

Stanisław Krzanowski, Andrzej Wałęga

WYKORZYSTANIE TEORII NIEZAWODNOŚCI I STATYSTYCZNEJ KONTROLI JAKOŚCI DO OCENY EKSPLOATACYJNEJ WIEJSKICH OCZYSZCZALNIE ŚCIEKÓW

Streszczenie

W artykule przedstawiono dwie metody oceny efektywności pracy oczyszczalni ścieków: pierwszą – z wykorzystaniem teorii niezawodności i drugą, opartą na statystycznej kontroli jakości procesu z zastosowaniem kart kontrolnych. Analizę przeprowadzono na przykładzie oczyszczalni ścieków zlokalizowanej we wsi Rokiciny Podhalańskie pracującej w systemie A₂/O. Ocenę efektywności pracy oczyszczalni przeprowadzono dla następujących wskaźników zanieczyszczeń w ściekach oczyszczonych: BZT₅, azot amonowy i ogólny oraz fosfor ogólny.

Powyższa analiza wykazała, iż badana oczyszczalnia pracuje prawidłowo w przypadku redukcji BZT₅ i fosforu ogólnego. Wyznaczony dla tych wskaźników poziom niezawodności wyniósł odpowiednio 93,3% i powyżej 99,9%. Nieco niższa niezawodność w przypadku redukcji azotu ogólnego, wynosząca ponad 46% dla rozkładu empirycznego i ponad 37% dla normalnego jest spowodowana charakterem dopływających ścieków. Analiza kart kontrolnych wykazała, że badana oczyszczalnia pracuje stabilnie w przypadku redukcji związków organicznych, natomiast brak takiej tendencji widoczny jest dla azotu amonowego i fosforu ogólnego w okresie wiosenno-letnim. Tylko raz zaobserwowano zachwianie efektywności procesu w przypadku przemian azotu ogólnego, wywołane prawdopodobnie dopływem do kanalizacji wód roztopowych.

Słowa kluczowe: ścieki, niezawodność, autokorelacje, karty kontrolne

WSTĘP

Wysokie tempo rozwoju wiejskich systemów zaopatrzenia w wodę, związane z sukcesywnym zwiększaniem się na wsi liczby mieszkań z coraz wyższym standardem wyposażenia w urządzenia sanitarne, powoduje stały wzrost ilości odprowadzanych ścieków z wiejskich jednostek osadniczych. Stwarza to konieczność modernizacji już istniejących lub budowy nowych systemów kanalizacji i oczyszczania ścieków na terenach wiejskich. Powyższa problematyka znalazła swoje odzwierciedlenie w uchwale Rady Ministrów RP z dnia 16 grudnia 2003 r. zatwierdzającej Krajowy Program Oczyszczania Ścieków Komunalnych, który określa zadania inwestycyjne w gospodarce wodno-ściekowej do roku 2015. W przypadku gmin ustawa ta zobowiązuje aglomeracje o RLM od 2000 do 15 000 do realizacji zadań własnych w zakresie usuwania i oczyszczania ścieków do 31 grudnia 2015 r. [Bień 2004].

Ze względu na charakter ścieków odprowadzanych z ośrodków wiejskich występują znaczne trudności w utrzymaniu właściwego stopnia ich oczyszczania, głównie z uwagi na związki biogenne. Dlatego też na tych obszarach preferowane są oczyszczalnie, charakteryzujące się znaczną odpornością na wahania przepływu i ładunku zanieczyszczeń w odprowadzanych ściekach, niską kapitałochłonnością, niezawodnością działania, wysokim stopniem oczyszczania oraz prostotą wykonania i eksploatacji.

Wynika stąd potrzeba prowadzenia w szerszym niż dotychczas zakresie oceny pracy istniejących systemów oczyszczania, tak pod kątem skuteczności redukcji zanieczyszczeń ze ścieków, jak i niezawodności technologicznej procesu oraz statystycznej kontroli jego jakości. Analiza ta pozwala wykryć nieprawidłowości w trakcie eksploatacji, które mogą zostać w przyszłości wyeliminowane w nowo projektowanych lub w istniejących obiektach.

Celem artykułu jest ocena skuteczności oczyszczania ścieków z wiejskiej jednostki osadniczej w reaktorze przepływowym pracującym w systemie A₂/O (Anaerobic-Anoxic-Oxygen) pod kątem niezawodności technologicznej z uwzględnieniem stabilności i poziomu procesu z wykorzystaniem kart kontrolnych.

METODYKA BADAŃ

Analizą objęto oczyszczalnię ścieków zlokalizowaną we wsi Rokiciny Podhalańskie, gmina Raba Wyżna, powiat nowotarski. Oczyszczalnia została oddana do użytku w listopadzie 2003 r. Aktualnie obsługuje lewobrzeżną część wsi Raba Wyżna. Do oczyszczalni dowożone są również taborem asenizacyjnym ścieki z nieskanalizowanej części sołectwa. Projektowana przepustowość oczyszczalni wynosi $800 \text{ m}^3 \cdot \text{d}^{-1}$, w tym 10% dobowej ilości ścieków dowożonych jest taborem asenizacyjnym. W skład ciągu technologicznego oczyszczalni wchodzi urządzenie stopnia mechanicznego: piaskownik zblokowany z sitem spiralnym o prześwicie 6 mm oraz stopnia biologicznego, pracującego w systemie A_2/O z komorą beztlenową (do realizacji procesu defosfatacji), komory niedotlenionej i tlenowej z niskoobciążonym osadem czynnym (gdzie następuje proces usuwania związków organicznych, azotu i wbudowywanie w komórki bakteryjne fosforu). Dodatkowo, w celu poprawienia efektu usuwania fosforu ze ścieków do komory tlenowej dodawany jest koagulant PIX. Końcowym elementem oczyszczalni jest pionowy osadnik wtórny. Odbiornikiem ścieków oczyszczonych jest rzeka Raba [Projekt oczyszczalni ... 2002].

