

dr hab. inż. **Jarosław Prońko**, prof. UJK<sup>1</sup>  
st. bryg. w st. spocz. mgr inż. **Jan Kielin**<sup>2</sup>  
mgr **Beata Wojtasiak**<sup>2</sup>

Przyjęty/Accepted/Принята: 19.10.2015;

Zrecenzowany/Reviewed/Рецензирована: 19.02.2016;

Opublikowany/Published/Опубликована: 31.03.2016;

## Model reagowania systemu ratowniczo-gaśniczego<sup>3</sup>

### Rescue and Firefighting Response Model

### Модель реагирования спасательно-гасящей системы

#### ABSTRAKT

**Cel:** Przedstawienie i uzasadnienie stochastycznego modelu reakcji systemu ratowniczo-gaśniczego na zaistniałe incydenty krytyczne.

**Wprowadzenie:** Poznawanie rzeczywistości zawsze wiąże się z tworzeniem myślowych modeli – wyobrażeń badanych zjawisk, układów, systemów. Tworzymy je w celu:

- zrozumienia mechanizmów rządzących danym: zjawiskiem, układem, systemem;
- odkrywania zależności między zmiennymi i prognozowania ewolucji zjawisk;
- ustalania wpływu poszczególnych zmiennych na efekty procesu.

Przedmiotowe modele nie są wierną kopią rzeczywistości, a jedynie ich uproszczonym obrazem, dlatego też powinny charakteryzować się przystępnością i prostotą poznawczą oraz zgodnością z danymi empirycznymi na akceptowalnym dla badacza poziomie. W artykule zaproponowano stochastyczny model reakcji służb ratowniczych na zaistniałe incydenty krytyczne oparty na danych zgromadzonych w bazach PSP. Proponowany model, zdaniem autorów, mógłby być przydatny do opracowania programu komputerowego wspomagającego podejmowanie decyzji w zakresie optymalizacji rozmieszczenia JR oraz ich zasobów osobowych i rzeczowych adekwatnie do opracowanej mapy ryzyka incydentów krytycznych.

**Metodologia:** Analiza statystyczna, modelowanie statystyczne.

**Wnioski:** Zaproponowany model reagowania służb ratowniczych na zaistniałe incydenty krytyczne oparty na danych historycznych uwzględnia szereg czynników niemożliwych do uwzględnienia w modelach deterministycznych. Zaliczyć do nich możemy:

- zindywidualizowany poziom wykszolenia zespołów ratowniczych;
- infrastrukturę drogową danego terenu;
- konstrukcję systemu przekazywania informacji;
- techniczne parametry sprzętu, jakim dysponują zespoły ratownicze.

Z powyższych względów jest on znacznie dokładniejszy – lepiej opisuje rzeczywistość sprawność systemu ratowniczego w danym terenie.

Posiada on również szereg wad:

- jest pracochłonny w zastosowaniu;
- wymaga rzetelnych danych historycznych (w przypadku danych, którymi dysponowali autorzy rzetelność jest raczej mała);
- otrzymany wynik zależy od założonego a priori poziomu ufności;
- efekt obliczeń nie jest konkretną liczbą, lecz zakresem liczb.

Pomimo wskazanych wad autorzy są zdania, że warto stosować dany model zwłaszcza w połączeniu z oceną ekonomiczną inwestycji poczynionych w zakresie tworzenia systemu ratowniczo-gaśniczego. Dopiero taka kompleksowa ocena – poczynionych nakładów i otrzymanych efektów w ujęciu ekonomicznym – może być przydatna w reorganizacji systemu ratowniczego.

**Słowa kluczowe:** modelowanie statystyczne, analiza statystyczna, eksploracja danych

**Typ artykułu:** studium przypadku – analiza zdarzeń rzeczywistych

#### ABSTRACT

**Aim:** Description and justification of the stochastic model of the firefighting and rescue system in response to critical incidents

**Introduction:** Recognition of reality is always associated with the cognitive construction of models, representing an analysis of events, arrangements and systems. These are created so that:

- mechanisms controlling a given event, arrangement and system can be understood;

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

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

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

- links between variables and predictions of event developments can be explored;
- the impact of particular variables on the effects of this process can be established.

Constructed models are not exact copies of reality, but only simplified images. For that reason they ought to be characterised by straightforwardness and cognitive simplicity, and compliance with empirical data at an acceptable research level. This article contains a proposed stochastic model of emergency response to critical incidents, based on the data accumulated by the National Fire Service database. The authors believe that the proposed model may be of use in the development of a computer programme, which could be harnessed to support decisions about the distribution of fire stations, accompanying personnel and equipment, so as to adequately address mapped critical incident risks

**Methodology:** Statistical analysis and statistical modelling.

**Conclusions:** The proposed emergency reaction model to emerging critical incidents, based on historical data, takes into account a range of factors, which could not be incorporated in deterministic models. These include:

- customised training level of rescue teams;
- road network for a given area;
- design of information systems;
- technical parameters of equipment used by rescue teams.

For the aforementioned reasons, the stochastic model is much more accurate and better describes efficiency of the rescue system in a given area. It also has a number of disadvantages:

- It is labour intensive in practice;
- It requires reliable historical data (Integrity of data made available for this study was somewhat weak)
- Derived result depends on the assumed priori confidence level;
- the result from calculations is not a specific number but a range of numbers.

Despite identified drawbacks, it is considered that the use of the model is worthwhile, especially when linked to an investment appraisal of resources necessary for the creation of a firefighting rescue system. A comprehensive appraisal, taking account of outlays and derived economic outcomes, may be helpful with the reorganisation of the rescue system.

**Keywords:** statistical modelling, statistical analysis, examination of data

**Type of article:** case study – analysis of actual events

## АННОТАЦИЯ

**Цель:** Представить и обосновать стохастическую модель реакции спасательно-гасящей системы на возникающие критические события.

**Введение:** Познание действительности всегда связано с образованием ментальных моделей – фантазий: исследуемых явлений, устройств, систем. Мы их создаем с целью:

- понятия механизмов управляющих этим: явлением, устройством, системой;
- исследования зависимостей между переменными и прогноза эволюции явлений;
- определения влияния отдельных переменных на эффекты процесса.

Создаваемые модели не являются точной копией реальности, а лишь упрощенным их изображением, поэтому они должны характеризоваться доступностью и простотой познания, а также соответствовать эмпирическим данным на допустимом для исследователя уровне.

В статье предложена стохастическая модель реакции спасательных служб на появляющиеся критические явления, основанная на данных, хранящихся в базах Государственной Пожарной Службы. Предложенная модель, по мнению авторов, могла бы пригодиться для разработки компьютерной программы, поддерживающей принятие решений о оптимизации распределения спасательных единиц, а также же их человеческих и материальных ресурсов в соответствии с разработанной картой риска критических событий.

**Методология:** Статистический анализ и статическое моделирование.

**Выводы:** Предложенная модель реакции спасательных служб на появляющиеся критические события была основана на исторических данных, она учитывает ряд факторов, невозможных для учёта в детерминистических моделях. К ним относятся:

- индивидуализированный уровень подготовки спасателей;
- информация о дорожной инфраструктуре данной территории;
- конструкция системы передачи информации;
- технические параметры оборудования спасательных групп.

Эти факторы указывают на то, что модель является гораздо более подробной - лучше описывает фактическую эффективность спасательной системы в данной области.

Она имеет также ряд недостатков:

- трудоемкая в использовании;
- требует надежных исторических данных (в случае данных, которые были в нашем распоряжении, надежность довольно слабая);
- получаемый результат зависит от предполагаемого заранее уровня доверия;
- результат расчета не является конкретным числом, но диапазоном чисел.

Тем не менее, несмотря на недостатки, авторы считают, что модель стоит использовать, особенно в сочетании с экономической оценкой инвестиций, вложенных в создание спасательно-гасящей системы. Только такая комплексная оценка - инвестиций и полученных результатов в экономическом плане - может быть полезной в реорганизации спасательной системы.

**Ключевые слова:** статистическое моделирование, статистический анализ, эксплорация данных

**Вид статьи:** исследование случая - анализ реальных событий

## 1. Wprowadzenie

Poznanie rzeczywistości zawsze wiąże się z tworzeniem myślowych modeli – wyobrażeń badanych zjawisk, układów, systemów. Tworzymy je w celu:

- zrozumienia mechanizmów rządzących danym: zjawiskiem, układem, systemem;

- odkrywania zależności między zmiennymi i prognozowania ewolucji zjawisk;
- ustalania wpływu poszczególnych zmiennych na efekty procesu.

