

Niepewność oceny skuteczności systemu bezpieczeństwa obiektu

Streszczenie. Przedstawiono parametr pozwalający na ilościową ocenę skuteczności systemu bezpieczeństwa – współczynnik skuteczności, wyrażający prawdopodobieństwo neutralizacji zagrożeń przestępczych dla danego obiektu. Zaprezentowano algorytm szacowania miary niepewności współczynnika skuteczności - złożoną niepewność standardową oraz przedział rozszerzenia rozkładu współczynnika skuteczności dla przyjętego prawdopodobieństwa rozszerzenia – bazujący na metodzie Monte Carlo.

Abstract. The paper presents a parameter for quantitative assessment of the effectiveness of the security system - the effectiveness coefficient expressing the probability of decreasing reduction of criminal threats to the object. An algorithm for estimation of the uncertainty of the effectiveness coefficient (a complex standard uncertainty and the expansion range of the effectiveness coefficient distribution for the assumed probability expansion) based on the Monte Carlo method is presented. (**Uncertainty of assessing the effectiveness of object security system**).

Słowa kluczowe: system bezpieczeństwa, skuteczność, niepewność, metoda Monte Carlo.

Keywords: security system, effectiveness, uncertainty, Monte Carlo method.

doi:10.12915/pe.2014.02.47

Wprowadzenie

Do ochrony obiektu, szczególnie strategicznego lub infrastruktury krytycznej, wykorzystuje się całą gamę wyrafinowanych elektronicznych środków ochronnych, takich jak np. systemy ochrony perymetrycznej, systemy sygnalizacji włamania i napadu, systemy telewizji dozorowej, systemy kontroli dostępu. Stosuje się również inne systemy ochrony technicznej: budowlane, elektro-mechaniczne oraz ochronę fizyczną.

Optymalny dobór poszczególnych środków i ich właściwa integracja mające na celu zapewnienie określonego stanu bezpieczeństwa obiektu, formułuje system bezpieczeństwa. System, który musi zapewnić skuteczną ochronę, uwzględniającą wciąż rosnące możliwości i umiejętności grup, nie tylko przestępczych ale i terrorystycznych.

Aktualnie, skuteczność systemu bezpieczeństwa można oceniać jakościowo jako dobrą lub złą, sprawdzając czy spełnia zasadę skutecznej interwencji. Zasada ta żąda, aby czas trwania działań środków ochronnych był krótszy od czasu trwania działań przestępczych (terrorystycznych). Jednak, daleko większe możliwości daje ocena ilościowa skuteczności, pozwalająca na porównywanie różnych systemów bezpieczeństwa danego obiektu dla rozważanego zagrożenia. Ocenę ilościową, dla wielu zagrożeń przestępczych i terrorystycznych, umożliwia (po uogólnieniu modelu matematycznego) współczynnik skuteczności [1], [2].

Współczynnik skuteczności

Bezpośrednią miarą skuteczności zastosowanego systemu bezpieczeństwa, zgodnie z zasadą skutecznej interwencji, jest parametr ΔT wyrażony równaniem:

$$(1) \quad \Delta T = \sum_{i=1}^N T_{Si} - \sum_{l=1}^L T_{Dl}$$

gdzie: N – liczba elementów ochronnych aktywnych od chwili ataku do zakończenia działań interwencyjnych, T_{Si} – czas działania i -tego elementu ochronnego, L – liczba niezbędnych działań intruza od chwili ataku do osiągnięcia zaplanowanego celu, T_{Dl} – czas l -tego działania intruza.

Korzystając z teorii niepewności [3] równanie (1) można uznać za model (równanie) pomiaru i założyć, że wszystkie

wielkości wejściowe T_{Si} , T_{Dl} są zmiennymi losowymi. Oznacza to, że wielkość wyjściowa ΔT jest także zmienną losową o swoim własnym rozkładzie. Oszacowanie parametrów opisowych wielkości wyjściowej ΔT staje się możliwe po zastąpieniu nieznanymi wartości momentów rozkładów prawdopodobieństwa wielkości wejściowych ich estymatami.