Materiały źródłowe do analizy stanowiły wyniki badań właściwości fizykochemicznych ścieków oczyszczonych, udostępnione przez laboratorium oczyszczalni. Badania obejmowały okres od listopada 2003 r. do kwietnia 2005 r. Analizowano następujące wskaźniki zanieczyszczeń: BZT₅, azot amonowy i ogólny oraz fosfor ogólny.

Ponieważ dane wyjściowe obejmowały również okres wpracowania oczyszczalni, w celu ich wyeliminowania zastosowano statystyczny test sumy rang Kruskala-Wallisa oparty na statystyce χ^2 . Testowano hipotezę H_0 , że wszystkie próby o dowolnych rozkładach z ciągłymi dystrybuantami pochodzą z jednej zbiorowości generalnej wobec hipotezy alternatywnej H_1 , że próby te pochodzą z różnych populacji generalnych na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. W przypadku wykrycia prób analizowanych zmiennych, co do których istniało podejrzenie, że należą do innej zbiorowości, eliminowano je i ponownie przeprowadzano obliczenia, aż do stwierdzenia braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Kolejnym etapem analizy było określenie jakim rozkładom statystycznym podlegają badane wskaźniki zanieczyszczeń. W przypadku stwierdzenia rozkładu danej zmiennej innego niż normalny dokonano normalizacji zmiennych według zasad podanych w pracy Karczmarska [1970].

Analiza niezawodności została przeprowadzona dla BZT₅, azotu ogólnego i fosforu ogólnego. W tym celu w pierwszym kroku określono podstawowe charakterystyki statystyczne wymienionych wskaźników zanieczyszczeń (średnią arytmetyczną, medianę, wariancję, odchylenie standardowe, współczynnik zmienności, wartość minimalną i maksymalną). Jako podstawę do obliczeń niezawodnościowych przyjęto współczynnik niezawodności WN ustalany ze wzoru [Andraka 1997]:

$$WN = \frac{\bar{X}}{X_{dop}} \quad [-] \quad (1)$$

gdzie:

\bar{X} – wartość średnia danego wskaźnika w ściekach oczyszczonych [$\text{mg} \cdot \text{dm}^{-3}$],

X_{dop} – wartość dopuszczalna danego wskaźnika w ściekach oczyszczonych [$\text{mg} \cdot \text{dm}^{-3}$].

W dalszej kolejności ustalono dystrybuanty empiryczne badanych wskaźników zanieczyszczeń, uprzednio poddając je standaryzacji. Wyznaczone w powyższy sposób dystrybuanty empiryczne, jak również podawane w tablicach statystycznych [Zieliński 1972] dystrybuanty teoretyczne dla danego typu rozkładu posłużyły do wyznaczenia przebiegu zmienności współczynnika niezawodności w zależności od wymaganego poziomu niezawodności oraz współczynnika zmienności na podstawie równania [Andraka 1997; Krzanowski, Wałęga 2004]:

$$WN = \frac{1}{1 + Z_{1-\alpha} \cdot C_v} \quad [-] \quad (2)$$

gdzie:

$Z_{1-\alpha}$ – wartość zmiennej losowej równej wymaganemu poziomowi niezawodności $1-\alpha$,

C_v – współczynnik zmienności.

Wspólnym krokiem przy obliczaniu niezawodności działania oczyszczalni i tworzeniu kart kontrolnych jest zbadanie normalności rozkładu badanej zmiennej. Wiadomo bowiem z teorii, iż prawdopodobieństwo, że zmienna losowa o rozkładzie normalnym przekroczy trzykrotną wartość odchylenia standardowego, oddalając się od wartości średniej, wynosi 0,0026. Wobec powyższego w przedziale:

$$\mu \pm \frac{3\sigma}{\sqrt{n}} \quad (3)$$

gdzie:

- μ – wartość średnia w populacji generalnej,
- σ – odchylenie standardowe w populacji generalnej,
- n – liczba danych w próbie

powinno zawierać się około 99,74% wartości średnich z próby. Ideą kart kontrolnych jest więc określenie granic tak, aby były jak najbardziej zbliżone do przedziału wyznaczonego ze wzoru (3). W przypadku niestwierdzenia normalności rozkładu danej zmiennej dokonano jej normalizacji.

Ponieważ obserwacje wykorzystane do sporządzenia kart kontrolnych powinny być niezależne, dokonano analizy autokorelacji, pozwalającej wykryć wzajemne powiązania pomiędzy kolejnymi zmiennymi. W przypadku stwierdzenia, że obserwacje są zależne dokonywano przekształcenia ciągu danych w szereg czasowy przy wykorzystaniu modelu ARIMA. Struktura tego modelu dokładnie przedstawiona jest w pracy Box'a i Jenkinsa [1983]. Poprawność wyboru parametrów modelu (p – współczynnika autokorelacji i q – parametru średniej ruchomej) określono, opierając się na normalności rozkładu reszt i ich niezależności poprzez zbadanie autokorelacji.

Ponieważ w analizie kart kontrolnych interesuje nas przede wszystkim wariancja, analizie poddano reszty, tzw. szum procesu (zmiennie o wartości średniej 0 i odchyleniu standardowym σ_0 według zależności:

$$a_t = x_t - \bar{X} \quad (4)$$

gdzie:

- x_t – wartość danej obserwacji,
- \bar{X} – wartość średnia z próby.

Ponieważ dane uzyskane z laboratorium oczyszczalni pochodziły z pojedynczych pomiarów prowadzonych w różnych odstępach czasowych do analizy poziomu procesu zdecydowano się wykorzystać kartę x i kartę CUSUM.

Procedura sporządzania karty x polegała na wyznaczeniu średniej arytmetycznej reszt danego wskaźnika zanieczyszczeń oraz górnej i dolnej granicy kontrolnej. Górna i dolna granica kontrolna została przyjęta jako ± 3 odchylenia standardowe procesu. Odchylenie

standardowe procesu było estymowane jako wartość ilorazu: s/c , gdzie s – odchylenie standardowe próby losowej, c – stała dla danej karty zależna od liczby prób, podana tabelarycznie w pracy Ryan’a [1989]. Dodatkowo określono jeszcze pośrednie granice kontrolne wyrażone jako ± 1 odchylenie standardowe i ± 2 odchylenia standardowe, które pozwalały na dokładne ustalenie okresów, gdzie proces był niestabilizowany poprzez zastosowanie wielu kryteriów, takich jak:

1. jeden punkt poza granicami kontrolnymi,
2. dwa z trzech kolejnych punktów poza liniami pomocniczymi $\pm 2\sigma$,
3. cztery z pięciu kolejnych punktów poza liniami pomocniczymi $\pm 1\sigma$;
4. osiem kolejnych punktów po jednej stronie linii centralnej i inne [Aczel 2000; Andraka 2005].