Tworzone modele nie są wierną kopią rzeczywistości, a jedynie uproszczonym ich obrazem, dlatego też powinny się

charakteryzować przystępnością i prostotą poznawczą oraz zgodnością z danymi empirycznymi na akceptowalnym dla badacza poziomie.

Każde wyobrażenie fragmentu rzeczywistości powinno być możliwe do zakomunikowania innym ludziom. Stąd istnieje potrzeba opisanego go zrozumiałym i prostym językiem. Najbardziej przydatnym do tego celu jest język matematyki, wyróżniający się logiką i precyzją sformułowań.

W języku tym, każde zjawisko, system i układ opisuje się za pomocą zmiennych, które najczęściej dzielimy na zmienne wejściowe (sterowanie – zmienne niezależne) i wyjściowe (efekt – zmienne zależne). Natomiast sam opis zjawiska (systemu, układu) sprowadza się do sformułowania grupy funkcji wiążących ze sobą te zmienne.

W modelowaniu matematycznym wyróżniamy dwie zasadnicze strategie czyste:

- modelowanie w oparciu o istniejący stan wiedzy, teorie naukowe – „białe skrzynki” (ang. *white-box*);
- modelowanie w oparciu o doświadczenie – „czarne skrzynki” (ang. *black-box*).

Skrzynka to fragment rzeczywistości, którego model mierzymy zbudować. Zmienne wejściowe to te, na które mamy wpływ i możemy je zmieniać w określonych granicach. Natomiast zmienne wyjściowe opisują interesujące nas efekty. W pierwszej strategii zakładamy, że znane są teorie opisujące większość zjawisk występujących w modelowanym fragmencie rzeczywistości. Na podstawie ich analizy, próbujemy ustalić zależności funkcyjne między zmiennymi wejściowymi i wyjściowymi. Natomiast w drugiej strategii zakładamy jedynie, że istnieje zależność między zmiennymi wejściowymi i wyjściowymi, i za ich pomocą doświadczalnie próbujemy znaleźć funkcje najlepiej je opisujące. Najczęściej jednak w badaniu fragmentu rzeczywistości (skrzynki) posługujemy się strategiami mieszanymi – łączącymi obie strategie czyste w różnych proporcjach.

Istotnym problemem w modelowaniu jest ocena jakości skonstruowanego modelu – zgodności wyników otrzymanych przy jego zastosowaniu z pomiarami. W przypadku modeli budowanych w oparciu o istniejące teorie możemy dokonać doświadczalnego sprawdzenia jakości skonstruowanego modelu. Jednakże nawet zgodność wyników doświadczalnych z przewidywanymi przez model nie daje gwarancji jego poprawności. Wynika to z faktu, iż dane empiryczne dotyczą tylko pewnego przedziału zmiennych wejściowych. Nie wiemy, czy skonstruowany model również dobrze opisuje to zjawisko poza zakresem danych empirycznych. Natomiast w przypadku modelowania empirycznego („czarna skrzynka”) zakres wiedzy wykorzystywany do tworzenia modelu jest bardziej ograniczony – posiadamy tylko dane empiryczne. Ponadto konstruowanie funkcji opisującej zależność między zmiennymi wejściowymi i wyjściowymi odbywa się w sposób przybliżony – z góry zakładamy jej kształt, a współczynniki obliczamy na podstawie danych empirycznych. Takie podejście znacznie ogranicza jakość skonstruowanego modelu, wyrażającą się stopniem zgodności wyników modelu z danymi doświadczalnymi w szerokim zakresie stosowności.

Jednym z zasadniczych celów konstruowania modeli matematycznych jest optymalizacja, czyli wybór takich wartości zmiennych niezależnych (wejściowych), które powodują maksymalizację lub minimalizację grupy zmiennych wyjściowych – osiągnięcie celu. W przypadku optymalizacji jednokryterialnej, modelem jest funkcja celu, czyli funkcja opisująca wartość optymalizowanej zmiennej w zależności od zmiennych decyzyjnych (wejściowych). Na rozwiązanie optymalne nakłada się ograniczenia dotyczące zmiennych wejściowych. Układ funkcji celu i ograniczeń tworzy zadanie optymalizacji. W przypadku optymalizacji wielokryterialnej – kilka funkcji celu – zadanie staje się bardziej skomplikowane. Precyzyjne obliczenia matematyczne prowadzą jedynie do

zbioru rozwiązań optymalnych w sensie Pareto, czyli każda decyzja z tego zbioru jest lepsza od pozostałych pod jednym względem (jedno kryterium), ale pod innymi gorsza. Dlatego też na analizę wielokryterialną nakłada się szereg ograniczeń w celu sprowadzenia jej do jednego meta-kryterium, które jest najczęściej funkcją agregującą funkcje celu analizy wielokryterialnej. W ten sposób zadania optymalizacji wielokryterialnej sprowadzamy do meta – zadania optymalizacji jednokryterialnej.

Zasadniczym wskaźnikiem sprawności reagowania systemu ratowniczego na incydenty krytyczne jest szybkość reakcji, czyli czas upływający od zaistnienia zdarzenia do przybycia jednostek ratowniczych. Od niego zależy jakość działań ratowniczych, mierzona ilością strat osobowych i materialnych. Drugim ważnym czynnikiem jest właściwe dla danego zdarzenia wyposażenie jednostek ratowniczych. Rozmieszczenie jednostek ratowniczych powinno zapewniać dużą skuteczność i efektywność działań. Musi być zatem skorelowane z mapą ryzyka<sup>4</sup> opisującą rodzaje, skalę i prawdopodobieństwo potencjalnych zdarzeń.

Aktualnie nie są znane modele działania systemu ratowniczego, pozwalające na wykorzystanie potencjału systemów informatycznych do symulacji skuteczności działania i dostępności JR<sup>5</sup> w powiązaniu z mapą ryzyka. Istnieją modele matematyczne różnych zagrożeń miejscowych (szczególnie pożarów) pozwalające na ocenę optymalnego czasu reakcji jednostek ratowniczych oraz modele pozwalające na optymalnie, ze względu na przewidywane incydenty krytyczne<sup>6</sup>, rozmieszczenie jednostek ratowniczych. Opierają się one jednak na zależnościach zdeterminowanych, co budzi szereg wątpliwości dotyczących ich jakości. Wiadomo, że rzeczywisty czas reakcji jest opisany zmienną losową o zmienności zależnej od wyszkolenia ratowników i dyspozytorów oraz panujących warunków pogodowych i komunikacyjnych. Dlatego też istnieje potrzeba opracowania bardziej uniwersalnego modelu, który mógłby połączyć losowość czasu reakcji i ewolucji incydentów krytycznych. Model ten byłby przydatny do opracowania programu komputerowego wspomagającego podejmowanie decyzji w zakresie optymalizacji rozmieszczenia JR oraz ich zasobów osobowych i rzeczowych adekwatnie do opracowanej mapy ryzyka incydentów krytycznych.

Celem artykułu jest opisanie metody doboru parametrów stochastycznego modelu reagowania systemu ratowniczego na występujące na danym terenie incydenty krytyczne w oparciu o dane historyczne zgromadzone w bazach danych prowadzonych przez PSP (SWD – ST 2,5 oraz wcześniejsze jego wersje).

Powiązanie skonkretyzowanego modelu reakcji systemu ratowniczo-gaśniczego na zaistniałe incydenty krytyczne z mapami ryzyka może być wykorzystane do oceny skuteczności działania tego systemu oraz jego efektywności ekonomicznej. Wykorzystując proponowany w artykule model, można dokonać:

- analizy rozmieszczenia JR w stosunku do występujących lub potencjalnych zdarzeń krytycznych – wyznaczania obszaru odpowiedzialności operacyjnej poszczególnych jednostek;

<sup>4</sup> Ogólne zasady jej tworzenia przedstawiono w artykułach: Przestrzenna analiza zagrożeń na podstawie danych historycznych [3] oraz Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych [2].

<sup>5</sup> JR oznacza zespół ratowniczy. W nomenklaturze PSP – zastęp, czyli obsadę jednego pojazdu przystosowanego do realizacji zadań ratowniczych (w szczególnych przypadkach może to być sekcja). W nomenklaturze PRM – zespół ratownictwa medycznego (karetkę pogotowia).