Znajomość estymat wartości oczekiwanych wielkości wejściowych pozwala na oszacowanie wartości oczekiwanej wielkości wyjściowej. Estymatę tę, oznaczoną przez Δt , oblicza się z równania (1) dla estymat wartości oczekiwanych t_{Si} , t_{Dl} wielkości wejściowych T_{Si} , T_{Dl} . Stąd będąca wynikiem estymata wartości oczekiwanej wielkości wyjściowej Δt jest dana jako:

$$(2) \quad \Delta t = \sum_{i=1}^N t_{Si} - \sum_{l=1}^L t_{Dl}$$

Natomiast, znajomość estymat odchyień standardowych wielkości wejściowych pozwala na oszacowanie odchylenia standardowego wyniku. Estymatę tę, nazywaną złożoną niepewnością standardową i oznaczoną przez $u_C(\Delta t)$, oblicza się zgodnie z prawem propagacji niepewności [3] dla estymat odchyień standardowych $u(t_{Si})$, $u(t_{Dl})$ wielkości wejściowych T_{Si} , T_{Dl} . Złożoną niepewność standardową opisuje równanie:

$$(3) \quad u_C(\Delta t) = \sqrt{\sum_{i=1}^N u^2(t_{Si}) + \sum_{l=1}^L u^2(t_{Dl})}$$

Uwzględniając fundamentalne twierdzenie o zasadzie skutecznej interwencji

$$(4) \quad \Delta T < 0,$$

oraz przyjmując, że rozkład wielkości wyjściowej ΔT opisuje funkcja gęstości prawdopodobieństwa $p(\Delta T)$, można zdefiniować współczynnik skuteczności K_S , wyrażający prawdopodobieństwo neutralizacji zagrożeń przestępczych (terrorystycznych) w danym obiekcie, jako:

$$(5) \quad K_S = \int_{-\infty}^0 p(\Delta T) d\Delta T$$

Bazując na centralnym twierdzeniu granicznym, uzasadnione jest założenie, iż rozkład prawdopodobieństwa wielkości wyjściowej można aproksymować rozkładem normalnym. Zależność (5) przyjmuje zatem postać:

$$(6) \quad K_S = \int_{-\infty}^0 \left(\frac{1}{u_c(\Delta t) \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Delta T - \Delta t)^2}{2u_c^2(\Delta t)}} \right) d\Delta T$$

Model pomiaru współczynnika skuteczności

W przedstawionych powyżej rozważaniach, problem oszacowania skuteczności utożsamiono z procesem pomiaru, stąd też kolejnym naturalnym krokiem procedury badawczej stała się ocena jego niedokładności.

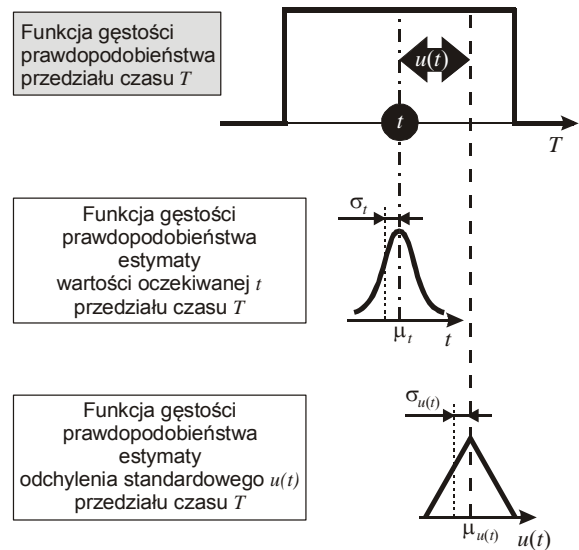
Aktualnie powszechnie stosowaną miarą niedokładności pomiaru jest niepewność (złożona, rozszerzona), a coraz częściej wykorzystywanym narzędziem do jej wyznaczania metoda Monte Carlo [4]. Chociaż metoda ta jest od dawna używana w zagadnieniach oceny niedokładności pomiaru i znajduje szereg zastosowań w najróżniejszych dziedzinach ludzkiej aktywności, nie można zapominać o pewnych jej ułomnościach i ograniczeniach [5], [6]. Stąd też, nieustannie toczy się dyskusja: jak doskonalić jej algorytmy i przezwyciężać problemy [7], [8].

