

OCENA ZANIECZYSZCZENIA POWIETRZA  
ATMOSFERYCZNEGO NA PODSTAWIE STATYSTYCZNYCH  
ROZKŁADÓW PRAWDOPODOBIENSTWA

JERZY ZWOŹDZIAK, WIWIANA SZALIŃSKA

Politechnika Wrocławska, Instytut Inżynierii Ochrony Środowiska, Wybrzeże Wyspiańskiego 27,  
50-370 Wrocław

Keywords: prognosis, concentration distribution, percentile, monitoring.

ESTIMATION OF AIR QUALITY STANDARD VALUES BASING  
UPON FREQUENCY DISTRIBUTION FUNCTIONS

The probability density functions were used to forecast the air quality in several monitoring sites located in Worek Żytawski region. Prediction of percentile 99.8 value (the maximum allowable 30-minute pollutant concentration) was made on the basis of the frequency function, which represented the annual distribution of  $\text{SO}_2$ . Analysing the historical  $\text{SO}_2$  concentration data sets identified the form of distribution. The parameters of the distribution were estimated basing upon the annual average concentration prognosis. Then, the preliminary predicted distribution of  $\text{SO}_2$  was verified every month by taking into account successively upcoming concentrations values recorded during the analysed period. The results proved that the air quality estimation obtained with the presented method of verification at the end of September and the ones typically calculated at the end of the year were similarly accurate.

Streszczenie

Prognozowanie wartości normatywnych wskaźników zanieczyszczenia powietrza przeprowadzono opierając się na funkcji rozkładu prawdopodobieństwa reprezentującej roczny rozkład stężeń dwutlenku siarki w wybranych punktach pomiarowych zlokalizowanych na terenie Worka Żytawskiego. Postać funkcji opracowano opierając się na danych zbieranych w ramach monitoringu powietrza, natomiast parametry rozkładu estymowano biorąc pod uwagę wartość średnioroczną stężeń. Znajomość postaci rozkładu i jego parametrów pozwoliła na szacowanie wartości, określającej maksymalne dopuszczalne stężenie 30-minutowe – percentyla 99,8. Zbadano błąd oszacowań względem rzeczywistych wartości percentyla. Następnie, w celu ulepszenia prognozy i zwiększenia dokładności oszacowania badanego wskaźnika, przeanalizowano wpływ na jego wartość stężeń  $\text{SO}_2$  rejestrowanych w kolejnych miesiącach roku. Zgodnie z zastosowaną procedurą weryfikacji wstępnie prognozowanego rozkładu wraz z napływem informacji o rejestrowanych poziomach stężeń, ocena percentyla 99,8 uzyskana na koniec września była zbliżona do wartości tradycyjnie obliczanej na koniec roku.

## WSTĘP

Poniższa praca stanowi część badań prowadzonych nad całościowym systemem oceny i prognozy jakości powietrza atmosferycznego, którego integralną częścią jest deterministyczno-statystyczny model hybrydowy.

Modele hybrydowe integrują zalety alternatywnych technik modelowania: przyczynowość modeli deterministycznych oraz dokładność modeli statystycznych. Model hybrydowy, zrealizowany dla konkretnego punktu, w określonym przedziale czasu i dla danego czasu uśredniania, pozwala na prognozę rozkładu stężenia na podstawie planowanej emisji, warunków meteorologicznych, topograficznych itp. [2, 3, 5, 8].

Metodologia modelowania hybrydowego polega na wykorzystaniu wiarygodnej części wyników otrzymanych na wyjściu modelu deterministycznego do oszacowania parametrów funkcji prawdopodobieństwa, reprezentującej rozkład stężenia w interesującym okresie. Postać funkcji wyznacza się analizując dane pomiarowe stężeń zanieczyszczeń powietrza atmosferycznego w badanych punkcie. Za wiarygodną część wyników (największa zgodność z rzeczywistymi wartościami) modelu deterministycznego przyjmuje się wartości oscylujące wokół średnich stężeń.

Celem pracy było zbadanie możliwości aproksymacji okresowego rozkładu stężenia standardowymi funkcjami prawdopodobieństwa, wyznaczanie parametrów całego rozkładu na podstawie wartości średniej rozkładu oraz zdefiniowanie sposobów weryfikacji prognozowanego rozkładu stężenia wraz z wpływem informacji dotyczącej rzeczywistych, rejestrowanych poziomów stężeń zanieczyszczeń powietrza atmosferycznego.