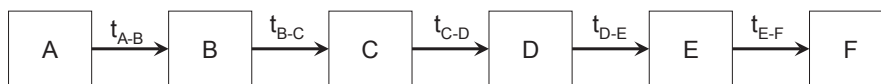
<sup>6</sup> Zdarzenie krytyczne to zdarzenie (o charakterze niekryminalnym) powodujące zagrożenie dla życia i/lub zdrowia ludzi. Niezbędna jest interwencja zespołu ratowniczego w celu udzielenia pierwszej pomocy ratowniczej (PPR).

- oceny dostępności służb ratowniczych – prawdopodobieństwa, że w chwili zgłoszenia zdarzenia JR będzie zdolna do użycia (nie będzie prowadziła działań w ramach innego zdarzenia);
- oceny sprawności reagowania poszczególnych jednostek ochrony przeciwpożarowej (JOP)
- oraz dodatkowo optymalizacji wyposażenia i składu osobowego poszczególnych (JOP) w stosunku do występujących lub potencjalnych zdarzeń krytycznych.

Model ten może być wykorzystany do prowadzenia analiz metodami tradycyjnymi, z wykorzystaniem map i urządzeń obliczeniowych oraz systemów komputerowych. Przy wykorzystaniu systemów samouczących się (sieci neuronowe) dane do obliczeń można pobierać bezpośrednio z bazy danych i nie aproksymować ich teoretycznymi rozkładami. Pozwoli to na automatyzację i przyspieszenie procesu analizy danych, który w fazie przygotowawczej jest dość żmudną czynnością.

## 2. Opis modelu

Działania ratownicze rozpoczynają się od przyjęcia zgłoszenia przez dyspozytora, poprzez przygotowanie JR do wyjazdu, przejazd do miejsca zdarzenia, prowadzenie działań ratowniczych na miejscu zdarzenia, powrót i odtworzenie gotowości do działania. Uproszczoną strukturę zadaniową działań ratowniczych przedstawiono na ryc. 1.



Ryc. 1. Schemat działania systemu ratowniczego (pojedynczego zespołu ratowników)

Fig. 1. Diagram of rescue system activity (individual team)

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own elaboration.

Węzły, przedstawione na ryc. 1 grafu skierowanego, prezentują zdarzenia, krawędzie czas upływający między nimi, a strzałki kolejność zdarzeń. Zdarzenia oznaczono literami:

- A – przyjęcie zgłoszenia przez dyspozytora;
- B – przekazanie przez dyspozytora zadania do wykonania konkretnej jednostce ratowniczej PSP, OSP w KSRG lub OSP;
- C – wyjazd zespołu ratowniczego z MSD (miejsca stałej dyslokacji);
- D – dotarcie do miejsca zdarzenia i rozpoczęcie akcji ratowniczej;
- E – zakończenie akcji ratowniczej;
- F – powrót do MSD i odtworzenie zdolności do powtórzonego użycia.

Między poszczególnymi zdarzeniami realizowane są zespoły czynności wymagające czasu, który można określić metodą analityczno-statystyczną. Polega ona na rozłożeniu zespołu czynności, jeżeli to możliwe i analitycznie uzasadnione, na poszczególne czynności i statystycznym ich opisie. Następnie syntezy matematycznej otrzymanych wyników w końcowy opis czasu trwania tych zespołów czynności. Ze względu na skromność danych historycznych, tylko w przypadku niektórych z nich jest uzasadnione zastosowanie tej metody. W innych przypadkach należy zastosować jedynie metody statystyczne. Efektem zastosowanych metod oceny danych historycznych jest opis czasu trwania poszczególnych czynności i całych ich zespołów w postaci teoretycznego rozkładu zmiennej losowej. W celu przeprowadzenia szybkich analiz lub braku odpowiedniej ilości danych, do opisu czasu trwania poszczególnych zespołów czynności można wykorzystać metodę PERT.

Załóżmy, iż znamy rozkłady opisujące czasy trwania poszczególnych operacji (zespołów czynności reprezentowanych przez strzałki między węzłami w grafie ryc. 1). Czas dotarcia zespołu ratowniczego do miejsca zdarzenia ( $t_R$ ) możemy opisać następującym wzorem:

$$t_R = t_{A-B} + t_{B-C} + t_{C-D} \quad (1)$$

Czas przejazdu JR z MSD do miejsca zdarzenia ( $t_{C-D}$ ) jest ilorazem odległości przez prędkość techniczną pojazdu. Zatem czas reakcji możemy opisać wzorem:

$$t_R = t_{A-B} + t_{B-C} + \frac{l}{v_t} \quad (2)$$

Stąd odległość na jaką może dotrzeć JR w zadanym czasie  $t_R$  możemy wyznaczyć ze wzoru:

$$l = v_t \cdot (t_R - t_{A-B} - t_{B-C}) \quad (3)$$

Jeżeli jako wskaźnik oceny efektywności działania przyjmiemy czas dotarcia JR do miejsca zdarzenia ( $t_R$ ) to wówczas możemy wyznaczyć optymalne obszary odpowiedzialności operacyjnej poszczególnych JR.

Pomimo prostoty wzoru (3), jego zastosowanie jest dość skomplikowane, ponieważ zmienne:  $t_{A-B}$ ,  $t_{B-C}$ ,  $V_p$  są zmiennymi

losowymi opisanymi przez rozkłady empiryczne (dane z bazy PSP z poprzednich reakcji systemu). Pierwszym zatem krokiem powinna być ich aproksymacja rozkładami teoretycznymi. Kolejnym zaś – dokonanie stosownych obliczeń, które w przypadku rozkładów teoretycznych zmiennych losowych nie są łatwe. W niektórych przypadkach wyznaczenie ilorazu rozkładów zmiennych losowych jest wręcz niemożliwe. Dlatego też do obliczeń autorzy proponują zastosować metodę Monte Carlo.

Po dokonaniu stosownych obliczeń (symulacji w przypadku zastosowania metody Monte Carlo) odległość opisującą obszar odpowiedzialności operacyjnej otrzymamy również w postaci zmiennej losowej. Zatem obszar odpowiedzialności operacyjnej będzie można określić jedynie przy założonym poziomie ufności ( $p$ ) dla otrzymanego wyniku.

$$P \{ l \leq L \} = p \quad (4)$$

Wyznaczona w ten sposób odległość ( $L$ ) oznacza, że zespół ratowniczy dotrze na miejsce zdarzenia w zadanym czasie ( $t_R$ ), co najmniej z prawdopodobieństwem ( $p$ ). Czyli przeciętnie na sto wyjazdów na odległość  $L$ :  $100 \cdot p$  dotrze na miejsce zdarzenia najpóźniej w czasie  $t_R$ , natomiast  $100 \cdot (1 - p)$  po tym czasie.

Czy taka forma określenia obszaru odpowiedzialności operacyjnej jest wystarczająca? Autorzy są przekonani, że tak. Tezę tę popiera zapis Ustawy z dnia 8 września 2006 r. o Państwowym Ratownictwie Medycznym [1]:

„Art. 24. pkt. p 1. Wojewoda podejmuje działania organizacyjne zmierzające do zapewnienia następujących parametrów czasu dotarcia na miejsce zdarzenia dla zespołu ratownictwa medycznego od chwili przyjęcia zgłoszenia przez dyspozytora medycznego:

- 1) mediana czasu dotarcia – w skali każdego miesiąca – jest nie większa niż 8 minut w mieście powyżej 10 tysięcy mieszkańców i 15 minut poza miastem powyżej 10 tysięcy mieszkańców;
- 2) trzeci kwartył czasu dotarcia – w skali każdego miesiąca – jest nie większy niż 12 minut w mieście powyżej 10 tysięcy mieszkańców i 20 minut poza miastem powyżej 10 tysięcy mieszkańców;
- 3) maksymalny czas dotarcia nie może być dłuższy niż 15 minut w mieście powyżej 10 tysięcy mieszkańców i 20 minut poza miastem powyżej 10 tysięcy mieszkańców.

Pkt. 2. Przyjmuje się, że 0,5% przypadków o najdłuższych czasach dotarcia w skali każdego miesiąca nie bierze się pod uwagę w naliczaniu parametrów określonych w ust. 1, z zastrzeżeniem, że przypadki te nie podlegają kumulacji pomiędzy miesiącami”.

Przyjmując podobne określenie czasu dotarcia na miejsce zdarzenia dla JR, możemy wyznaczyć granice obszaru odpowiedzialności operacyjnej ( $L$  – odległość w metryce adekwatnej do kształtu ciągów komunikacyjnych w danym terenie), przyjmując  $t_R$  równe 15 lub 20 min (miasto / poza miastem) oraz poziom ufności dla otrzymanego wyniku  $p$  równy 0,95.