Akceptując niedoskonałości metody Monte Carlo - przede wszystkim brak możliwości wyznaczenia składowych złożonej niepewności standardowej, wywołanych przez niepewności standardowe estymat wielkości wejściowych - należy traktować ją jako dedykowaną do oceny niedokładności pomiaru opisanego równaniem nieliniowym. Zatem, niepewność oszacowania (pomiaru) współczynnika skuteczności obiektu, wyznaczona zostanie zgodnie z ideą metody Monte Carlo [4].

Korzystając z zasady propagacji rozkładów, zbudowany zostaje eksperyment statystyczny (gra losowa), w którym wynik pomiaru reprezentowany jest przez rozkład prawdopodobieństwa wielkości wyjściowej (współczynnika skuteczności). Może być wyznaczony poprzez równanie pomiaru dla przyjętych rozkładów wielkości wejściowych. Model pomiaru współczynnika skuteczności, po uwzględnieniu w równaniu (6) zależności (2) i (3), przyjmuje następującą postać:

$$(7) \quad K_S = \int_{-\infty}^0 \frac{1}{\sqrt{\left(\sum_{i=1}^N u^2(t_{Si}) + \sum_{l=1}^L u^2(t_{Dl}) \right)} \sqrt{2\pi}} \cdot \exp \left(\frac{- \left[\Delta T - \left(\sum_{i=1}^N t_{Si} - \sum_{l=1}^L t_{Dl} \right) \right]^2}{2 \left(\sum_{i=1}^N u^2(t_{Si}) + \sum_{l=1}^L u^2(t_{Dl}) \right)} \right) d\Delta T$$

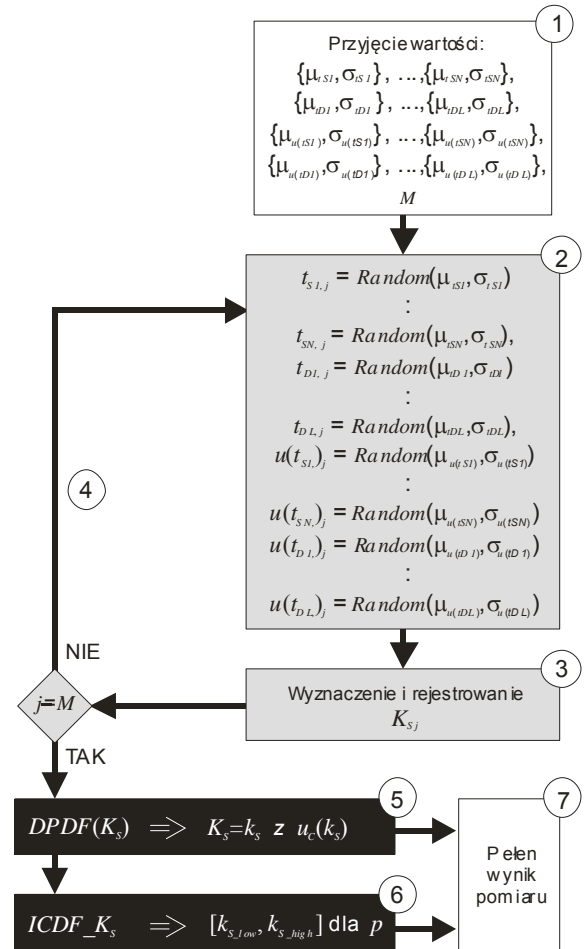
Każda z wielkości wejściowych: t_{Si} , t_{Dl} , $u(t_{Si})$, $u(t_{Dl})$ jest zmienną losową o założonym rozkładzie. Oznacza to, że zastosowano zabieg polegający na randomizacji estymat wartości oczekiwanej i odchylenia standardowego wszystkich przedziałów czasu T_{Si} oraz T_{Dl} - przypisując im cechy statystyczne. Istniejące pomiędzy parami wielkości wejściowych $\{t, u(t)\}$ relacje ilustruje rysunek 1, na którym przyjęto dla analizowanego przedziału czasu T rozkład prostokątny, dla jego estymaty wartości oczekiwanej t - rozkład normalny, natomiast dla estymaty odchylenia standardowego $u(t)$ - rozkład trójkątny.



