



POLSKA AKADEMIA NAUK

Instytut Badań Systemowych

BADANIA SYSTEMOWE

Inżynieria Środowiska

**BEZPIECZEŃSTWO SYSTEMÓW
ZBIOROWEGO ZAOPATRZENIA
W WODĘ**

Janusz Rak

Barbara Tchórzewska-Cieślak

Jan Studziński

Warszawa 2013



**POLSKA AKADEMIA NAUK
INSTYTUT BADAŃ SYSTEMOWYCH**

Seria: BADANIA SYSTEMOWE

Tom 72

**Redaktor naukowy:
Prof. dr hab. inż. Jakub Gutenbaum**

Warszawa 2013

Rada redakcyjna serii: **BADANIA SYSTEMOWE**
Inżynieria Środowiska

Prof. Olgierd Hryniewicz - przewodniczący

Prof. Jakub Gutenbaum – redaktor naczelny

Prof. Janusz Kacprzyk

Prof. Tadeusz Kaczorek

Prof. Roman Kulikowski

Prof. Marek Libura

Prof. Krzysztof Malinowski

Prof. Zbigniew Nahorski

Prof. Marek Niezgódka

Prof. Roman Słowiński

Prof. Jan Studziński

Prof. Stanisław Walukiewicz

Prof. Andrzej Weryński

Prof. Antoni Żochowski



**POLSKA AKADEMIA NAUK
INSTYTUT BADAŃ SYSTEMOWYCH**

Janusz Rak

Barbara Tchórzewska-Cieślak

Jan Studziński

**BEZPIECZEŃSTWO SYSTEMÓW
ZBIOROWEGO ZAOPATRZENIA
W WODĘ**

Warszawa 2013

Copyright © by Instytut Badań Systemowych PAN
Warszawa 2013

Autorzy:

Prof. dr hab. inż. Janusz R. Rak

Politechnika Rzeszowska
rakjan@prz.edu.pl

Dr hab. inż. Barbara Tchórzewska-Cieślak

Politechnika Rzeszowska
cbarbara@prz.edu.pl

Dr hab. inż. Jan Studziński

IBS PAN Warszawa
studzins@ibspan.waw.pl

Recenzenci:

Prof. dr hab. inż. Janusz Łomotowski

Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu

Dr hab. inż. Izabela Zimoch

Politechnika Śląska w Gliwicach

Skład: Aneta M. Pielak

Wydawca:

Instytut Badań Systemowych
Polska Akademia Nauk
Newelska 6, 01-447 Warszawa
www.ibspan.waw.pl

*Publikacja wydana ze środków projektów rozwojowych
Narodowego Centrum Badań i Rozwoju
nr NR 14-0006-10/2010 oraz NR 14-0011-10/2010*

ISSN 0208-8029

ISBN 83-894-7549-9

14. Koncepcja statystycznej metody oceny ryzyka

Niepewność wynika z nieznaności przyszłych stanów natury. Jest ona mierzalna w sensie probabilistycznym, jeśli znany jest rozkład prawdopodobieństwa realizacji poszczególnych stanów natury. Niepewność mierzalna identyfikowana jest z ryzykiem. Ryzyko w systemach technicznych odnosi się do strat związanych ze zdarzeniami niepożądanymi. Podstawowym zagadnieniem bezpieczeństwa SZZW, zarówno od strony teoretycznej, jak i praktycznej, są metody szacowania i oceny rozmiarów ryzyka. W analizie można wykorzystać metody statystyczne (Billinton, Allan, 1992; Birolini, 1990; Iwanejko, Wieczysty, 2001; Kołowrocki, 2004; Kumamoto, Heleny, 1996; Lewis, 1987; Montgomery, Runger, 1994; O'Connor, 1991; Smith, 2001).

Oczekiwaną stratę wyznacza się ze wzoru:

$$E(C) = \sum_{i=1}^n p_i \cdot c_i \quad (14.1)$$

Estymator statystyczny wynosi:

$$C_{sr} = \frac{\sum_{i=1}^n c_i}{n} \quad (14.2)$$

gdzie: c_i – strata związana z i -tym zdarzeniem niepożądanym, p_i – prawdopodobieństwo wystąpienia i -tej straty, n – liczba zdarzeń niepożądanych.

Podstawową ilościową charakterystyką ryzyka jest wariancja straty:

$$V(C) = \sum_{i=1}^m [c_i - E(C)]^2 \cdot p_i \quad (14.3)$$

Estymator statystyczny wynosi:

$$V = \frac{\sum_{i=1}^n (c_i - C_{sr})^2}{n - 1} \quad (14.4)$$

Ze wzoru (14.3) wynika, że wariancja jest średnią ważoną kwadratów odchyłeń możliwych strat związanych ze zdarzeniami niepożądanymi od oczekiwanej (przeciętnej) straty. Wagami są prawdopodobieństwa wystąpienia strat. Wariancja przyjmuje zawsze wartości nieujemne. Jeżeli wszystkie możliwe straty byłyby jednakowe, to nie ma niepewności i wariancja wynosi $V(C) = 0$. Ze wzoru (14.3) wynika także, że im większe odchylenie możliwych strat od wartości przeciętnej, to tym większa wariancja, a tym samym większe ryzyko związane z realizacją zdarzeń niepożądanych.