W pracy uwzględniono normatywny wskaźnik jakości powietrza atmosferycznego określający maksymalne dopuszczalne stężenie 30-minutowe – percentyl 99,8.

## METODYKA BADAŃ

Badania przeprowadzono opierając się na danych zbieranych w ramach monitoringu powietrza atmosferycznego prowadzonego w rejonie Worka Żytawskiego w następujących punktach monitoringowych: Bogatynia, Radomierzyce, Wyszków i Zgorzelec.

Analizując serie 30-minutowych pomiarów koncentracji dwutlenku siarki, określono teoretyczną postać funkcji rozkładu prawdopodobieństwa, która była najbardziej zbliżona do empirycznego, tj. wykreślonego na podstawie ciągu obserwacji, rozkładu stężeń. Zbadano, jakim błędem obarczona była ocena określonych wartości normatywnych, wyznaczonych na podstawie dopasowanego rozkładu względem ich rzeczywistych wartości.

Kolejno, wykorzystując statystyczne rozkłady prawdopodobieństwa, wykonano analizy o charakterze prognostycznym. Prognozowano rozkład stężenia dwutlenku siarki w roku 1997, bazując na predykcji wartości średniorocznej

uzyskanej na wyjściu modelu deterministycznego oraz na wynikach monitoringu w 1996 r. Ze względu na to, że zastosowanie konkretnego modelu deterministycznego nie było przedmiotem badań podjętych w ramach pracy, za wartość symbolizującą stężenie średnioroczne przyjmowano rzeczywiste stężenie średnie  $\pm 15\%$  (założona dokładność prognozy wartości średniej przez dobry model deterministyczny).

W procesie szacowania parametrów prognozowanego rozkładu za wartość jednego z parametrów przyjmowano wartość tego parametru wyznaczoną dla roku poprzedniego, natomiast wartość drugiego parametru wyznaczana była na podstawie formuły na wartość średnią rozkładu. Dokładność prognozowania wartości wskaźników normatywnych, reprezentowanych przez odpowiednie percentyle rozkładu stężenia, była więc bezpośrednio związana z dokładnością oceny wartości średniej. Opracowano metodę korygowania prognozy wartości średniej w miarę pozyskiwania informacji o rzeczywistych poziomach stężeń w okresie, dla którego prowadzono prognozę. Kolejne zmiany wartości średniej, a także korekcja wartości pierwszego parametru, wpływały na zmianę drugiego parametru. Efektem sukcesywnie weryfikowanych wartości parametrów rozkładu było uzyskiwanie coraz większej dokładności oszacowania normatywnych wskaźników zanieczyszczenia powietrza.

## IDENTYFIKACJA STATYSTYCZNYCH ROZKŁADÓW PRAWDOPODOBIENSTWA

Identyfikacje postaci statystycznych rozkładów prawdopodobieństwa najlepiej opisujących ciągi miesięcznych i rocznych serii pomiarowych przeprowadzono bazując na danych imisyjnych 30-minutowych stężeń  $\text{SO}_2$ , zarejestrowanych w czterech wybranych punktach monitoringowych w latach 1996 i 1997.

Zbadano zgodność empirycznych rozkładów stężeń z czterema rozkładami teoretycznymi: dwuparametrycznymi rozkładami – lognormalnym, Weibulla i gamma oraz jednoparametrycznym rozkładem wykładniczym [7, 8]. Zastosowano dwa kryteria wyboru najlepszego spośród zaproponowanych rozkładów. Pierwsze kryterium: wielkość statystyki Kolmogorova-Smirnova (K-S), określało maksymalną różnicę pomiędzy rozkładem rzeczywistym a rozkładem hipotetycznym. Według drugiego kryterium za najlepszy uznawano ten z rozkładów teoretycznych, dla którego wartość logarytmu funkcji wiarygodności ( $\ln L$ ) była największa [1, 7].

W tabeli 1 i 2 przedstawiono wyniki identyfikacji postaci miesięcznych rozkładów stężenia  $\text{SO}_2$ , wyrażone liczbą miesięcy danego roku, dla których dopasowano jeden z czterech rozkładów teoretycznych.

Rozkłady miesięczne, w przeważającej części przypadków (co najmniej 8 z 12 miesięcy), wykazywały największą zgodność z rozkładem lognormalnym.