Rys.1. Interpretacja graficzna relacji zachodzących pomiędzy wielkościami wejściowymi dla wybranego przedziału czasu T , gdzie μ oraz σ oznaczają odpowiednio wartość oczekiwaną i odchylenie standardowe przyjętego rozkładu danej estymaty

Procedura szacowania niepewności pomiaru współczynnika skuteczności

Schemat gry losowej (symulacji), przy wyznaczaniu współczynnika skuteczności wraz z jego niepewnością standardową oraz przedziałem rozszerzenia dla zadanego prawdopodobieństwa rozszerzenia, prezentuje rysunek 2.



Rys.2. Algorytm oceny niepewności współczynnika skuteczności

Procedura szacowania niepewności pomiaru współczynnika skuteczności, składa się z siedmiu operacji.

Pierwsza operacja polega na przypisaniu każdej z wielkości wejściowych, których liczba jest równa $2(N+L)$, określonego rozkładu prawdopodobieństwa. Następnie przyjmuje się wartości parametrów opisowych założonych rozkładów (wartości oczekiwane μ i odchylenia standardowe σ) oraz planuje liczbę powtórzeń gry M .

Kolejna operacja, to proces generacji liczb pseudolosowych. Dla każdej wielkości wejściowej losuje się niezależną liczbę o zadanym rozkładzie $Random(\mu, \sigma)$.

Trzecia operacja sprowadza się do wyznaczenia, na podstawie równania (7), wartości wielkości wyjściowej (współczynnika skuteczności) K_{Sj} oraz jej rejestrowania.

Następny proces, to powtarzanie (granie) operacji 2 i 3, tak długo, aż liczba gier j będzie równa M . Ma to na celu kolekcjonowanie wartości miar: $K_{S1}, K_{S2}, \dots, K_{SM}$, bowiem ich zbiór można uważać za realizację zmiennej losowej (współczynnika skuteczności).

W piątej operacji, na bazie uzyskanego zbioru, oblicza się dla wielkości wyjściowej: estymatę wartości oczekiwanej (wynik) – jako:

$$(8) \quad k_s = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M K_{Sj}$$

oraz złożoną niepewność standardową

$$(9) \quad u_c(k_s) = \sqrt{\frac{1}{M-1} \sum_{j=1}^M (K_{Sj} - k_s)^2},$$

wyznacza się również, jej dyskretną funkcję (unormowany histogram) gęstości prawdopodobieństwa $DPDF(K_S)$.

Szósta operacja, polega na sporządzeniu aproksymaty funkcji odwrotnej dystrybuanty $ICDF_{K_S}$ rozkładu współczynnika skuteczności. Znajomość przebiegu tej funkcji pozwala wyznaczyć granice przedziału rozszerzenia $[k_{S_low}, k_{S_high}]$, przy spełnieniu warunku jego minimalizacji, dla założonego prawdopodobieństwa rozszerzenia p [9].

Ostatnia operacja polega na podaniu pełnego wyniku pomiaru – wyniku z miarą niedokładności. Oznacza to podanie wartości współczynnika skuteczności k_s wraz ze złożoną niepewnością standardową $u_c(k_s)$ oraz przedziałem rozszerzenia $[k_{S_low}, k_{S_high}]$ dla danego prawdopodobieństwa rozszerzenia p .

Przykład 1

Zaproponowana powyżej procedura pozwala oceniać skuteczność rozbudowanych systemów bezpieczeństwa [2], uwzględniając szerokie spektrum zagrożeń (nawet broń elektromagnetyczną [10]) dla wybranych obiektów (również strategicznych i infrastruktury krytycznej). Jednak, mając na uwadze czytelność prowadzonych dalej rozważań, omówiony zostanie przykład najprostszy z typowych.

Analizowany przypadek dotyczy tylko jednego zagrożenia związanego z trzema działaniami intruza ($L=3$), aktywującego taką samą liczbę elementów ochronnych ($N=3$). Sytuacji takiej opowiada kradzież mienia, gdy złodziej musi sforsować zabezpieczenie mechaniczne (T_{D1}), zrealizować cel przestępstwa (T_{D2}) i uciec (T_{D3}). Działanie środków ochronnych, sprowadza się do: wygenerowania sygnału alarmu (T_{S1}), jego obróbce w lokalnym centrum nadzoru (T_{S2}) i przeprowadzenia interwencji fizycznej (T_{S3}).