Dokonując oceny dostępności JR, należy dysponować dodatkowo czasem trwania działań ratowniczych ( $t_{D,E}$ ), powrotu JR do MSD ( $t_{E,P}$ ) oraz rozkładem przestrzennym zdarzeń krytycznych, którego sposób konstrukcji zaproponowano w artykułach: *Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych* [2] oraz *Przestrzenna analiza zagrożeń na podstawie danych historycznych* [3].

Główną ideę oceny dostępności JR można sformułować w następujący sposób: jakie jest prawdopodobieństwo, że w czasie, gdy JR będzie zaangażowana w działania ratownicze, pojawi się w jej rejonie odpowiedzialności kolejne zdarzenie krytyczne.

W obliczeniach należy uwzględnić, że jednostka ochrony przeciwpożarowej może dysponować kilkoma JR (zastępami) oraz, że zdarzenia mogą wymagać różnej ilości zaangażowanych JR.

Jak wspomniano, do prowadzenia takich analiz należy znać rozkład przestrzenny zdarzeń krytycznych dla obszaru odpowiedzialności operacyjnej danej JOP, a przynajmniej ile takich zdarzeń występuje w skali roku? Jak wykazano we wspomnianych powyżej artykułach, liczbę zdarzeń w danym roku lub średnią liczbę zdarzeń z ostatnich 3 lat można uznać za oczekiwaną liczbę zdarzeń w roku następnym ( $\lambda$ ). Liczbę zdarzeń krytycznych w danym roku dobrze opisuje rozkład Poissona, a czas oczekiwania na kolejne zdarzenie – związany z nim rozkład wykładniczy. Dane dotyczące czasów reakcji jednostki ochrony przeciwpożarowej można pobrać z baz danych prowadzonych przez PSP. Dysponując tymi danymi, można dokonać oceny dostępności JR na danym terenie.

Bardzo uproszcza analiza może wyglądać następująco:

- zakładam, że miało miejsce zdarzenie, do którego zadysponowano jedną JR (zastęp), a ponadto, że zdarzenie to miało miejsce na granicy obszaru odpowiedzialności (dotarcie do tego miejsca zajmuje najwięcej czasu),
- szacujemy czas: od przyjęcia zgłoszenia przez dyspozytora do czasu powrotu JR (zastępu) do MSD (miejsca stałej dyslokacji), przyjmie on oczywiście postać rozkładu zmiennej losowej;

$$t = t_{A-B} + t_{B-C} + 2 \cdot \frac{l}{v_t} + t_{D-E} \quad (5)$$

- wyznaczamy maksymalny czas ( $T$ ): od przyjęcia zgłoszenia przez dyspozytora do czasu powrotu JR do MSD, zakładając wysoki poziom ufności dla otrzymanego z poniższego wzoru wyniku ( $p$ ), np. 0,9; 0,95.

$$P\{t \leq T\} = p \quad (6)$$

- znając oczekiwaną liczbę zdarzeń ( $\lambda$ ), szacujemy prawdopodobieństwo, że w czasie ( $T$ ) na obszarze odpowiedzialności operacyjnej wystąpi kolejne zdarzenie krytyczne:

$$p(t \leq T) = 1 - e^{-\lambda T} \quad (7)$$

- należy pamiętać, aby  $\lambda$  było przeliczone na tę samą jednostkę czasu, w której wyrażamy  $T$ .

Wyznaczona ze wzoru (7) wartość wskazuje dostępność JR, a tym samym, adekwatność ich sił i w pewnym sensie środków do skali zagrożeń występujących na danym terenie.

Powyższe obliczenia należy wykonać przynajmniej w czterech wariantach:

- do pierwszego zdarzenia zadysponowano 1 zastęp, a drugie wymaga 2 zastępów;
- do pierwszego zadysponowano 1 zastęp, a drugie wymaga 1 zastępu;
- do pierwszego zadysponowano 2 zastępy, a drugie wymaga 1 zastępu;
- do pierwszego zadysponowano 2 zastępy i drugie wymaga dwóch zastępów.

Dlaczego takie właśnie warianty? Ponieważ, jak wykazano we wspomnianym powyżej pierwszym artykule, zdarzeń wymagających użycia od 1 do 2 zastępów jest około 90%, pozostałe 10% wymaga większej liczby zastępów. Adekwatnie do przyjętego scenariusza należy szacować wartość parametru  $\lambda$ .

Można oczywiście analizować scenariusze wystąpienia zdarzeń wymagających użycia większej liczby zastępów, ale ze względu na ich sporadyczność, zawsze można wspomóc daną JOP siłami i środkami z innej jednostki. Takie rozwiązanie wydaje się bardziej ekonomiczne niż tworzyć silne jednostki, których potencjał będzie wykorzystany bardzo sporadycznie.

Wskazany powyżej algorytm jest bardzo uproszczonym sposobem analizy. Dostępne aktualnie systemy komputerowe umożliwiają bardziej rozbudowaną symulację opartą na metodzie Monte Carlo, wykorzystując nawet tak powszechnie dostępne oprogramowanie, jak Excel.

Schemat takiej symulacji mógłby wyglądać następująco:

- dysponując danymi z bazy prowadzonej przez PSP:
  - aproksymujemy rozkłady zmiennych losowych opisujących parametry reagowania (poszczególne czasy) rozkładami teoretycznymi;
  - wyznaczamy parametry rozkładów zmiennych losowych opisujących przestrzenny rozkład zdarzeń krytycznych należących do poszczególnych kategorii.
- wykorzystując generator liczb pseudolosowych, losujemy czasy pojawiania się kolejnych zdarzeń krytycznych w poszczególnych obszarach podstawowych, z podziałem na kategorie rodzajowe i wielkości (ilości zastępów, które należy zadysponować do danego zdarzenia).
- wylosowane czasy pojawiania się kolejnych zdarzeń krytycznych dodajemy, tak aby utworzyły ciąg zdarzeń (szereg czasowy – choć nie jest to nazwa adekwatna);
- do każdego zdarzenia losujemy czasy opisujące reakcję jednostki ochrony przeciwpożarowej;
- wyznaczamy analitycznie czas reakcji według wzoru (5), w tym przypadku jednak posługujemy się konkretnymi liczbami;
- dodając czas pojawienia się zdarzenia i czas reakcji systemu otrzymamy czas zakończenia działań ratowniczych i gotowości JR do powtórnej reakcji;
- porównując czas zakończenia działań ratowniczych z czasem pojawiania się kolejnych zdarzeń krytycznych możemy określić: ile JR zostało użytych jednocześnie?

Otrzymamy w ten sposób rozkład zmiennej losowej opisującej wykorzystanie potencjału danej jednostki ochrony przeciwpożarowej, co pozwoli na ocenę adekwatności jej potencja-

łu do występujących na danym terenie zdarzeń. Wykorzystując bardziej zaawansowane oprogramowanie, analizy takie możemy wykonywać automatycznie, korzystając bezpośrednio z danych zapisanych w bazach prowadzonych przez PSP.

Kolejny element analizy, który przewija się przez wszystkie dotychczasowe rozważania to czas upływający od przekazania zadania przez dyspozytora do wyjazdu pierwszego zespołu z jednostki ochrony przeciwpożarowej. Czas ten zależy od: wyszkolenia ratowników, stopnia gotowości sprzętu, możliwości zebrania obsady (dotyczy OSP), pory roku i dnia oraz wielu innych przypadkowych czynników. W przypadku jednostek PSP czas ten jest bardzo krótki ze względu na system dyżurów pełnionych w MSD. Natomiast w przypadku OSP jest on znacznie dłuższy. Jego wartość ma zasadniczy wpływ na wielkość obszaru odpowiedzialności operacyjnej poszczególnych jednostek ochrony przeciwpożarowej. Można go wykorzystać do parametrycznej oceny gotowości operacyjnej jednostek OSP należących do systemu ratowniczo-gaśniczego.

### 3. Pozyskiwanie danych do proponowanego modelu

Zaproponowany stochastyczny model działania służb ratowniczych uwzględnia następujące etapy:

- działania dyspozytora;
- działania w MSD (miejscu stałej dyslokacji) JR – od otrzymania sygnału do czasu wyjazdu;
- przejazd do miejsca zdarzenia;
- działania ratownicze;
- powrót do MSD.