W przypadku rozkładów rocznych stężenia dwutlenku siarki w latach 1996 i 1997, dla wszystkich badanych punktów, zarówno wielkość statystyki Kolmogorova-Smirnova, jak i wartość logarytmu funkcji wiarygodności wskazały na rozkład lognormalny, jako najlepiej aproksymujący empiryczny ciąg stężeń.

Tabela 1. Wyniki identyfikacji postaci miesięcznych rozkładów stężenia  $\text{SO}_2$  w wybranych punktach monitoringowych w roku 1996

Results of identification the monthly form of  $\text{SO}_2$  concentration distribution at several monitoring sites in 1996

Rozkład Distribution	BOGATYNIA		ZGORZELEC		RADOMIERZYCE		WYSZKÓW	
	liczba miesięcy roku, dla których dopasowano dany rozkład, korzystając z kryterium: number of months with fitted particular distribution, accordingly to the criterion:							
	K-S	ln L	K-S	ln L	K-S	ln L	K-S	ln L
Weibulla	2	—	—	—	—	—	1	—
Gamma	2	3	1	2	—	—	3	2
Lognormalny Lognormal	8	9	10	10	12	12	8	10
Wykładniczy Exponential	—	—	1	—	—	—	—	—

K-S – kryterium wykorzystujące wielkość statystyki Kolmogorova-Smirnova.

K-S – criterion basing upon the Kolmogorov-Smirnov statistic value.

ln L – kryterium wykorzystujące wielkość logarytmu funkcji wiarygodności.

ln L – criterion basing upon the value of maximum likelihood function logarithm.

Tabela 2. Wyniki identyfikacji postaci miesięcznych rozkładów stężenia  $\text{SO}_2$  w wybranych punktach monitoringowych w roku 1997

Results of identification the monthly form of  $\text{SO}_2$  concentration distribution at several monitoring sites in 1997

Rozkład Distribution	BOGATYNIA		ZGORZELEC		RADOMIERZYCE		WYSZKÓW	
	liczba miesięcy roku, dla których dopasowano dany rozkład, korzystając z kryterium: number of months with fitted particular distribution, accordingly to the criterion:							
	K-S	ln L	K-S	ln L	K-S	ln L	K-S	ln L
Weibulla	1	—	1	—	—	—	2	—
Gamma	2	2	1	2	—	—	1	2
Lognormalny Lognormal	9	10	10	10	12	12	9	10
Wykładniczy Exponential	—	—	1	—	—	—	—	—

K-S – kryterium wykorzystujące wielkość statystyki Kolmogorova-Smirnova.

K-S – criterion basing upon the Kolmogorov-Smirnov statistic value.

ln L – kryterium wykorzystujące wielkość logarytmu funkcji wiarygodności.

ln L – criterion basing upon the value of maximum likelihood function logarithm.

## OCENA BŁĘDU WYZNACZANIA WARTOŚCI NORMATYWNYCH PRZY ZASTOSOWANIU ROZKŁADU PRAWDOPODOBIENSTWA

Konsekwencją opisanego rozkładu empirycznego za pomocą dopasowanego rozkładu teoretycznego było występowanie określonych różnic w ocenie wartości wskaźników normatywnych. Wyznaczono względny błąd oceny wartości średniej i percentyla 99,8 w skali roku, porównując wartości uzyskane bezpośrednio z ciągu obserwacji z wartościami uzyskanymi na podstawie założenia lognormalności rocznego rozkładu 30-minutowych stężeń  $\text{SO}_2$ . Parametry poszczególnych rozkładów lognormalnych opisujących roczne rozkłady stężeń w wybranych punktach pomiarowych szacowane były metodą największej wiarygodności na podstawie zarejestrowanych serii pomiarów.

Otrzymane wyniki (Tab. 3) pokazały, że, poza przypadkiem Radomierzyc, wygładzenie rocznego ciągu stężeń obserwowanych za pomocą rozkładu lognormalnego pozwalało na dobre oszacowanie badanych wielkości, gdyż błąd nie przekraczał 15%.