Postępując zgodnie z algorytmem szacowania niepewności przyjęto, że wszystkie wielkości wejściowe mają rozkłady prostokątne, a ich parametry (wyrażone w minutach) podano w tabelach 1 i 2.

Tabela 1. Parametry rozkładów działań intruza

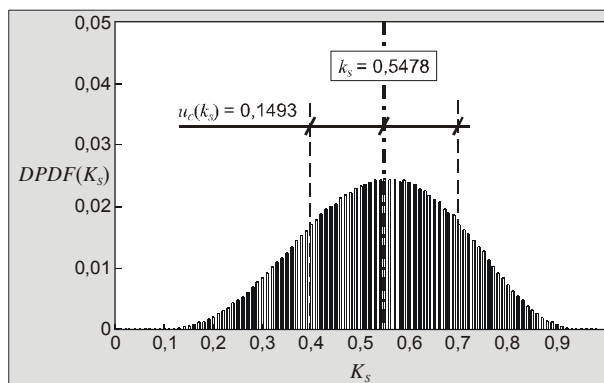
	t_{Di}		$u(t_{Di})$	
	$\mu_{t_{Di}}$	$\sigma_{t_{Di}}$	$\mu_{u(t_{Di})}$	$\sigma_{u(t_{Di})}$
T_{D1}	5,0000	0,1443	0,5774	0,0883
T_{D2}	1,5000	0,1443	0,2887	0,0883
T_{D3}	0,7500	0,1443	0,1443	0,0883
$\Sigma t_{Di} = 7,2500$				

Tabela 2. Parametry rozkładów działań środków ochronnych

	t_{Si}		$u(t_{Si})$	
	$\mu_{t_{Si}}$	$\sigma_{t_{Si}}$	$\mu_{u(t_{Si})}$	$\sigma_{u(t_{Si})}$
T_{S1}	1,6250	0,2165	0,2165	0,1250
T_{S2}	1,5000	0,1433	0,2887	0,0833
T_{S3}	4,0000	0,1433	0,5774	0,0833
$\Sigma t_{Si} = 7,1250$				

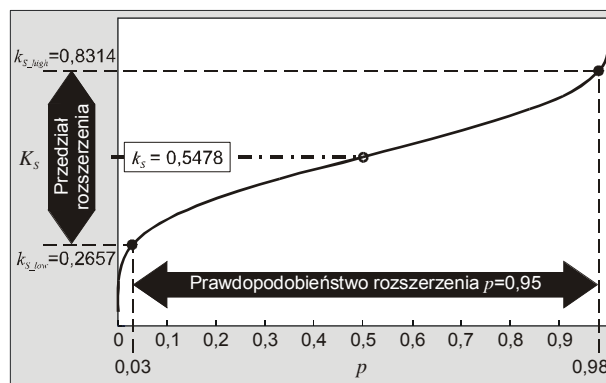
Z uwagi na zalecenia dotyczące liczby symulacji (dla $p=0,95$) [4], przyjęto $M=10^6$.

Następnie przeprowadzono grę losową, uzyskując M -elementowy zbiór realizacji miar. Na jego podstawie wyznaczono wynik k_s (8), odchylenie standardowe eksperymentalne $u_c(k_s)$ (9) oraz histogram gęstości prawdopodobieństwa $DPDF(K_S)$ – rysunek 3.



Rys.3. $DPDF(K_S)$ i wynik ze złożoną niepewnością standardową

W kolejnym etapie określono przebieg aproksymaty funkcji odwrotnej dystrybuanty i wyznaczono przedział rozszerzenia dla przyjętego $p=0,95$ - rysunek 4.



Rys.4. Funkcja odwrotnej dystrybuanty i przedział rozszerzenia

Pełen wynik pomiaru dla omawianego przypadku można przedstawić następująco: $K_S=0,5478$ z $u_c(k_s)=0,1493$ oraz przedziałem rozszerzenia $[0,2657; 0,8314]$ dla prawdopodobieństwa rozszerzenia $p=0,95$.