Realizacja każdego z nich wymaga czasu zależnego od wielu czynników. Stąd też zaproponowano opisanie czasu trwania poszczególnych etapów rozkładami zmiennych losowych. Dokonanie takiego opisu wymaga danych historycznych dotyczących czasu trwania poszczególnych etapów w konkretnych sytuacjach. A zatem należy dysponować danymi historycznymi dotyczącymi:

- czasu reakcji dyspozytora ( $t_{A-B}$ );
- czasu przygotowania JR do wyjazdu ( $t_{B-C}$ );
- czasu trwania działań ratowniczych ( $t_{D-E}$ );
- miejsca zdarzenia – odległości miejsca zdarzenia od MSD JR ( $L$ );
- technicznej prędkości przejazdu JR do miejsca zdarzenia ( $V_p$ ).

Część z tych informacji można uzyskać z baz danych prowadzonych przez PSP (SWD –ST 2,5 i wersji wcześniejszych). Wśród danych pobranych z bazy występują między innymi:

- czas zauważenia zdarzenia ( $t_A$ );
- czas zgłoszenia do jednostki – zadysponowania ( $t_B$ );
- czas dojazdu pierwszej jednostki ( $t_D$ );
- czas usunięcia ( $t_E$ );
- czas powrotu ostatniej jednostki ( $t_P$ );
- współrzędne geograficzne miejsca zdarzenia, z pomocą których możemy wyznaczyć ( $L$ );
- rodzaj zdarzenia;
- ilość użytych pojazdów z podziałem na PSP i OSP.

Wśród wymienionych danych brakuje czasu wyjazdu jednostki z MSD.

Z tych danych możemy uzyskać następujące informacje niezbędne do stosowania zaproponowanego modelu:

- czas reakcji dyspozytora ( $t_{A-B}$ ) = czas zadysponowania pierwszej jednostki ( $t_B$ ) – czas przyjęcia zgłoszenia ( $t_A$ );
- czas działań ratowniczych (w miejscu zdarzenia) ( $t_{D-E}$ ) = czas usunięcia ( $t_E$ ) – czas dotarcia pierwszej jednostki ( $t_D$ );
- Brakuje natomiast danych na temat:
- czasu przygotowania JR do wyjazdu (od chwili zadysponowania do opuszczenia MSD);
- czasu odtwarzania gotowości do działania – czasu jaki musi upłynąć od powrotu JR do możliwości powtórnego jej użycia;

- prędkości technicznej przejazdu JR do miejsca zdarzenia. Brakujące dane możemy wyznaczyć metodami pośrednimi, o których będzie mowa w dalszej części artykułu. Aktualnie przeanalizowany zostanie sposób w jaki dane empiryczne można aproksymować rozkładami teoretycznymi przydatnymi do dalszych obliczeń i symulacji.

Po uwagę wzięto dwie zmienne: czas reakcji dyspozytora oraz czas trwania działań ratowniczych, ponieważ realizacje tych zmiennych można w sposób bezpośredni uzyskać z baz danych prowadzonych przez PSP. Liczność realizacji tych zmiennych w okresie np.: roku oraz ich zależność od wielu czynników sugerują, że można ich empiryczną realizację aproksymować rozkładami normalnymi. Przyjmując takie założenie, do wyboru są dwie metody. Pierwsza to wyznaczenie estymatorów wartości oczekiwanej i odchylenia standardowego z danych. Druga zaś to zastosowanie metody PERT, czyli przybliżonego wyznaczania parametrów rozkładu normalnego. Przed zastosowaniem jednej z tych metod należy jednak przejrzeć dane i wykluczyć z nich błędne zapisy znacznie odbiegające od wartości występujących w danej populacji.

W przypadku pierwszej metody wartość oczekiwaną estymujemy wartością średnią z próby:

$$EX = \bar{x} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n x_i \quad (8)$$

gdzie:  $x_i$  – oznacza kolejną wartość czasu reakcji dyspozytora lub czasu trwania działań ratowniczych

Natomiast odchylenie standardowe estymujemy zgodnie ze wzorem:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i^2 - x^2)}{n-1}} \quad (9)$$

W przypadku zaś korzystania z metody PERT, oceniamy na podstawie danych lub doświadczenia ekspertów czas modalny ( $t_m$  – najczęściej występujący), czas pesymistyczny ( $t_p$  – najdłuższy czas reakcji), oraz czas optymistyczny ( $t_o$  – najkrótszy czas reakcji), a parametry rozkładu normalnego obliczamy na podstawie wzorów:

$$EX = \frac{t_o + t_p + 4 \cdot t_m}{6} \quad (10)$$

Natomiast odchylenie standardowe obliczamy według wzoru:

$$\sigma = \frac{t_p - t_o}{6} \quad (11)$$

Aproksymacja rozkładami normalnymi daje możliwość dokonania obliczeń zawartych w poprzedniej części artykułu metodami analitycznymi i symulacyjnymi (metoda Monte Carlo). Jednakże do aproksymacji zmiennych opisujących czas wykonania pewnych czynności przez ludzi znacznie lepiej nadaje się rozkład logarytmicznie normalny. Jego wykorzystanie możliwe jest jedynie przy prowadzeniu symulacji, ponieważ obliczenia analityczne są dość skomplikowane.

Rozkład logarytmicznie normalny to taki rozkład, w którym zmienna  $Y = \ln X$  ma rozkład normalny.  $X$  zaś to zmienna empiryczna opisująca czas reakcji dyspozytora lub czas trwania akcji ratowniczej.

W celu porównania różnych sposobów estymacji przeprowadzono taką estymację reakcji dyspozytora oraz trwania działań ratowniczych wskazanymi powyżej trybami metodami. W artykule przedstawiono wyniki takich aproksymacji dla jednego powiatu. Pobrane z bazy dane dotyczą jednego roku. W przypadku działań dyspozytora uwzględniono wszystkie zdarzenia (pożary i inne zagrożenia miejscowe). W przypadku działań ratow-

nicznych wybrano dane dotyczące jednej klasy zdarzeń zgodnie z klasyfikacją wskazaną w artykule *Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych* [2]. Wybrano zdarzenia najbardziej powszechne, czyli małe, których jest około 90%. W przypadku dużych zdarzeń analiza statystyczna jest mało wiarygodna ze względu na niewielką ilość danych. Przed przystąpieniem do obliczeń przejrano dane, usuwając z nich dane wyraźnie odbiegające od pozostałych i wskazujące na błąd zapisu. Dla przykładu usunięto dane wskazujące, że czas reakcji dyspozytora wynosił 6 dni. W przypadku zaś działań ratowniczych nie było tak drastycznie różnych danych.

W tabeli 1 przedstawiono histogram czasów reakcji dyspozytora, czyli czasu upływającego od przyjęcia przez niego zgłoszenia do zadysponowania JR.

Na podstawie zebranych danych obliczono parametry rozkładu normalnego (wzory: (8), (9), (10), (11)) oraz wykorzystując wskazaną powyżej ogólną regułę, parametry rozkładu logarytmicznie normalnego, które zamieszczono w tabeli 2.

Na podstawie tych parametrów oraz analizy rozkładu empirycznego czasu reakcji dyspozytora sporządzono wykresy skrzynkowe rozkładu empirycznego oraz rozkładów go aproksymujących, które przedstawiono na rycinie 2.

**Tabela 1.** Histogram czasów reakcji dyspozytora

**Table 1.** Histogram of dispatcher response times

Czas reakcji dyspozytora [min] Dispatcher response time [min]	Częstość występowania / Frequency
1	26
2	168
3	136
4	20
5	77
6	52
7	3
8	19
9	10
10	7
11	25

**Źródło:** Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

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

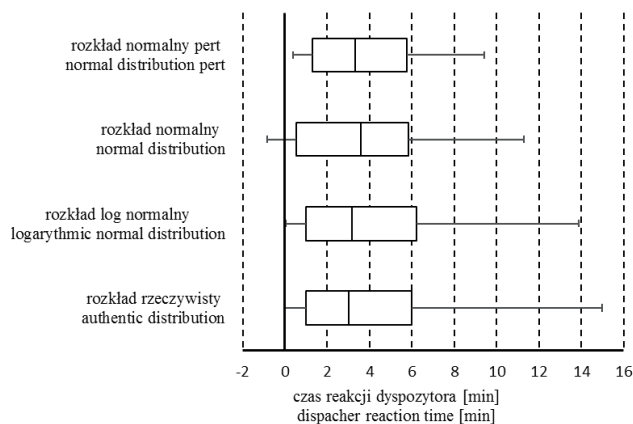
**Tabela 2.** Estymacja parametrów rozkładów teoretycznych aproksymujących rozkład empiryczny czasu reakcji dyspozytora