Tabela 3. Porównanie wartości średniej i percentyla 99,8 stężeń  $\text{SO}_2$  wyznaczonych dla rozkładu lognormalnego z ich wartościami rzeczywistymi

Comparison between mean and percentile 99.8  $\text{SO}_2$  concentration values obtained from lognormal distribution and their real values

Lokalizacja Location	Wartość średnia Mean value			Percentyl 99,8 Percentile 99.8		
	rzeczywista real	z rozkładu from distribution	błąd [%] error [%]	rzeczywisty real	z rozkładu from distribution	błąd [%] error [%]
Bogatynia '96	30	30	0,0	211	223	-5,7
Bogatynia '97	36	35	2,8	255	238	6,7
Zgorzelec '96	33	33	0,0	361	413	-14,4
Zgorzelec '97	33	31	6,1	378	356	5,8
Radomierzycy '96	34	31	8,8	591	350	40,8
Radomierzycy '97	41	34	17,1	904	488	46,0
Wyszków '96	30	31	-3,3	228	254	-11,4
Wyszków '97	30	30	0,0	197	204	-3,6

Ze względu na duże rozbieżności (błąd wynoszący ponad 40%) ocen percentyla 99,8 otrzymanych dla Radomierzyc, zbadano dokładniej charakter empirycznych rozkładów 30-minutowych stężeń  $\text{SO}_2$  w badanych punktach pomiarowych. Poszukiwano cechy charakteryzującej roczny ciąg obserwacji, wpływającej na wzrost różnicy między rozkładem teoretycznym a empirycznym. Do badań wybrano asymetrię rozkładu opisaną przy wykorzystaniu momentu trzeciego centralnego  $\mu_3$ , będącego średnią arytmetyczną z podniesionych do potęgi trzeciej odchyłeń wartości cechy od średniej arytmetycznej [4]:

$$\mu_3 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{n}$$

W tabeli 4 przedstawiono wielkość asymetrii empirycznych rozkładów 30-minutowych stężeń  $\text{SO}_2$  oraz współczynnik korelacji wzajemnej między wielkością względną i bezwzględną błędu a miarą asymetrii.

Tabela 4. Badanie asymetrii empirycznych rozkładów stężeń  $\text{SO}_2$   
Analysis of asymmetry of empirical  $\text{SO}_2$  concentration distributions

Lokalizacja Location	Błąd Error	Błąd   Error	Średnia Mean	Mediana Median	Moda Mode	$\mu_3$
Bogatynia '96	-5,7	5,7	31	20	9	1,39 E+05
Bogatynia '97	6,7	6,7	36	24	13	1,70 E+05
Zgorzelec '96	-14,4	14,4	34	16	8	3,86 E+05
Zgorzelec '97	5,8	5,8	33	16	9	4,20 E+05
Radomierzycy '96	40,8	40,8	34	16	6	1,86 E+06
Radomierzycy '97	46	46	41	14	7	4,93 E+06
Wyszków '96	-11,4	11,4	30	21	11	1,06 E+05
Wyszków '97	-3,6	3,6	30	22	15	7,37 E+04
Współczynnik korelacji z wartościami względnymi błędu Correlation coefficient with relative error						0,86
Współczynnik korelacji z wartościami bezwzględnymi błędu Correlation coefficient with absolute error						0,89

Wyniki wskazują, że wielkość błędu wyznaczenia percentyla 99,8 na podstawie rozkładu prawdopodobieństwa rośnie wraz z asymetrią empirycznego rozkładu. W przypadku gdy rozkład empiryczny cechuje umiarkowana asymetria (Wyszków '97) błąd jest najniższy. Wartości otrzymane dla Radomierzycy wskazują na dużą dyspersję obserwacji, co mogło spowodować trudności opisanie ich za pomocą rozkładu lognormalnego.

Wysoka korelacja między wielkością błędu oceny a asymetrią rozkładu stanowić będzie podstawę do dalszych badań nad uwzględnieniem kształtu empirycznego rozkładu stężeń do zwiększenia dokładności opisu za pomocą standardowych funkcji rozkładu prawdopodobieństwa.

#### SZACOWANIE PARAMETRÓW ROZKŁADU NA PODSTAWIE WARTOŚCI ŚREDNIEJ

Zadaniem procedury estymacji było oszacowanie wartości parametrów danego rozkładu na podstawie średniej wartości rozkładu. W tym celu posłużono się formułami opisującymi wartości oczekiwane poszczególnych rozkładów (Tab. 5).

Z wyjątkiem rozkładu wykładniczego wszystkie rozkłady były rozkładami dwuparametrycznymi, co pociągało za sobą konieczność wyznaczenia dwóch wielkości – wartości parametru kształtu ( $\sigma$ ,  $\lambda$ ,  $c$ ) i parametru skali ( $\mu$ ,  $p$ ,  $b$ ).

