponowanego modelu do zdarzeń charakteryzujących się pewną historyczną stabilnością, takich jak: pożary, kolizje i wypadki komunikacyjne, inne zagrożenia miejscowe. Natomiast w przypadku zdarzeń gwałtownych i bardzo rzadko występujących: usuwanie skutków działania sił natury oraz duże pożary i zagrożenia miejscowe, model ten jest trudny do zastosowania ze względu na skromność danych historycznych.

Ze względu na ograniczenia objętościowe, zaprezentowane w artykule możliwości zastosowania proponowanego modelu są bardzo syntetyczne i nie ukazują pełnych jego możliwości.

Istotnym ograniczeniem przeprowadzonych analiz jest aproksymacja rozkładów empirycznych przyjętymi a priori rozkładami teoretycznymi. Uwzględniając jednak możliwości dzisiejszych systemów informatycznych, można zamiast tego zastosować sieci neuronowe, które na podstawie danych historycznych nauczą się symulować rozkłady empiryczne poszczególnych zmiennych znacznie dokładniej. A tym samym otrzymane wyniki będą bardziej wiarygodne i obciążone mniejszą nadmiarowością.

Podstawowym jednak czynnikiem warunkującym większą dokładność proponowanych algorytmów i symulacji jest rzetelność zapisywania danych historycznych i dopasowania ich struktury do wymogów modelu.

Literatura

- [1] Prońko J., Kielin J., Wojtasiak B., *Przestrzenna analiza zagrożeń na podstawie danych historycznych*, BiTP Vol. 39 Issue 3, 2015, pp. 77-92.
- [2] Prońko J., Kielin J., Wojtasiak B., *Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych*, BiTP Vol. 39 Issue 3, 2015, pp. 93-109.
- [3] Koronacki J., Mielniczuk J., *Statystyka dla studentów kierunków technicznych i przyrodniczych*, WNT, Warszawa 2006.
- [4] Prońko J., *Bezpieczeństwo, zagrożenie, kryzys w kontekście kierowania organizacjami*, AON, Warszawa 2011.
- [5] Prońko J., *Zarządzanie ryzykiem w obszarze bezpieczeństwa powszechnego*, Wyższa Szkoła Administracji, Bielsko-Biała 2010.
- [6] *Reducing risks, protecting people. HSE's decision - making process*, Health and Safety Executive, Norwich 2001.
- [7] Wawrzynek J., *Metody opisu i wnioskowania statystycznego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2007.

* * *

dr hab. inż. Jarosław Prońko – profesor nadzwyczajny Instytutu Zarządzania Uniwersytetu Jana Kochanowskiego w Kielcach. Absolwent Politechniki Świętokrzyskiej i AON. Były oficer Nadwiślańskich Jednostek Wojskowych. Uczestnik akcji przeciwpowodziowej w 1997 r. - odznaczony Krzyżem Zasługi za Dzielność. W latach 1998 - 2001 Główny Specjalista w Biurze Spraw Obronnych MSWiA. Autor i współautor wielu prac z zakresu bezpieczeństwa powszechnego, zarządzania kryzysowego, problematyki podejmowania decyzji oraz analizy ryzyka w obszarze bezpieczeństwa powszechnego.

st. bryg. w st. spocz. mgr inż. Jan Kielin – w 1968 r. ukończył Szkołę Oficerów Pożarnictwa w Warszawie, a w 1977 r. Wyższą Oficerską Szkołę Pożarniczą w Warszawie. W latach 1981-1983 odbył studia magisterskie w Wyższej Szkole Pedagogicznej w Krakowie. W roku 1975 uzyskał uprawnienia rzeczoznawcy do spraw zabezpieczeń przeciwpożarowych. Autor wielu publikacji z zakresu bezpieczeństwa pożarowego (m.in. *Poradnik dla Specjalisty Ochrony Przeciwożarowej*, Materiały szkoleniowe dla pracowników zakładów pracy) oraz tłumaczeń (z j. niemieckiego) z zakresu ochrony przeciwpożarowej.

mgr Beata Wojtasiak – absolwentka Akademii Pedagogiki Specjalnej im. Marii Grzegorzewskiej w Warszawie (Wydział Nauk Pedagogicznych). W 2013 r. ukończyła studia podyplomowe Menedżer Innowacji w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie. Aktualnie pracownik Jednostki Certyfikującej Centrum Naukowo-Badawczego Ochrony Przeciwożarowej – Państwowego Instytutu Badawczego na stanowisku mł. specjalista inżynierjno-techniczny.