Interpretacyjnie wariancja nie jest jednoznaczna (odchylenia podnoszone są do kwadratu), dlatego też lepiej posługiwać się odchyleniem standardowym. Odchylenie standardowe jest pierwiastkiem kwadratowym z wariancji (Rak, 2009a):

$$S(C) = \sqrt{V(C)} = \left[\sum_{i=1}^n [c_i - E(C)]^2 \cdot p_i \right]^{1/2} \quad (14.5)$$

Im większe jest odchylenie standardowe, tym większe ryzyko związane z możliwością występowania zdarzeń niepożądanych. Poniżej prawdopodobieństwa strat mieszczących się w trzech przedziałach (Bajer, 2001):

$$E(C) \pm S(C) = 0,6827; E(C) \pm 2S(C) = 0,9545; E(C) \pm 3S(C) = 0,9973$$

Ze wzorów (14.3) i (14.5) wynika, że określenie w ten sposób ryzyka w jednakowy sposób traktuje odchylenia dla strat mniejszych i większych od wartości oczekiwanej (średniej). Jednak to straty większe od przeciętnych są przede wszystkim zjawiskiem negatywnym. Ponieważ nieakceptowalne ryzyko wiąże się ze zdarzeniami niepożądanymi, które powodują duże straty, można postulować rozważanie tylko wartości dla strat ponadprzeciętnych. Miarą ryzyka jest wtedy semiwariancja określona według wzoru:

$$V_s(C) = \sum_{i=1}^n p_i \cdot d_i^2 \quad (14.6)$$

gdzie: p_i – prawdopodobieństwo wystąpienia i -tej straty, d_i – dodatnie odchylenie od wartości oczekiwanej straty,

Wielkości d_i we wzorze (14.6) definiuje się następująco:

- dla semiwariancji dodatniej:

$$d_i = \begin{cases} 0, & \text{gdy } c_i \leq E(C) \\ c_i - E(C), & \text{gdy } c_i > E(C) \end{cases} \quad (14.7)$$

- dla semiwariancji ujemnej:

$$d_i = \begin{cases} 0, & \text{gdy } c_i \geq E(C) \\ c_i - E(C), & \text{gdy } c_i < E(C) \end{cases} \quad (14.8)$$

W praktyce można się posługiwać semiodchyleniem standardowym:

$$S_s(C) = \sqrt{V_s(C)} \quad (14.9)$$

Należy zauważyć, że dla symetrycznych rozkładów prawdopodobieństwa obojętne jest, które wartości miar ryzyka zostaną przyjęte w jego analizach. Dla rozkładów asymetrycznych prawdopodobieństwa analizę należy prowadzić w oparciu o semiwariancję lub semiodchylenie standardowe. Pomocnym w tym względzie jest współczynnik asymetrii (skośności) określony według wzoru:

$$A(C) = \frac{M_3}{[S(C)]^3} \quad (14.10)$$

Estymator statystyczny wynosi:

$$A = \frac{n \cdot \sum_{i=1}^n (c_i - C_{sr})^3}{(n-1) \cdot (n-2) \cdot S^3} \quad (14.11)$$

gdzie: M_3 – moment centralny trzeciego rzędu, $S(C)$ - odchylenie standardowe, wyznaczone zgodnie ze wzorem (14.5)

Moment centralny trzeciego rzędu wyznacza się ze wzoru:

$$M_3 = \sum_{i=1}^n [c_i - E(C)]^3 \cdot p_i \quad (14.12)$$

Współczynnik asymetrii informuje o sile i kierunku asymetrii rozkładu prawdopodobieństwa. Asymetria lewostronna ($A < 0$) świadczy, że większość zdarzeń niepożądanych generuje straty mniejsze od wartości modalnej. Asymetria prawostronna ($A > 0$) świadczy, że większość zdarzeń niepożądanych generuje straty większe od wartości modalnej.

Współczynnik zmienności jest miarą ryzyka uwzględniającą skalę potencjalnych strat. Jest to wielkość ryzyka mierzona odchyleniem standardowym przypadającą na jednostkę oczekiwanej straty. Wyznacza się go ze wzoru:

$$CV = \frac{S(C)}{E(C)} \text{ lub } CV_s = \frac{S_s(C)}{E(C)} \quad (14.13)$$

Ponadto straty określają: wartość minimalna, kwartyl 0,25, mediana, kwartyl 0,75, wartość maksymalna.

IBS PAN *Serw*

47323

Bibl. podręczna

ISSN 0208-8029
ISBN 83-894-7549-9

**INSTYTUT BADAŃ SYSTEMOWYCH
POLSKIEJ AKADEMII NAUK**

tel.: (+48) 22 3810246 / 22 3810277 / 22 3810241 / 22 3810273

e-mail: biblioteka@ibspan.waw.pl