Karta CUSUM tworzona jest poprzez sumowanie odchyłeń od wartości średniej badanej zmiennej:

$$V_t = \sum_{i=1}^t (x_i - \bar{X}) \quad (5)$$

Karta ta jest przydatna przy ocenie poziomu procesu i jego trendu. Jeżeli średni poziom procesu odpowiada wartości docelowej, wykres będzie oscylował w granicach wartości 0. Trend wznoszący oznacza, że średni poziom procesu wzrósł i odwrotnie – malejący oznacza obniżenie średniego poziomu procesu.

ANALIZA WYNIKÓW

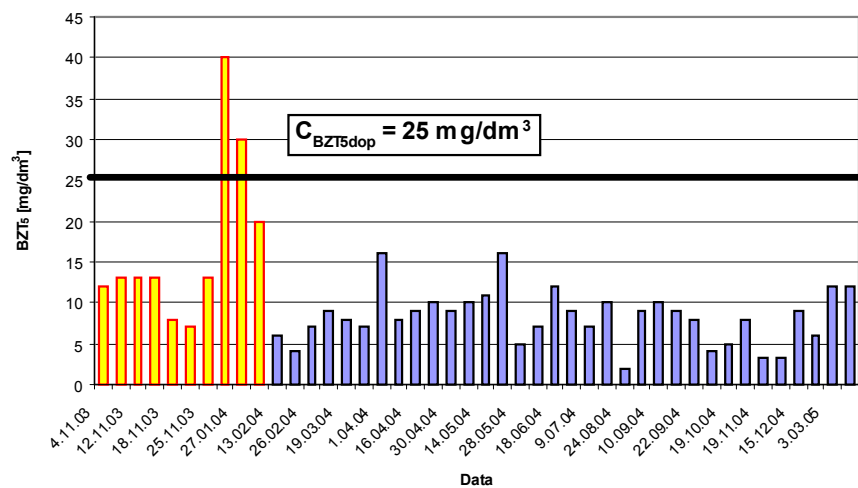
Przebieg zmienności analizowanych wskaźników zanieczyszczeń przedstawiono na rysunku 1, z którego wynika, że początkowe dane znacznie odbiegają swoimi wartościami od pozostałych, co może świadczyć o okresie wpracowywania się oczyszczalni. Dla prawidłowej dalszej analizy konieczne było usunięcie danych z okresu wpracowania. Decyzję o tym, które dane usunąć podjęto na podstawie analizy ich jednorodności. Wyniki przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki analizy jednorodności danych pomiarowych
Table 1. The results of the measurement data homogeneity

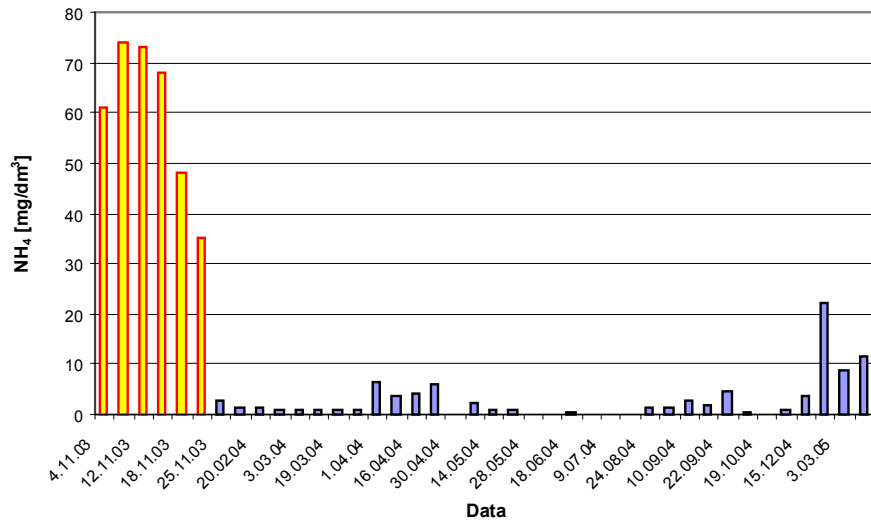
Wskaźnik /Indicator/	Wartość statystyki testowej χ^2 /Value of statistic χ^2 /	Wartość krytyczna χ^2 /Critical value of statistic χ^2 /
BZT ₅ /BOD ₅ /		
4.11.03–14.04.05	15,18	7,815
13.02.04–14.04.05	0,249	5,991
Azot ogólny /Total nitrogen/		
4.11.03–4.11.04	28,11	5,091
Azot amonowy /Ammonia nitrogen/		
4.11.03–14.04.05	27,38	11,071
25.11.03–14.04.05	2,139	3,841
Fosfor ogólny /Total phosphorus/		
4.11.03–15.12.04	31,34	7,815
24.01.04–15.12.04	1,69	3,841

pogrubionym zaznaczono dane jednorodne statystycznie /bold denotes statistically homogenous data/