**Table 2.** Parameter estimation of theoretical distributions approximating the empirical distribution of dispatcher reaction time

Estymatory rozkładu Estimator distribution	Rozkład normalny wzory (8) i (9) Normal distribution, formula (8) and (9)	Rozkład normalny wzory (10) i (11) Normal distribution, formula (10) and (11)	Rozkład logarytmicznie normalny Normal logarithmic distribution
Wartość oczekiwana expected value	3,602662	3,33333	1,157305
odchyl standardowe standard deviation	2,491032	1,66667	0,73649

**Źródło:** Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

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

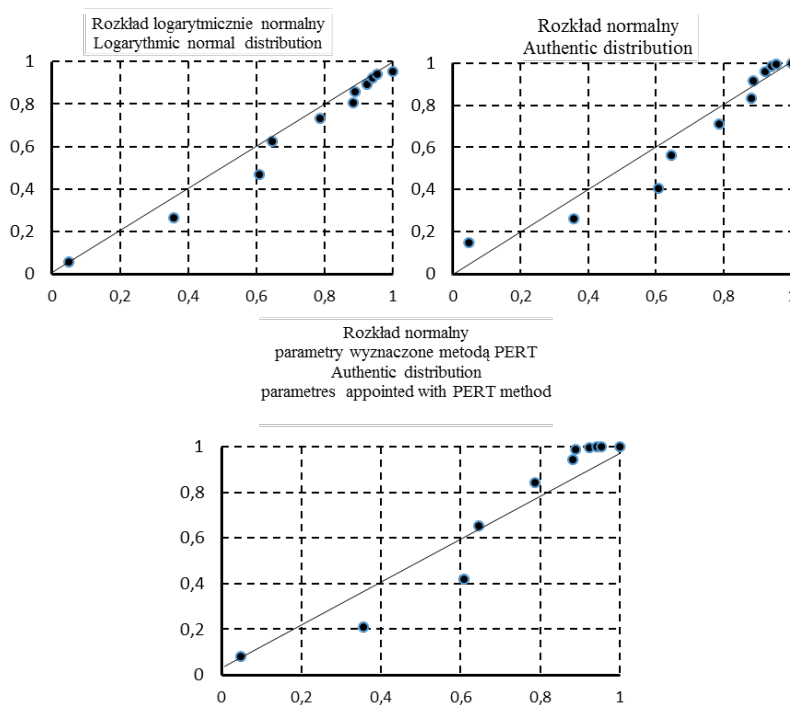


**Ryc. 2.** Porównanie wykresów skrzynkowych (kwantyle) rozkładu empirycznego z teoretycznymi rozkładami aproksymującymi go

**Fig. 2.** Comparison of box plots (quantiles) distribution of empirical and theoretical distribution approximations

**Źródło:** Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

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



Ryc. 3. Wykresy P-P rozkładu empirycznego i aproksymujących go rozkładów teoretycznych

Fig. 3. Charts P-P empirical and theoretical distribution approximations

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

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

Jak wynika z przedstawionego wykresu, najbardziej zbliżony do rzeczywistego rozkładu czasu reakcji dyspozytora jest rozkład logarytmicznie normalny. Najbardziej odbiega natomiast rozkład normalny, którego parametry obliczono metodą PERT.

W celu lepszego zobrazowania skali podobieństwa rozkładu empirycznego z aproksymującymi go rozkładami teoretycznymi na ryc. 3 przedstawiono wykresy prawdopodobieństwo – prawdopodobieństwo (P-P).

Na podstawie wykresów przedstawionych na rycinach 2 i 3 możemy stwierdzić, iż dopasowanie rozkładów teoretycznych nie jest idealne. Najbardziej dopasowany jest rozkład logarytmicznie normalny. Jednakże proponowane aproksymacje rozkładu empirycznego można z powodzeniem zastosować do symulacji czasu reakcji dyspozytora oraz analitycznych obliczeń wskazanych w poprzedniej części artykułu.

Należy jednak mieć świadomość ich niedoskonałości.

Na podstawie pobranych z bazy PSP danych porównano również rozkład teoretyczny czasu trwania działań ratowniczych z proponowanymi do jego aproksymacji rozkładami teoretycznymi. W przypadku badania tego elementu modelu należy uwzględnić kategoryzację zdarzeń, wskazaną w artykule *Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych* [2]. Ze względów wskazanych powyżej aproksymacja czasu trwania akcji ratowniczej ma sens jedynie w przypadku zdarzeń powszechnych, czyli zakwalifikowanych do małych. Poniżej przedstawiono dokładność aproksymacji dla jednego powiatu (dane pochodzą z jednego roku) oraz małych zdarzeń zaliczanych do zagrożeń miejscowych.

W tabeli 3 przedstawiono histogram czasu trwania działań ratowniczych dla wskazanych powyżej zdarzeń.

Tabela 3. Histogram czasu trwania działań ratowniczych dla małych zagrożeń miejscowych

Table 3. Histogram duration of salvage operations for small local threats

Koszyk czasów trwania akcji ratowniczej [min] Duration of rescue action [min]	Częstość występowania frequency
20	51
40	124
60	96
80	55
100	32
120	22
140	12
160	15
180	9
200	10
220	8
240	6



Koszyk czasów trwania akcji ratowniczej [min] Duration of rescue action [min]	Częstość występowania frequency
260	9
280	10
300	3

**Źródło:** Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

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

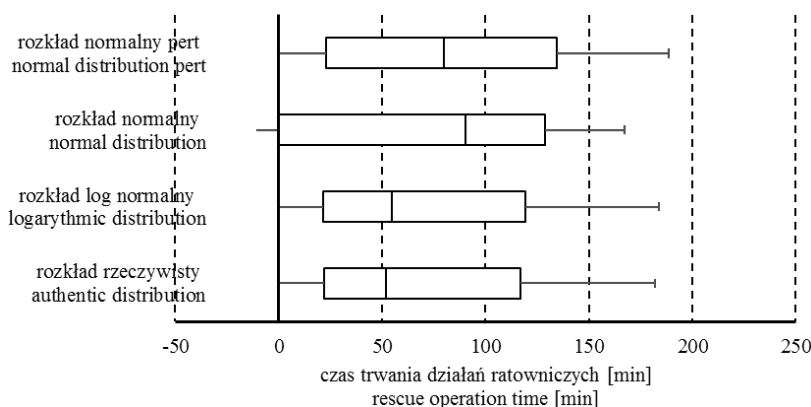
**Tabela 4.** Estymacja parametrów rozkładów teoretycznych aproksymujących rozkład empiryczny czasu trwania akcji ratowniczej w przypadku małych zagrożeń miejscowych

**Table 4.** Parameter estimation of theoretical distributions approximating the empirical distribution of the duration of rescue operation for small local threats

Estymatory rozkładu estimator distribution	Rozkład normalny wzory [8] i [9] normal distribution, formula [8] and [9]	Rozkład normalny wzory [10] i [11] normal distribution, formula [10] and [11]	Rozkład logarytmicznie normalny normal logarithmic distribution
Wartość oczekiwana expected value	79,04680851	80	4,005324823
odchyl standardowe standard deviation	73,43555534	46,66666667	0,859059948

**Źródło:** Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

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



**Ryc. 4.** Porównanie wykresów skrzynkowych (kwantyle) rozkładu empirycznego z teoretycznymi rozkładami aproksymującymi go

**Fig. 4.** Comparison of box plots (quantile) distribution of empirical and theoretical distribution approximations

**Źródło:** Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

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

Według takich samych reguł wyznaczono estymatory teoretycznych rozkładów zmiennej losowej, które przedstawiono w tabeli 4.

Na ryc. 4 i 5 przedstawiono porównanie wykresów skrzynkowych (porównanie kwantyle) dla rozkładu empirycznego i proponowanych jego teoretycznych aproksymacji oraz wykresy P-P dla tych samych rozkładów zmiennych losowych.