Tabela 5. Formuły gęstości i wartości oczekiwanej dla poszczególnych rozkładów  
 Formulas describing density and expected value for particular distributions

Rozkład Distribution	Gęstość Density	Wartość oczekiwana Expected value
Lognormalny Lognormal	$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right]$	$EX = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)$
Weibulla	$f(x) = \lambda p(x)^{p-1} \exp[-\lambda x^p]$	$Ex = \lambda^{-1/p} \Gamma\left(\frac{1}{p} + 1\right)$
Gamma	$f(x) = \frac{1}{b^c \Gamma(c)} x^{c-1} \exp\left(-\frac{x}{b}\right)$	$Ex = b \cdot c$
Wykładniczy Exponential	$f(x) = \frac{1}{\lambda} \exp\left(-\frac{1}{\lambda} x\right)$	$EX = \lambda$

Zrealizowano to następująco:

- za wartość jednego z parametrów ( $\sigma$ ,  $\lambda$ ,  $b$ ) przyjmowano wartość tego parametru wyznaczoną dla poprzedniego roku;
- podstawiając do wzoru na wartość oczekiwaną prognozowaną wartość średnioroczną oraz ustaloną wartość jednego z parametrów, wyznaczano wartości drugiego parametru ( $\mu$ ,  $p$ ,  $c$ ).

W tabeli 6 przedstawiono wpływ 15% odchylenia wartości średniej na prognozę wartości percentyla 99,8. Założona dokładność prognozy wartości średniorocznej przez model deterministyczny pociągała za sobą ok. 15% odchylenie w oszacowaniu percentyla 99,8 względem jego wartości wyliczonej dla wartości oczekiwanej.

Tabela 6. Wpływ wahań wartości średniej na oszacowanie percentyla 99,8  
 Influence of mean value fluctuations on percentile 99.8 estimations

			Percentyl 99,8 Percentile 99.8	Odchylenie od percentyla 99,8 wyliczonego dla EX Deviation from percentile 99.8 calculated for EX
Bogatynia '97	EX + 15%	41	307	+ 14%
	EX - 15%	31	232	- 14%
Zgorzelec '97	EX + 15%	38	471	+ 15%
	EX - 15%	28	347	- 15%
Radomierzyce '97	EX + 15%	47	535	+ 15%
	EX - 15%	35	398	- 15%
Wyszków '97	EX + 15%	35	292	+ 17%
	EX - 15%	25	208	- 17%

WERYFIKACJA PROGNOZY WARTOŚCI ŚREDNIEJ  
I WSKAŹNIKÓW NORMATYWNYCH  
WRAZ Z NAPŁYWEM INFORMACJI  
O REJESTROWANYCH POZIOMACH STĘŻEŃ

Weryfikacja prognozowanego rozkładu stężenia  $\text{SO}_2$  wymagała odpowiedniego modyfikowania wartości parametrów rozkładu (wartości średniej i parametru  $\sigma$ ). Procedura weryfikacji prognozy wartości średniej stężenia polegała na odpowiednim uwzględnianiu wpływu sukcesywnie obliczanych stężeń średniomiesięcznych. Zrealizowano to posługując się średnią ważoną obliczaną po upływie każdego miesiąca.

Przykładowo, po upływie lutego średnia ważona przedstawiała się następująco:

$$\text{średnia} = \frac{\acute{s}r_1 \cdot n_1}{(17568 - r_1 - r_2)} + \frac{\acute{s}r_2 \cdot n_2}{(17568 - r_1 - r_2)} + \frac{\acute{S}R \cdot (17568 - n_1 - n_2 - r_1 - r_2)}{(17568 - r_1 - r_2)},$$

gdzie:

$\acute{s}r_1, \acute{s}r_2$  – średnie wartości stężeń w miesiącach styczniu i lutym;

$n_1, n_2$  – rzeczywiste liczby pomiarów 30-min stężeń w styczniu i lutym;

$r_1, r_2$  – różnice między rzeczywistą a maksymalną liczbą pomiarów;