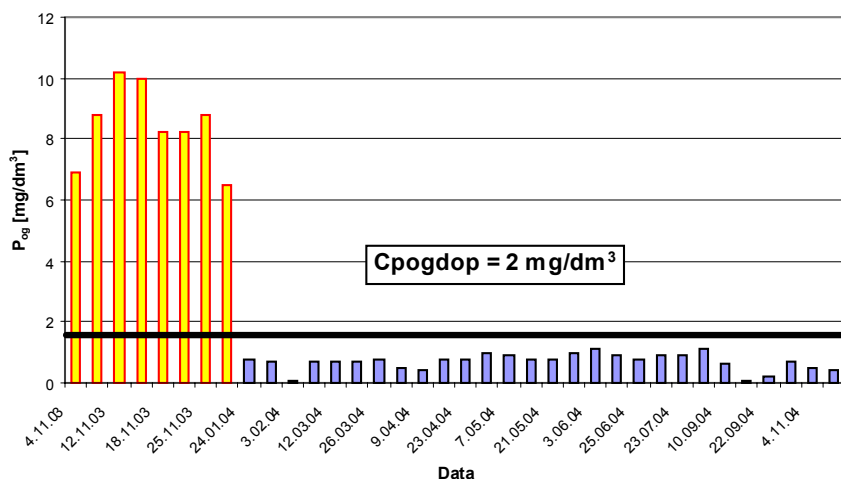
a)



b)



d)



Rysunek 1. Przebieg zmienności: a) BZT₅, b) azotu amonowego, c) azotu ogólnego i d) fosforu ogólnego w odpływie z oczyszczalni; pomarańczowym kolorem oznaczono dane z okresu wpracowania
Figure 1. The variability of: a) BOD₅, b) ammonia nitrogen, c) total nitrogen and d) total phosphorus in the outflow from sewage treatment plant; orange denotes data from the starting

Przeprowadzona analiza potwierdziła, że początkowe dane z końca roku 2003 i początku 2004 charakteryzują się odmiennym rozkładem od pozostałych, co świadczy, że pochodzić mogą z innej populacji. Po ich wyeliminowaniu w przypadku BZT₅, azotu amonowego i fosforu ogólnego uzyskano dane jednorodne. Wyjątek stanowiły stężenia azotu ogólnego w odpływie, które charakteryzowały się wyraźną tendencją spadkową w całym okresie badawczym (rys. 1c), więc były niejednorodne, pomimo wyeliminowania początkowych wartości z okresu od 4.11.03 do 21.11.04 r. Do dalszej analizy wzięto jednak pod uwagę okres od 25.11.03 do 4.11.04 r.

Na podstawie wyników uzyskanych z przeprowadzonych obliczeń zawartych w tabeli 2 można stwierdzić, że przedmiotowa oczyszczalnia funkcjonuje prawidłowo w stosunku do BZT₅ i fosforu ogólnego. Średnie wartości wymienionych wskaźników w odpływie wynoszące odpowiednio 8,26 i 0,703 mg·dm⁻³ i są znacznie niższe od dopuszczalnych zawartych w Rozporządzeniu Ministra Środowiska z dnia 8 lipca 2004 r. Nieco odmienna sytuacja ma miejsce w przypadku stężeń

azotu ogólnego, którego średnia wartość z analizowanego okresu w odpływie równa $17,5 \text{ mg}\cdot\text{dm}^{-3}$ przekracza o 14,3% wartość dopuszczalną wynoszącą $15 \text{ mg}\cdot\text{dm}^{-3}$. Wszystkie wymienione wskaźniki zanieczyszczeń, z wyjątkiem stężeń azotu amonowego wykazywały stosunkowo niewielką zmienność w odpływie. Świadczy to o tym, że w odniesieniu do BZT₅, azotu ogólnego i fosforu ogólnego proces przebiegał stabilnie.

Tabela 2. Ogólna charakterystyka ścieków oczyszczonych
Table 2. General characteristics of treated sewage

Wskaźnik /Indicator/	Średnia /Average/ [$\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$]	Mediana /Median/ [$\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$]	Odch. standard. /Stand. deviat./ [$\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$]	Min. /Minimum/ [$\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$]	Maks. /Maximum/ [$\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$]	Wsp. zmienn. /Coefficient of variation/ [-]
BZT ₅	8,26	8,5	3,24	1,90	16,0	0,392
N _{og}	17,5	17,5	7,77	4,80	40,0	0,444
P _{og}	0,703	0,80	0,27	0,10	1,1	0,383
NH ₄	2,86	1,15	4,33	0,20	22,4	1,51

Analiza statystyczna badanych zmiennych wykazała, że wartości BZT₅, azotu ogólnego i fosforu ogólnego można aproksymować rozkładem normalnym, zaś azotu amonowego – logarytmiczno-normalnym (tab. 3).

Tabela 3. Wyniki weryfikacji doboru rozkładu teoretycznego do danych empirycznych

Table 3. The results of verification choice theoretical distributed for empirical dates choice

Wskaźnik /Indicator/	Typ rozkładu /Type of distribution/	Wartość statystyki testowej χ^2 /Value of statistic χ^2 /	Wartość krytyczna χ^2 /Critical value of statistic χ^2 /
BZT ₅ /BOD ₅ /	normalny /normal/	8,87	22,36
Azot amonowy /Ammonia nitrogen/	log-normalny /log-normal/	15,07	22,36
Azot ogólny /Total nitrogen/	normalny /normal/	17,02	22,36
Fosfor ogólny /Total phosphorus/	normalny /normal/	9,24	16,919