Przykład 2

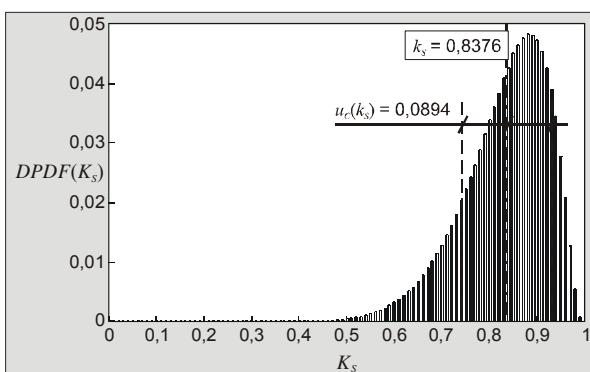
Następny przykład różni od poprzedniego zmiana parametrów rozkładów tylko jednego działania. Uległy poprawie parametry rozkładów wielkości wejściowych utożsamianych z przedziałem czasu niezbędnym na wygenerowanie sygnału alarmu (T_{SI}) – tabela 3.

Zmianę tę można interpretować następująco: poprzedni system alarmowy wykrywał złodzieja nie wcześniej niż po 45 sekundach, ale nie później niż po upływie 2 minut i 15 sekund – aktualny, odpowiednio po 15 sekundach oraz 1 minucie i 15 sekundach. Różnicę występującą między przykładami można często spotkać w praktyce. Taka sytuacja ma bowiem miejsce podczas modernizacji i rozbudowy istniejących środków ochrony o systemy ochrony perymetrycznej przy przesuwaniu na zewnątrz (jak najdalej od obiektu) pierwszej linii ochrony.

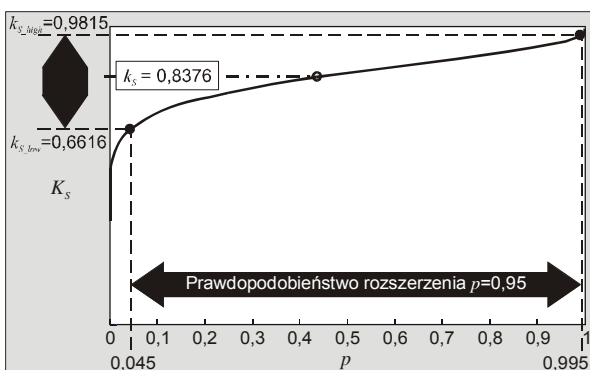
Tabela 3. Nowe parametry rozkładów 1-go środka ochronnego

	t_{SI}		$u(t_{SI})$	
	$\mu_{t_{SI}}$	$\sigma_{t_{SI}}$	$\mu_{u(t_{SI})}$	$\sigma_{u(t_{SI})}$
T_{SI}	0,7500	0,1433	0,1433	0,0833

Kolejna tura symulacji metodą Monte Carlo dla zmodernizowanego systemu bezpieczeństwa, pozwoliła na wyznaczenie wyniku pomiaru k_S (8), złożonej niepewności standardowej $u_C(k_S)$ (9) oraz histogramu gęstości prawdopodobieństwa $DPDF(K_S)$ mezurandu – rysunek 5. Przeprowadzono również aproksymację funkcji odwrotnej dystrybuanty, która umożliwiła wyznaczenie przedziału rozszerzenia dla danego prawdopodobieństwa rozszerzenia ($p=0,95$) - rysunek 6.



Rys.5. $DPDF(K_S)$ i wynik ze złożoną niepewnością standardową



Rys.6. Funkcja odwrotnej dystrybuanty i przedział rozszerzenia

Pełen wynik pomiaru, dla przykładu drugiego, brzmi: $K_S=0,8376$ z $u_C(k_S)=0,0894$ oraz przedziałem rozszerzenia $[0,6616;0,9815]$ dla prawdopodobieństwa rozszerzenia $p=0,95$.

Podsumowanie

Przedstawiony model matematyczny oraz procedura szacowania niepewności współczynnika skuteczności, obok (być może) pewnego waloru naukowego, ma przede wszystkim istotne znaczenie praktyczne.