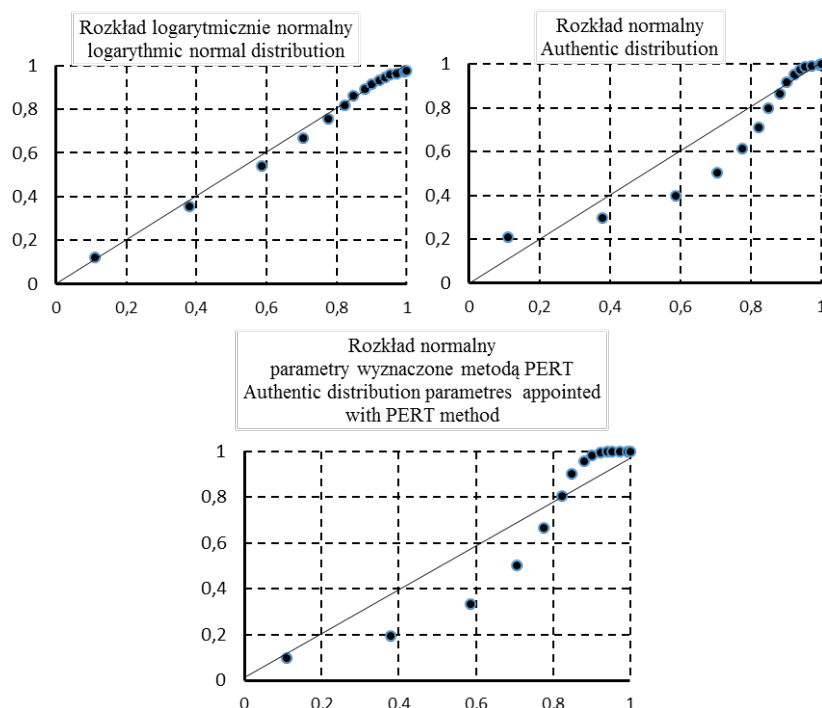
Z wykresów na rycinach 4 i 5 wyraźnie wynika, że najlepiej dopasowanym rozkładem teoretycznym jest rozkład logarytmicznie normalny. Najprawdopodobniej związane jest to z faktem, iż dane te zawierały najmniej budzących kontrowersje danych – były rzetelniej wpisywane niż w przypadku czasu reakcji dyspozytora. Ponadto czas trwania działań ratowniczych jest znacznie dłuższy niż czas reakcji dyspozytora, co powoduje, że minutowe nieścisłości nie odgrywają aż tak dużej roli. Uwzględniając powyższe wnioski, do aproksymacji empirycznych rozkładów tych dwóch zmiennych modelu (czasu reakcji dyspozytora i czasu trwania działań ratowniczych) powinno się używać rozkładu logarytmicznie normalnego.

W przypadku pozostałych dwóch zmiennych – czasu upływającego od zadysponowania zespołu ratowniczego do jego wyjazdu z MSD oraz technicznej prędkości przejazdu na miejsce zdarzenia – problem aproksymacji jest znacznie poważniejszy, ponieważ w bazach danych PSP czas ten występuje łącznie. Rozdzielenie tych dwóch zmiennych wymaga założenia o ich normalności oraz pogarsza jakość parametrów rozważanego modelu. Dlatego też znacznie lepszym rozwiązaniem byłoby zapisywanie, w bazie danych PSP, czasu wyjazdu ratowników z jednostki ochrony przeciwpożarowej (JOP).

Czas upływający od momentu powiadomienia jednostki ochrony przeciwpożarowej do czasu dotarcia na miejsce zdarzenia pierwszego zespołu ratowniczego, możemy opisać wzorem:

$$t_{B-D} = t_{B-C} + t_{C-D} = t_{B-C} + \frac{l}{V_i} \quad (12)$$

gdzie:  $l$  – odległość zdarzenia od MSD;



Ryc. 5. Wykresy P-P rozkładu empirycznego i aproksymujących go rozkładów teoretycznych

Fig. 5. Charts P-P empirical distribution and theoretical distribution approximations

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy PSP.

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

$V_t$  – prędkość techniczna przejazdu do miejsca zdarzenia.

Jednym rodzajem danych zapisanych w bazach PSP jest liczba kilometrów przebytych przez jednostkę. Dotyczy ona każdego wyjazdu i trudno jest ustalić, czy chodzi o łączną liczbę przebytych kilometrów, czy jedynie o odległość do miejsca zdarzenia. Szczegółowa analiza danych zapisanych w bazie PSP nie daje odpowiedzi na to pytanie. Przykładowo dla jednego ze zdarzeń zapisano, że ilość kilometrów przebytych przez jednostkę wynosi 5 km, jednakże faktyczna odległość określona na podstawie współrzędnych geograficznych miejsca zdarzenia wynosi 32 km. Większość analizowanych przypadków wskazuje, że liczba kilometrów przebytych przez jednostkę nie koresponduje z rzeczywistą odległością odczytaną z mapy na podstawie współrzędnych geograficznych miejsca zdarzenia. W związku z powyższym zachodzi konieczność wyznaczenia odległości na podstawie współrzędnych geograficznych (zakładamy, że podane one zostały poprawnie). Odległość tę można odczytać bezpośrednio z mapy (np. wykorzystując funkcjonalność Map Google), jest to jednak metoda bardzo uciążliwa, albo obliczyć wykorzystując empirycznie określoną metrykę komunikacyjną danego obszaru. Jej określenie polega na wyznaczeniu, na podstawie badań empirycznych, wskaźnika łączącego metrykę euklidesową z metryką komunikacyjną danego obszaru.

Dla wyznaczenia tego wskaźnika ( $a$ ) należy określić współrzędne topograficzne: MSD oraz około 200 dowolnych miejsc oddalonych od MSD o różną ilość kilometrów (od 1 do 20) oraz odczytać z mapy faktyczną odległość tych miejsc od MSD. Dla każdego wybranego miejsca należy określić odległość euklidesową według wzoru:

$$d = \sqrt{(x_i - x)^2 + (y_i - y)^2} \quad (13)$$

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.

Oraz wyznaczyć wskaźnik  $a$  ze wzoru:

$$a = \frac{l}{d} \quad (14)$$

gdzie:  $l$  – odległość do miejsca zdarzenia odczytana z mapy.

Po wyznaczeniu wskaźnika  $a$ , odległość do miejsca zdarzenia ( $l$ ) możemy wyznaczyć ze wzoru:

$$l = a \cdot \sqrt{(x_i - x)^2 + (y_i - y)^2} \quad (15)$$

Po określeniu odległości miejsca zdarzenia od MSD należałoby wyznaczyć prędkość techniczną, jednakże ze względu na łączne podawanie czasu przygotowania i przejazdu nie jest to możliwe. A ponadto umieszczenie zmiennej losowej  $V_t$  w mianowniku dodatkowo komplikuje sytuację (patrz wzór (12)). Dlatego też zamiast wyznaczania prędkości technicznej autorzy proponują wyznaczenie czasu niezbędnego na pokonanie odległości 1 km ( $t_{1km}$ ), (odwrotność prędkości technicznej). Przy wprowadzonej zmianie wzór opisujący czas wpływający od przekazania zgłoszenia jednostce do dotarcia pierwszego zespołu ratowników na miejsce zdarzenia przyjmie postać:

$$t_{B-D} = t_{B-C} + t_{C-D} = t_{B-C} + l \cdot t_{1km} \quad (16)$$

Grupując dane dotyczące czasu wpływającego od przyjęcia zgłoszenia przez jednostkę do dotarcia jej zespołów ratowniczych do miejsca zdarzenia według odległości, otrzymamy realizację zmiennych opisujących ten czas dla: 1, 2, 3, itd. km. Dla każdej grupy obliczamy wartość średnią i odchylenie standardowe. Warto jednak pamiętać, że wzrost zgodności wyznaczonych danych z rzeczywistością uzyskuje się poprzez wzrost danych jakimi dysponujemy. Stąd też liczność poszczególnych grup powinna wynosić co najmniej 50 elementów. Do obliczeń można wykorzystać dane z trzech ostat-

nich lat. Mając tak wyznaczone parametry, można dokonać rozdziału poszczególnych zmiennych. Czas upływający od przyjęcia zgłoszenia przez jednostkę do dotarcia jej zespołów na miejsce zdarzenia możemy opisać następująco:

$$t_{B-D(4km)} = t_{B-C} + t_{C-D(4km)} \quad (17)$$

$$t_{B-D(5km)} = t_{B-C} + t_{C-D(5km)} \quad (18)$$

$$t_{B-D(5km)} - t_{B-D(4km)} = t_{C-D(5km)} - t_{C-D(4km)} = t_{C-D(1km)} \quad (19)$$

Indeksy należy interpretować zgodnie z ryciną 1, natomiast w nawiasach indeksów wskazano, które grupy odległościowe danych należy uwzględnić.

Każdy z przedstawionych w powyższych wzorach czasów jest opisany rozkładem normalnym. Stąd też rozkład zmiennej losowej opisującej czas pokonania przez zespół ratowniczy odległości 1 km jest również opisany rozkładem normalnym o parametrach:

- wartość średnia (wartość oczekiwana) - różnica wartości średnich;
- wariancja.