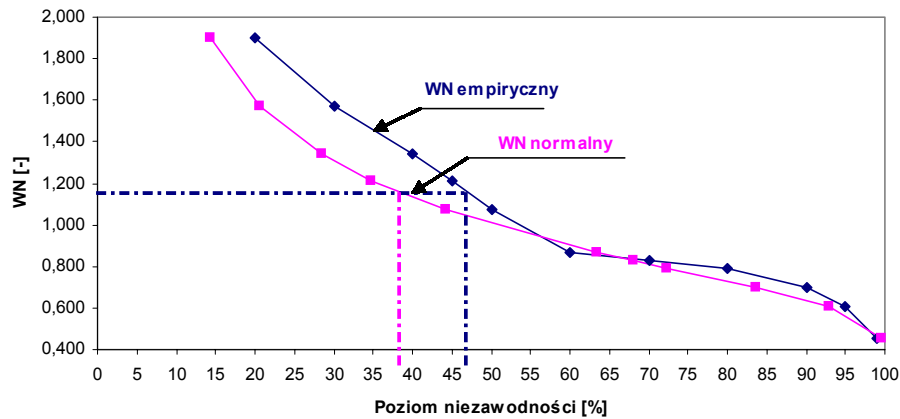
Wyniki obliczeń niezawodnościowych potwierdziły wcześniejsze spostrzeżenie, że badana oczyszczalnia funkcjonuje poprawnie odnośnie do takich wskaźników zanieczyszczeń, jak: BZT₅ i fosfor ogólny. Świadczą o tym niskie wartości współczynnika niezawodności WN wynoszące odpowiednio dla BZT₅ – 0,33 i fosforu ogólnego – 0,325 (tab. 4). Niskie wartości w przypadku substancji organicznej można tłumaczyć wielostopniowym procesem oczyszczania na stopniu biologicznym, gdzie następuje redukcja BZT₅ w komorze defosfatacji i mineralizacja w komorze nitryfikacji. W przypadku fosforu ogólnego niewielkie wartości w odpływie wynikają z jednej strony z zatrzymywania go w komórkach bakterii PoliP w wyniku procesu defosfatacji, a także wskutek dodatkowego strącania chemicznego koagulantem PIX. W okresie po wpracowaniu oczyszczalni nie obserwuje się przekroczenia wartości dopuszczalnych wymienionych wskaźników, a oczyszczalnia pracuje stabilnie, głównie w przypadku fosforu ogólnego – rysunki 1a i d. W przypadku azotu ogólnego wartość współczynnika niezawodności równa 1,17 świadczy o niewystarczającej redukcji tego wskaźnika.

Tabela 4. Wyniki obliczeń niezawodności badanej oczyszczalni
Table 4. The results of reliability calculations of the investigated sewage treatment plant

Wskaźnik /Indicator/	Średnia /Average/ [mg·dm ⁻³]	Wartość dopuszczalna /Permissible value/ [mg·dm ⁻³]	WN [-]	Niezawodność R. empiryczny /Reliability, Empirical distribution/ [%]	Niezawodność R. normalny /Reliability, Normal distribution/ [%]
BZT ₅ /BOD ₅ /	8,26	25	0,33	93,3	99,98
N _{og} /Total nitrogen/	17,5	15	1,17	46,4	37,4
P _{og} /Total phosphorus/	0,703	2	0,325	>99,9	>99,9

Jest to spowodowane charakterystyką ścieków odpływających z ośrodków wiejskich, w których obserwuje się znaczną nierównomierność objętości odpływu i ładunku zanieczyszczeń. Chwilowe szczytowe ładunki zanieczyszczeń wywołują krótkotrwałe gwałtowne

zapotrzebowanie na tlen, powodując jego okresowe deficyty i zakłócają proces nitryfikacji. Gwałtowne uderzenia hydrauliczne prowadzą do problemów z utrzymaniem właściwego wieku osadu, co również znacznie odbija się na intensywności procesu nitryfikacji. O możliwości skutecznego realizowania procesu nitryfikacji i denitryfikacji azotu decyduje stosunek BZT_5/N_{og} [Stelmach, Malicki 1997]. W przypadku, gdy wynosi on w ściekach surowych powyżej 4,0 możliwe jest skuteczne, stabilne usuwanie azotu metodą denitryfikacji wstępnej. Wyliczony stosunek BZT_5/N_{og} w ściekach surowych dla całego okresu objętego analizą wyniósł 4,81. Wysoka wartość WN w przypadku azotu ogólnego jest spowodowana głównie podwyższonymi wartościami tego wskaźnika w odpływie w okresie od 25.11.03 do 23.04.04 – rysunek 1c. Dla tego okresu wyliczony stosunek BZT_5/N_{og} wyniósł 4,33, lecz przy znacznym stężeniu azotu ogólnego, który w dopływie osiągnął wartość bliską $60 \text{ mg}\cdot\text{dm}^{-3}$ [Stelmach, Malicki 1997]. Przy takiej wartości azotu ogólnego w dopływie bioreaktor pracujący w systemie Bardenpho może pracować niestabilnie, co potwierdzają wyniki przedstawione na rysunku 1c. Dla okresu, kiedy stężenie azotu ogólnego utrzymywało się na niskim poziomie poniżej wartości dopuszczalnej $15 \text{ mg}\cdot\text{dm}^{-3}$, stosunek BZT_5/N_{og} był najwyższy, równy 5,11. Wyliczony dla współczynnika WN poziom niezawodności według rozkładu empirycznego w przypadku BZT_5 jest wysoki, równy 93,3% a dla fosforu ogólnego ponad 99,9%. Świadczy to o bezawaryjnej pracy oczyszczalni niemal przez cały czas eksploatacji. W przypadku azotu ogólnego wyliczony poziom niezawodności dla rozkładu empirycznego równy 46,4% świadczy o tym, iż badana oczyszczalnia spełnia wymagania odnośnie do tego wskaźnika przez około 169 dni w roku. Aproxymując rozkład empiryczny rozkładem teoretycznym, wykazano zbieżność uzyskanych wyników, zwłaszcza w obszarze dużych prawdopodobieństw. Świadczy to o tym, iż rozkład teoretyczny, w tym przypadku normalny może być wykorzystany do obliczeń współczynnika WN dla zadanego poziomu niezawodności w przypadku braku lub niekompletnych danych empirycznych. Potwierdzają to wyniki uzyskane przez Krzanowskiego i Wałęgę [2004] na oczyszczalni w Dąbrowie Tarnowskiej, gdzie niezawodność empiryczną najlepiej aproksymował poziom niezawodności obliczony dla rozkładu normalnego. Uzyskane wyniki obliczeń niezawodności dla rozkładu normalnego przedstawiono w tabeli 4, a przykładowy wykres zmienności współczynnika WN dla azotu ogólnego przedstawiono na rysunku 2.