Role ilościowej oceny skuteczności i jej niepewności, ilustrują zaprezentowane przykłady. Dla obydwu analizowanych systemów bezpieczeństwa spełniona jest zasada skutecznej interwencji, zatem należałoby uznać, iż są właściwie zaprojektowane. Jednak, dopiero porównanie współczynników skuteczności i ich miar niedokładności wskazuje, że system omówiony w pierwszym przykładzie nie zapewnia należytej ochrony (dla $p=0,95$, niemal trzy z czterech prób kradzieży może zakończyć się sukcesem). Natomiast, system zmodernizowany charakteryzuje dużo lepsza, akceptowalna skuteczność (dla $p=0,95$, tylko trzy z dziesięciu prób kradzieży odniesie sukces).

Powyższe rozważania uzasadniają przekonanie, że zaproponowano narzędzie użyteczne przy poszukiwaniu nowych zasad doboru i integracji środków ochronnych w celu podniesienia poziomu bezpieczeństwa obiektu.

LITERATURA

- [1] Szulim M., Kuchta M., Iwanejko L., Sokołowski Z. Zastosowanie teorii niepewności do oceny skuteczności systemu bezpieczeństwa obiektu, *Biuletyn WAT*, LVII (2008), nr 2, 389+396
- [2] Szulim M., Kuchta M., Metoda analizy skuteczności systemu bezpieczeństwa obiektu, *Biuletyn WAT*, LIX (2010), nr 4, 111+121
- [3] Evaluation of measurement data — Guide to the expression of uncertainty in measurement, JCGM 100:2008, *Joint Committee for Guides in Metrology*, 2008
- [4] Evaluation of measurement data — Supplement 1 to the “Guide to the expression of uncertainty in measurement” — Propagation of distributions using a Monte Carlo method, JCGM 101:2008, *Joint Committee for Guides in Metrology*, 2008
- [5] Bergamaschi L., D’Agostino G., Giordani L., Mana M., Oddone M., The detection of signals hidden in noise, *Metrologia* 50 (2013), n 3, 269–276
- [6] Tokarska M., Gniotek K., Ocena niepewności pomiaru metodą symulacji Monte Carlo w oparciu o program STATISTICA, *Przegląd Elektrotechniczny*, 86 (2010), nr 9, 43–46
- [7] Elster C., Toman B., Bayesian uncertainty analysis for a regression model versus application of GUM Supplement 1 to the least-squares estimate, *Metrologia*, 48 (2011), n 5, 233–240
- [8] Eichstädt S., Link A., Harris P., Elster C., Efficient implementation of a Monte Carlo method for uncertainty evaluation in dynamic measurements, *Metrologia*, 49 (2012), n 3, 401–410
- [9] pod red. Jakubiec J., Moroń Z., Juniewicz H., *Metrologia dziś i jutro*, Oficyna Wydawnicza Politechniki Wrocławskiej, 2010
- [10] Kuchta M., Dukata A., Szulim M., Kubacki R., Model numeryczny rozkładu pola elektromagnetycznego wewnątrz pomieszczenia biurowego wywołanego zlokalizowanym źródłem harmonicznym, *Przegląd Elektrotechniczny*, 88 (2012), nr 12b, 64–67

Autorzy: dr inż. Marek Szulim, Wojskowa Akademia Techniczna, Wydział Elektroniki, Instytut Systemów Elektronicznych, ul. gen. Sylwestra Kaliskiego 2, 00-908 Warszawa 49, E-mail: mszulim@wat.edu.pl; dr inż. Katarzyna Ciosk, Politechnika Świętokrzyska, Wydział Elektrotechniki, Automatyki i Informatyki, Katedra Elektrotechniki i Systemów Pomiarowych, Al. Tysiąclecia Państwa Polskiego 7, 25-314 Kielce, E-mail: k.ciosk@tu.kielce.pl; dr inż. Marek Kuchta, Wojskowa Akademia Techniczna, Wydział Elektroniki, Instytut Systemów Elektronicznych, ul. gen. Sylwestra Kaliskiego 2, 00-908 Warszawa 49, E-mail: mkuchta@wat.edu.pl; dr inż. Andrzej Dukata, Wojskowa Akademia Techniczna, Wydział Elektroniki, Instytut Radioelektroniki, ul. gen. Sylwestra Kaliskiego 2, 00-908 Warszawa 49, E-mail: adukata@wat.edu.pl