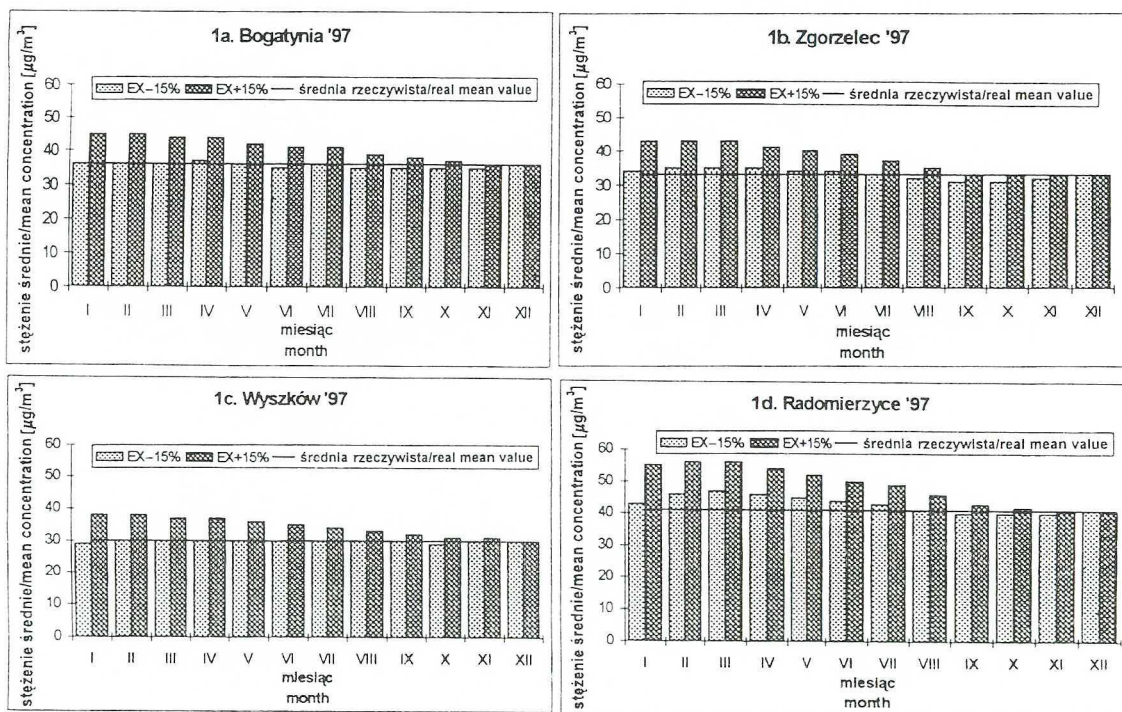
$\acute{S}R$  – szacowana za pomocą modelu deterministycznego wartość średnioroczna.

Za wartość średnią dla mających nastąpić miesiące przyjmowano wielkość stężenia średniorocznego prognozowanego przez model deterministyczny. Zakładaną liczbą pomiarów dla tych miesięcy była maksymalna liczba 30-minutowych pomiarów w danym miesiącu. Liczba 17 568 reprezentowała maksymalną liczbę pomiarów 30-minutowych stężeń dla roku nieprzestępnego.

Utrzymując założenie o 15% dokładności prognozy stężenia średniorocznego za pomocą modelu deterministycznego, zbadano dla wybranych punktów pomiarowych proces dochodzenia do rzeczywistej wartości średniej, obliczając średnią ważoną po upływie każdego miesiąca. Wartościami początkowymi, reprezentującymi prognozowaną wartość stężenia średniorocznego dla danego punktu pomiarowego, było rzeczywiste stężenie średnioroczne  $\pm 15\%$ . Na rysunku 1a–d przedstawiono wyniki.

W związku ze specyfiką stężeń rejestrowanych w pierwszych miesiącach roku (wysokie stężenia), najlepsze rezultaty otrzymano, gdy wstępnie prognozowana wartość średnia była zaniżona w stosunku do wartości rzeczywistej. W tym przypadku znaczną poprawę oszacowanej wstępnie wartości średniej otrzymano już po pierwszym miesiącu. Przy niedoszacowaniu wartości średniej wyniki były jednorodne i w dużym stopniu zbliżone do wartości rzeczywistej. W przypadku nadmiarowego oszacowania wartości średniej estymowana wartość średnia odpowiadała wartości rzeczywistej po upływie września. Otrzyma-





Rys. 1. Dochodzenie do rzeczywistej wartości średniej stężeń SO<sub>2</sub>, przy obliczeniu po upływie każdego miesiąca średniej ważonej i rozpoczynaniu od dwóch wartości: EX+15% i EX-15%  
Reaching the real mean SO<sub>2</sub> concentration value starting from two values: EX+15% and EX-15%

wane sukcesywnie prognozy były niejednorodne i wykazywały tendencję spadkową aż do momentu zbliżenia się do wartości rzeczywistej.