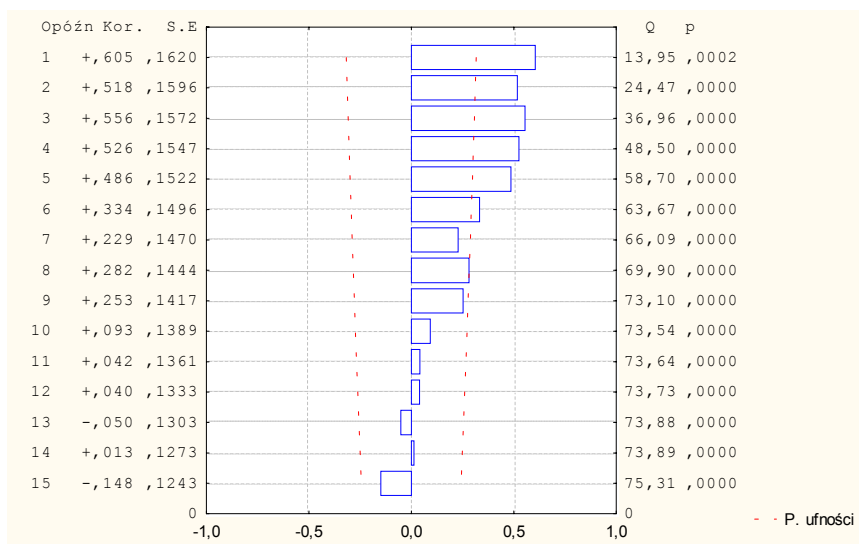
Rysunek 2. Zmienność współczynnika WN dla azotu ogólnego w zależności od niezawodności dla rozkładu empirycznego i normalnego
Figure 2. The variability of the reliability coefficient for total nitrogen versus reliability for theoretical and empirical distributions

Przeprowadzona analiza autokorelacji pozwoliła na stwierdzenie, że reszty wszystkich analizowanych wskaźników zanieczyszczeń są wzajemnie niezależne z wyjątkiem azotu ogólnego. O istnieniu wzajemnych zależności między kolejnymi obserwacjami świadczą wysokie współczynniki autokorelacji – rysunek 3a. Chcąc uzyskać obserwacje wzajemnie niezależne wygenerowano nowy ciąg wartości azotu ogólnego, stosując model ARIMA. W wyniku estymacji okazało się, że najlepsze wyniki uzyskano dla modelu o parametrach (1, 0, 0). Równanie opisujące ciąg wartości azotu ogólnego w odpływie ma postać:

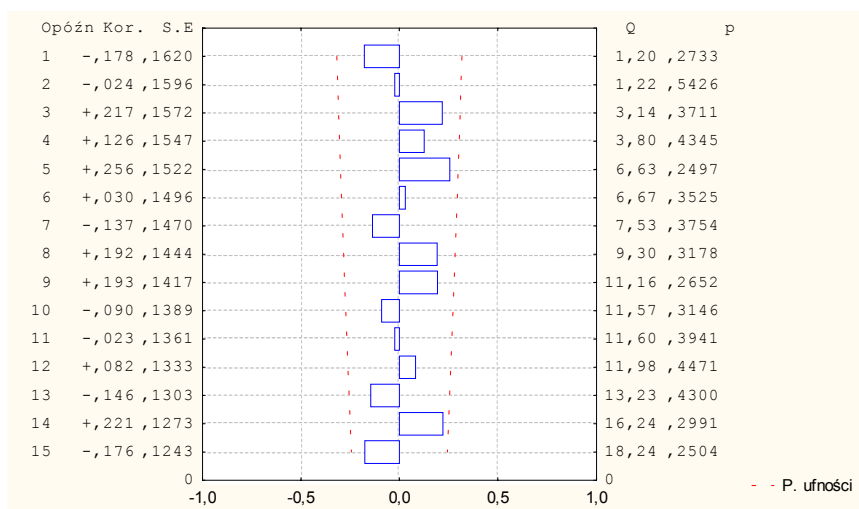
$$(C_{Nog})_t = 18,269 + 0,641 \cdot (C_{Nog})_{t-1} + \alpha_t \quad (5)$$

Wyraz wolny oraz współczynnik modelu (parametr autoregresji) w równaniu (5) są istotne statystycznie na poziomie $\alpha = 0,05$. Wartość α_t w ustalonym równaniu oznacza reszty, które z kolei zostały wzięte pod uwagę przy dalszej analizie pracy oczyszczalni. Poprawność doboru modelu zweryfikowano, analizując uzyskane reszty pod kątem ich niezależności. Niskie wartości współczynników autokorelacji reszt azotu ogólnego uzyskanych z równania (5) świadczą o poprawności doboru modelu – rysunek 3b. Potwierdza to również rozkład reszt, który jest zbliżony do normalnego.

a)



b)



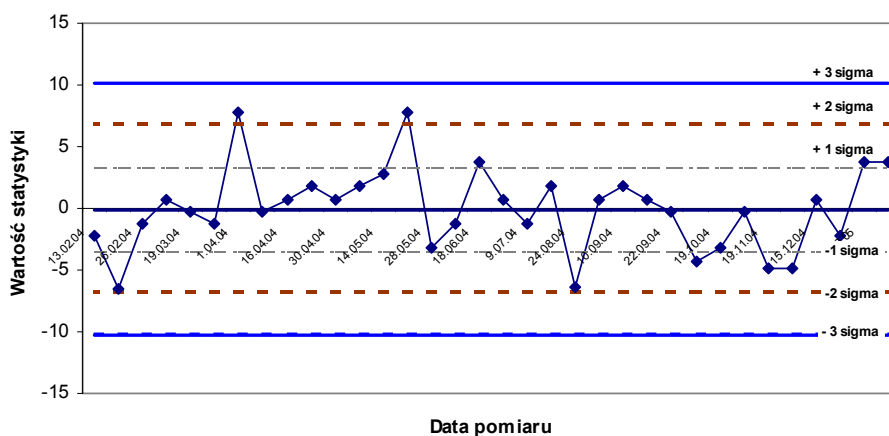
Rysunek 3. Korelogram: a) stężeń azotu ogólnego i b) reszt uzyskanych z modelu

Figure 3. The corelogram for: a) total nitrogen concentration and b) residuals obtained from model