Wyznaczenie wariancji nastroża pewne problemy. Zgodnie z teorią: wariancje zawsze się dodaje, bez względu na to, czy zmienne dodajemy, czy odejmujemy. Takie rozwiązanie dotyczy jednak zmiennych niezależnych. W tym jednak przypadku mamy do czynienia z sytuacją odwrotną – nie dodajemy zmiennych, ale próbujemy wyodrębnić z jednej zmiennej dwie zmienne niezależne, aby zatem zachować zgodność otrzymanego wyniku po dodaniu tych zmiennych ze zmienną złożoną należy postępować nieco inaczej. Przedstawioną poniżej procedurę wyodrębniania zmiennych poddano badaniom, których wyniki ze względu na ograniczenia edytorskie nie mogą zostać przedstawione w niniejszym artykule. Proponowana metoda może dzielić wariancję w nieco innych proporcjach niż w procesie rzeczywistym, jednakże zachowana zgodność efektu końcowego.

Metodyka wyodrębniania zmiennych: czasu przygotowania do wyjazdu i czasu przebycia jednego kilometra, ze zmiennej opisującej łącznie ten czas, powinna zatem wyglądać następująco:

- wybieramy z bazy te zdarzenia, w których dana jednostka ratownicza dotarła na miejsce zdarzenia jako pierwsza;
- określamy odległość tych zdarzeń od siedziby jednostki: korzystając z danych zawartych w bazie (jeżeli dość wiernie ją opisują) albo z metody podanej powyżej (odległość określamy w pełnych kilometrach odpowiednio zaokrąglając dane);
- grupujemy zdarzenia według oszacowanej odległości – oddzielnie zdarzenia odległe o 0 km (mniej niż 0,5 km od siedziby jednostki), 1 km, 2 km, 3 km, itd.; w dalszych obliczeniach należy uwzględnić te grupy, w których występuje co najmniej 50 zdarzeń;
- dokonujemy analizy czasu reakcji zespołu ratowniczego, liczonego od jego zadysponowania do chwili dotarcia do miejsca zdarzenia, dla każdej grupy oddzielnie: wyznaczając dominantę (czas najczęściej występujący) oraz percentyl (0,05) i percentyl (0,95). Wartości mniejsze od percentyla (0,05) oraz większe od percentyla (0,95) pomijamy w dalszych obliczeniach.
- szacujemy parametry rozkładu normalnego opisującego czas reakcji zespołu ratowniczego w poszczególnych grupach na podstawie danych empirycznych lub wykorzystując metodę PERT, według następujących wzorów:

$$t = \frac{\text{percentyl}(0,05) + \text{percentyl}(0,95) + 4 \cdot \text{dominanta}}{6}$$

$$\sigma = \frac{\text{percentyl}(0,95) - \text{percentyl}(0,05)}{6} \quad (20)$$

$$\text{Var} = \sigma^2$$

- wyznaczamy parametry zmiennej opisującej czas przejazdu jednego kilometra w następujący sposób:
- wartość oczekiwaną liczymy jako średnią z różnic wartości oczekiwanej zmiennej opisującej czas reakcji dla sąsiednich grup odległościowych:

$$\bar{t}_v = \frac{\sum_{i=0}^{n-1} (\bar{t}_{i+1} - \bar{t}_i)}{n} \quad (21)$$

gdzie  $i$  – określa odległość danej grupy zdarzeń od siedziby JR

Natomiast wariancję wyznaczamy jako średnią z modułów różnic wariacji zmiennej opisującej czas reakcji dla sąsiednich grup odległościowych:

$$\sigma_v^2 = \frac{\sum_{i=0}^{n-1} |\sigma_{i+1}^2 - \sigma_i^2|}{n} \quad (22)$$

gdzie  $i$  – określa odległość danej grupy zdarzeń od siedziby JR

Wyznaczamy parametry zmiennej opisującej czas przygotowania jednostki ratowniczej do wyjazdu w następujący sposób: wartość oczekiwaną:

$$\bar{t}_p = \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{t}_i - i \cdot \bar{t}_v)}{n} \quad (23)$$

gdzie  $i$  – określa odległość danej grupy zdarzeń od siedziby JR

Natomiast wariancję wyznaczamy ze wzoru:

$$\sigma_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^n |\sigma_{i1}^2 - i \cdot \sigma_v^2|}{n} \quad (24)$$

gdzie  $i$  – określa odległość danej grupy zdarzeń od siedziby JR

Jeżeli nie dysponujemy odpowiednią ilością danych, bądź uważamy je za mało wiarygodne, zawsze możemy skorzystać z wiedzy ekspertów lub dodatkowych badań i wyznaczyć parametry tych rozkładów wykorzystując metodę PERT.

Przedstawione powyżej rozdzielanie zmiennych losowych wprowadza dodatkowe błędy, związane przede wszystkim ze wskaźnikiem zmienności rozkładów zmiennych losowych – wariancją. Jest ona znacznie wyższa niż, gdybyśmy korzystali z rzeczywistych realizacji tej zmiennej. Dlatego też, naszym zdaniem należałoby w przyszłości uwzględnić zapisywanie w rekordach bazy danych opisujących dane zdarzenie: czas wyjazdu zespołu ratowniczego z MSD.

#### 4. Podsumowanie

Zaproponowany model reagowania służb ratowniczych na zaistniałe incydenty krytyczne oparty na danych historycznych uwzględnia szereg czynników nie możliwych do uwzględnienia w modelach deterministycznych. Zaliczyć do nich możemy:

- zindywidualizowany poziom wykształcenia zespołów ratowniczych;
- infrastrukturę drogową danego terenu;
- konstrukcję systemu przekazywania informacji;
- techniczne parametry sprzętu jakim dysponują zespoły ratownicze.

Z powyższych względów jest on znacznie dokładniejszy – lepiej opisuje rzeczywistą sprawność systemu ratowniczego w danym terenie.

Posiada on również szereg wad:

- jest pracochłonny w zastosowaniu;
- wymaga rzetelnych danych historycznych (w przypadku danych, którymi dysponowaliśmy rzetelność jest raczej słaba);
- otrzymany wynik zależy od założonego a priori poziomu ufności;
- efekt obliczeń nie jest konkretną liczbą, lecz zakresem liczb.

Pomimo jednak wskazanych wad uważamy, że warto go stosować zwłaszcza w połączeniu z ekonomiczną oceną inwestycji poczynionych w zakresie tworzenia systemu ratowniczo – gaśniczego. Dopiero taka kompleksowa ocena – poczynionych nakładów i otrzymanych efektów w ujęciu ekonomicznym – może być przydatna w reorganizacji systemu ratowniczego.

## Literatura

- [1] Ustawa z dnia 8 września 2006 r. o Państwowym Ratownictwie Medycznym (Dz. U. 2006 Nr 191, poz. 1410 z późn. zm.).
- [2] Prońko J., Kielin J., Wojtasiak B., *Klasyfikacja zdarzeń na podstawie danych historycznych*, BiTP Vol. 39 Issue 3, 2015, pp. 93-109.
- [3] Prońko J., Kielin J., Wojtasiak B., *Przestrzenna analiza zagrożeń na podstawie danych historycznych*, BiTP Vol. 39 Issue 3, pp. 77-92.
- [4] Guerriero V., Iannace A., Mazzoli S., Parente M., Vitale S., Giorgioni M., *Quantifying uncertainties in multi-scale studies of fractured reservoir analogues: Implemented statistical analysis of scan line data from carbonate rocks*, „Journal of Structural Geology”, Vol. 32 Issue 9, 2009, pp. 1271-1278.
- [5] Koronacki J., Mielniczuk J., *Statystyka dla studentów kierunków technicznych i przyrodniczych*, WNT, Warszawa 2006.
- [6] Prońko J., *Bezpieczeństwo, zagrożenie, kryzys w kontekście kierowania organizacjami*, AON, Warszawa 2011.
- [7] Prońko J., *Zarządzanie ryzykiem w obszarze bezpieczeństwa powszechnego*, Wyższa Szkoła Administracji, Bielsko-Biała 2010.
- [8] *Reducing risks, protecting people. HSE's decision – making process*, Health and Safety Executive, Norwich 2001.
- [9] 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 roku ukończył Szkołę Oficerów Pożarnictwa w Warszawie, a w 1977 roku 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 roku 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 inżynierino-techniczny.