Procedura weryfikacji wartości parametru  $\sigma$  polegała na wyznaczaniu jego wartości w procesie dopasowywania do rozkładu lognormalnego ostatnich 12 miesięcy. Wykorzystując również zmodyfikowaną wielkość wartości średniej określano nową wartość dla parametru  $\mu$ . Zmieniające się z miesiąca na miesiąc parametry wpływały na wartości oszacowań percentyla 99,8. W tabeli 7 przedstawiono zmiany wartości badanego wskaźnika normatywnego wraz ze zmianą powyższych wielkości oraz błąd oszacowania wyrażony w [%] w stosunku do wartości rzeczywistej.

Uwzględnienie pierwszych miesięcy roku powodowało pogorszenie dokładności oszacowania w stosunku do oceny początkowej. Poza przypadkiem Radomierzycy wiarygodną ocenę wielkości percentyla 99,8 otrzymano na koniec sierpnia. Począwszy od tego miesiąca błąd oceny we wszystkich przypadkach, tzn. zarówno dla początkowo zawyżonej, jak i zaniżonej wartości średniej, nie przekraczał 12%. Rezultat otrzymany na końcu roku charakteryzował się dużą dokładnością wyznaczenia wartości badanego wskaźnika normatywnego, gdyż błąd oceny nie przekraczał 4%.

Tabela 7. Weryfikacja wartości percentyla 99,8 stężeń SO<sub>2</sub>  
 Verification of percentile 99.8 values of SO<sub>2</sub> concentration

	Bogatynia '97				Zgorzelec '97				Radomierzycze '97				Wyszków '97			
	prognoza 99,8 przy średniej początkowej: prognosis of 99.8 starting from:															
	31		41		28		38		35		47		25		35	
Ocena początkowa Initial estimation	99,8	błąd error	99,8	błąd error	99,8	błąd error	99,8	błąd error	99,8	błąd error	99,8	błąd error	99,8	błąd error	99,8	błąd error
	232	9	307	20	347	8	471	25	398	56	535	41	208	6	292	48
Miesiąc Month	dochodzenie do rzeczywistego 99,8 wraz z weryfikacją wartości średniej i parametrów rozkładu reaching the real percentile 99.8 value by verification mean value and parameters of the distribution															
I	300	18	375	47	453	20	573	52	554	39	708	22	254	29	333	69
II	283	11	354	39	401	6	493	30	581	36	707	22	253	28	320	62
III	278	9	339	33	393	4	482	28	607	33	724	20	250	27	308	56
IV	284	11	334	31	369	2	433	14	635	30	745	18	238	21	293	49
V	283	11	318	25	348	8	410	8	629	30	727	20	245	24	294	49
VI	256	0	299	17	345	9	396	5	595	34	676	25	233	18	272	38
VII	260	2	296	16	368	3	412	9	593	34	676	25	218	10	247	25
VIII	249	2	277	9	350	8	382	1	581	36	652	28	194	2	213	8
IX	235	8	255	0	352	7	375	1	577	36	621	31	206	5	220	12
X	246	4	260	2	366	3	390	3	582	36	611	32	204	4	218	11
XI	249	2	256	0	385	2	397	5	574	36	588	35	211	7	218	11
XII	244	4	245	4	373	1	373	1	596	34	596	34	202	2	202	2
	rzeczywisty 99,8 : 255 real 99.8 : 255				rzeczywisty 99,8 : 378 real 99.8 : 378				rzeczywisty 99,8 : 904 real 99.8 : 904				rzeczywisty 99,8 : 197 real 99.8 : 197			

## WNIOSKI

1. Identyfikacja postaci rozkładu prawdopodobieństwa najlepiej przybliżającego miesięczny i roczny rozkład stężeń w wybranych punktach pomiarowych zlokalizowanych na terenie Worka Żytawskiego potwierdziła tezę, że w otoczeniu dużych źródeł przemysłowych, do jakich należy elektrownia Turów, rozkłady stężeń mogą być aproksymowane rozkładem lognormalnym [6].

2. Wysoka powtarzalność wyboru rozkładu lognormalnego jako najlepiej dopasowanego do empirycznych miesięcznych i rocznych rozkładów stężeń przez dwa niezależne kryteria wskazywała na słuszność podstawowego założenia modelowania hybrydowego, głoszącego, że dla kolejnych okresów o tej samej długości i tym samym czasie uśredniania typ rozkładu nie zmienia się, lecz jedynie zmieniają się parametry związane z tym rozkładem [2, 3, 5, 8].