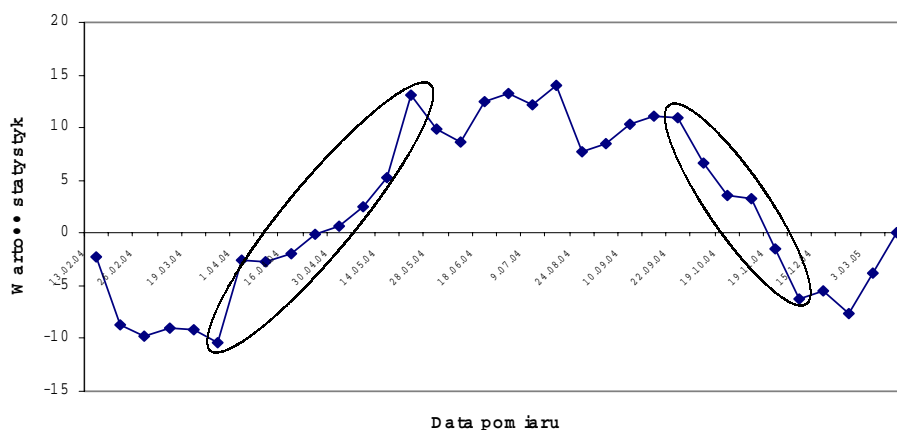
W badanej oczyszczalni proces usuwania związków organicznych przebiega stabilnie. Reszty wartości BZT₅ w odpływie oscylują wokół

poziomu docelowego procesu – rysunek 4a. Stabilny przebieg procesu wpływa na uzyskane efekty pracy oczyszczalni. W przypadku wartości BZT_5 uzyskano w badanym okresie wysokie efekty redukcji (poziom niezawodności wyniósł 93,3%). Uzyskane wyniki potwierdza również przebieg zmienności wartości BZT_5 w odpływie (rys. 1a), gdzie nie obserwuje się wyraźnie odbiegających wyników z okresu po wprowadzeniu oczyszczalni.

a)



b)



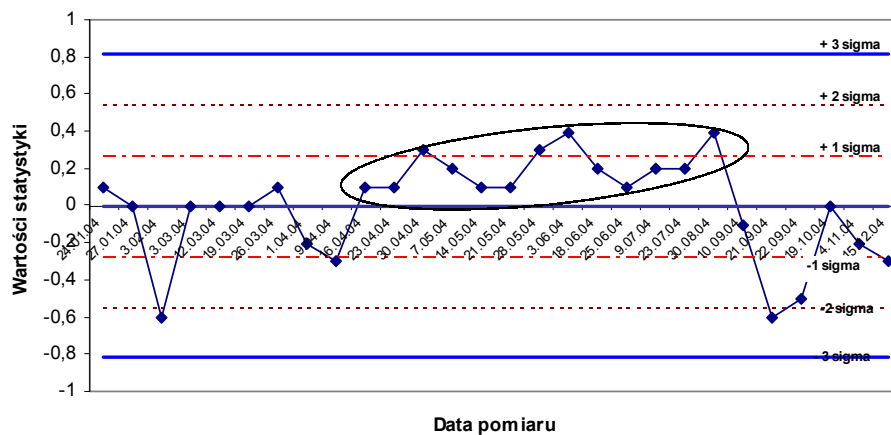
Rysunek 4. Karta kontrolna: a) x i b) CUSUM, dla reszt BZT_5 w ściekach oczyszczonych
Figure 4. Control chart: a) x and b) CUSUM, for the BOD_5 residuals in treated sewage

W przypadku karty CUSUM – rysunek 4b, widoczne są dwa okresy: wzrostu trendu procesu (od 1.04 do 21.05.04) i jego obniżenia (od 22.09 do 9.12.04). Tendencja wzrostowa karty CUSUM świadczy o możliwym wzroście poziomu zanieczyszczenia w odpływie, w odwrotnym przypadku mamy do czynienia z obniżaniem ich koncentracji. Stwierdzone w karcie CUSUM tendencje widoczne są na rysunku 1a, gdzie w pierwszym okresie (1.04–21.05.04) wartości BZT_5 utrzymują się na nieco wyższym poziomie niż w pozostałym okresie, lecz nie przekraczają dopuszczalnej wartości $25 \text{ mg} \cdot \text{dm}^{-3}$. W drugim okresie (22.09–9.12.04) rysuje się sytuacja odwrotna, w której wartości BZT_5 ulegają obniżeniu. Jest to spowodowane eksploatacją obiektu w okresie jesienno-zimowym, w którym, by utrzymać właściwy poziom nitrifikacji wydłuża się wiek osadu, w wyniku czego dochodzi do respiracji endogennej osadu i mineralizacji pozostałych substancji organicznych. Niewielki wzrost poziomu procesu pod koniec okresu badań (marzec–kwiecień 2005 r.) jest spowodowany zwiększonym dopływem do kanalizacji wód roztopowych, obciążonych znacznym ładunkiem zanieczyszczeń i w konsekwencji zmianie bilansu pożywek w reaktorze.

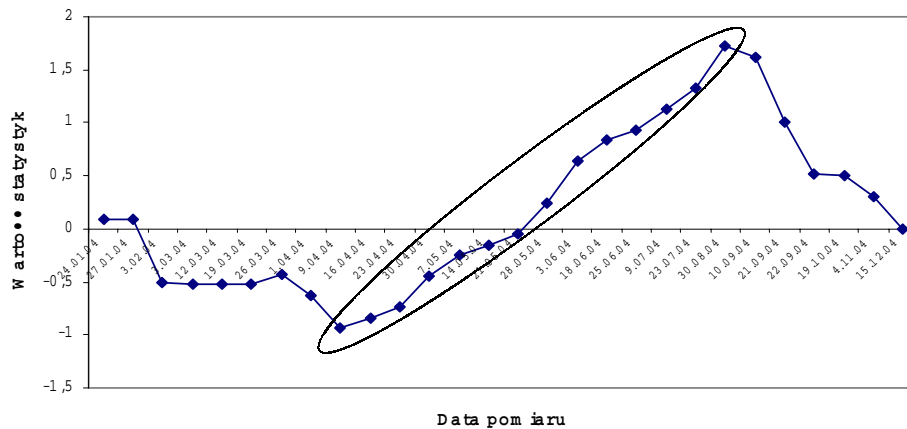
W przypadku fosforu ogólnego, mimo iż jego stężenia w odpływie są na stosunkowo niskim poziomie nie przekraczającym wartości dopuszczalnej – $2 \text{ mg} \cdot \text{dm}^{-3}$ (poziom niezawodności $> 99,9\%$), to na karcie kontrolnej x daje się zauważyć okres braku stabilizacji w procesie oczyszczania – rysunek 5a. Brak stabilizacji procesu w okresie od 16.04 do 30.08.04 r. jest wywołany stale utrzymującymi się podwyższonymi w stosunku do pozostałego okresu stężeniami w odpływie. Jest to widoczne zarówno na wykresie przebiegu stężeń fosforu ogólnego w odpływie (rys. 1d) jak i na karcie CUSUM (rys. 5b).