3. We wszystkich badanych punktach empiryczne rozkłady stężeń cechowała dodatnia asymetria, wskazująca na relatywnie dużą ilość stężeń niższych od średniej arytmetycznej.

4. Zaobserwowano silną korelację pomiędzy asymetrią rozkładu a błędem oszacowania percentyla 99,8.

5. We wszystkich punktach charakteryzujących się umiarkowaną dyspersją zarejestrowanych 30-minutowych koncentracji  $\text{SO}_2$ , opisanie rzeczywistego rocznego rozkładu stężeń za pomocą rozkładu lognormalnego dawało dobre rezultaty oszacowań wybranych wartości normatywnych – błąd nie przekraczający 15%.

6. Zastosowana metoda szacowania wartości parametrów rocznego rozkładu stężeń na podstawie prognozowanej przez model deterministyczny wartości średniorocznej stężenia cechowała się w przybliżeniu liniowością błędu – 15% odchylenie wartości średniej pociągało za sobą ok. 15% odchylenie wartości percentyla 99,8.

7. Zastosowanie metody obliczania średniej ważonej na podstawie sukcesywnie wyznaczanych stężeń średniomiesięcznych pozwalało weryfikować prognozowaną przez model deterministyczny wartość stężenia średniorocznego, korygując w ten sposób: różnice pomiędzy rzeczywistą a założoną emisją; typowymi a obserwowanymi warunkami meteorologicznymi; poczynione w modelu uproszczenia w opisie procesów dyspersji zanieczyszczeń; nieuwzględnienie dodatkowych procesów wpływających na wielkość koncentracji danego zanieczyszczenia.

8. Zaproponowana metoda wyznaczania parametrów określonego rozkładu na podstawie modyfikowanej wartości średniorocznej i wartości jednego z parametrów pozwoliła na uzyskanie większej precyzji oszacowania normatywnych wskaźników (końcowy błąd nie przekraczający 4%) niż szacowanie wartości parametrów na podstawie rocznego ciągu obserwacji metodą największej wiarygodności (błąd dochodzący do 15% wartości).

9. Zaprezentowana metoda prognozy wartości normatywnych wskaźników zanieczyszczeń powietrza atmosferycznego pozwoliła osiągnąć bardzo dobre

rezultaty, gdyż ocena maksymalnego dopuszczalnego stężenia 30-minutowego, uzyskana po upływie sierpnia, odpowiadała dokładności oceny uzyskiwanej dopiero po zakończeniu całorocznej serii pomiarowej.

10. W pracy pokazano, że odpowiednio wykorzystane statystyczne rozkłady prawdopodobieństwa mogą być użytecznym narzędziem prognozy i oceny normatywnych wskaźników jakości powietrza atmosferycznego.

## LITERATURA

- [1] Gajek L., M. Kałużska: *Wnioskowanie statystyczne*, WNT, Warszawa 1996.
- [2] Jakeman A.J., J. Bai, G.H. Miles: *Prediction of seasonal extremes of one-hour average urban CO concentrations*, *Atm. Environ.*, **25B**, 219–229 (1991).
- [3] Jakeman A.J., R.W. Simpson, J.A. Taylor: *Modeling distributions of air pollutant concentrations – III. The hybrid distribution approach*, *Atm. Environ.*, **22**, 163–174 (1988).
- [4] Makać W., D. Urbanek-Krzysztofiak: *Metody opisu statystycznego*, WUG, Gdańsk 1997.
- [5] Miles G.H., A.J. Jakeman, J. Bai: *A method for predicting the frequency distribution of air pollution from vehicle traffic, basic meteorology and historical concentrations to assist urban planning*, *Env. Internation.*, **17**, 575–580 (1991).
- [6] Pyta H.: *The hybrid model in air quality monitoring around industrial sources*, *Env. Prot. Eng.*, **22**, 55–62 (1997).
- [7] Taylor J.A., A.J. Jakeman, R.W. Simpson: *Modeling distributions of air pollutant concentrations – Identification of statistical models*, *Atm. Environ.*, **20**, 1781–1789 (1986).
- [8] Zwoździak J., W. Szalińska: *Zastosowanie modelu hybrydowego do oceny i prognozy rozkładu stężeń dwutlenku siarki w powietrzu*, POL-IMIS '99. Materiały, PZITS, Wrocław 1999.

Wpłynęło: 23 grudnia 1999, zaakceptowano do druku: 7 września 2000.