Okres braku stabilizacji objawia się wzrostem poziomu procesu (wzrost trendu w karcie CUSUM) i wywołany jest ograniczeniem dawkowania koagulantu PIX i utrzymywaniem tylko biologicznych procesów usuwania fosforu. Koagulant PIX dawkowany jest do ścieków tylko w przypadku występowania niekorzystnych warunków zewnętrznych (na przykład niska temperatura) lub innych czynników (szczytowe obciążenia ładunkiem zanieczyszczeń) mogących prowadzić do załamania procesu biologicznego.

a)



b)



Rysunek 5. Karta kontrolna: a) x oraz
b) CUSUM reszt fosforu ogólnego w odpływie
Figure 5. Control chart: a) x and
b) CUSUM of the total phosphorus residuals in outflow

W przypadku związków azotu również występuje okresowy brak stabilizacji procesu. Na karcie kontrolnej x i CUSUM reszt azotu amonowego okres nieustabilizowanej pracy oczyszczalni występuje od 3.06 do 23.07.04 i związany jest z obniżeniem poziomu procesu. W tym przypadku nie jest to niekorzystne zjawisko, gdyż obniżenie to występuje w okresie, kiedy w odpływie stężenia amonowej formy azotu są bliskie $0 \text{ mg}\cdot\text{dm}^{-3}$, co świadczy o całkowitej jego nityfikacji. W tym okresie występują korzystne warunki termiczne do jego zajścia, gdyż temperatura utrzymywała się na poziomie $20\text{--}25^\circ\text{C}$. Natomiast w przypadku azotu ogólnego brak stabilizacji występuje tylko 12.03.04, kiedy wartość reszty przekracza górną granicę kontrolną $+3\sigma$. W tym dniu widoczny jest wyraźny skok stężenia w odpływie do wartości $40 \text{ mg}\cdot\text{dm}^{-3}$. W pozostałym okresie proces jest ustabilizowany, mimo iż wielokrotnie jest przekroczona wartość dopuszczalna równa $15 \text{ mg}\cdot\text{dm}^{-3}$. Ta sytuacja jest spowodowana uwzględnieniem w analizie reszt azotu ogólnego dodatniej autokorelacji, co powoduje przyjęcie „szerszych” granic kontrolnych i niegenerowania punktów poza kontrolą.

WNIOSKI

Na podstawie przeprowadzonej analizy można stwierdzić, że:

1. Przedstawione w pracy techniki statystycznej kontroli jakości, bazujące na kartach kontrolnych, wykazują swą przydatność w ocenie eksploatacyjnej oczyszczalni ścieków i stanowią dobre narzędzie dla operatora odnośnie do procesu technologicznego realizowanego na danym obiekcie.

2. W przypadku braku wystarczającej liczby pomiarów ocena pracy oczyszczalni pod kątem niezawodności może być ustalona z wystarczającą dokładnością przy aproksymacji wartości współczynnika niezawodności WN rozkładem normalnym.

3. Przed przystąpieniem do analizy poziomu procesu z wykorzystaniem kart kontrolnych konieczne jest zbadanie normalności rozkładu wyników pomiarów danego wskaźnika i ich niezależności.

4. W przypadku wykrycia, iż kolejne wyrazy ciągów pomiarowych są zależne między sobą, przydatnym wydaje się być wygenerowanie nowego szeregu czasowego z wykorzystaniem modelu ARIMA pozwalającego spełnić warunek niezależności obserwacji.

5. Przeprowadzona analiza wykazała, iż badana oczyszczalnia pracuje prawidłowo w przypadku redukcji BZT_5 i fosforu ogólnego.

Wyznaczony dla tych wskaźników poziom niezawodności wyniósł odpowiednio 93,3% i powyżej 99,9% według rozkładu empirycznego i powyżej 99,9% w przypadku normalnego. Efektywność pracy analizowanej oczyszczalni jest niewielka w przypadku redukcji azotu ogólnego, gdyż wyliczony poziom niezawodności wyniósł 46,4% według rozkładu empirycznego i 37,4% w przypadku normalnego. Ta niska sprawność pracy wynika z charakteru ścieków powstających na terenach wiejskich, które charakteryzuje znaczna nierównomierność dopływu i składu chemicznego.

6. Badana oczyszczalnia pracuje stabilnie w przypadku redukcji substancji organicznych wyrażanych jako BZT₅. W przypadku fosforu ogólnego i azotu amonowego brak stabilizacji występuje w okresach wiosenno-letnich. Nie wpływa on jednak na pogorszenie efektów oczyszczania a świadczy tylko o pewnych tendencjach wzrostowych lub zniżkowych odnośnie do stężeń wymienionych wskaźników zanieczyszczeń. W przypadku azotu ogólnego tylko raz stwierdzono niestabilność procesu, gdzie obserwuje się gwałtowny skok stężenia na odpływie wywołany prawdopodobnie dodatkowym dopływem do kanalizacji spływów roztopowych, zakłócających proces nityfikacji i denityfikacji.

BIBLIOGRAFIA

- Aczel A. D. *Statystyka w zarządzaniu*. Wydawnictwo Naukowe PWN. Warszawa 2000.
- Andraka D. *Prognozowanie niezawodności oczyszczalni ścieków na przykładzie miejskiej oczyszczalni w Grajewie*. Mat. IX Ogólnopolskiej Konferencji Naukowo-Technicznej z cyklu „Problemy gospodarki wodno-ściekowej w regionach rolniczo-przemysłowych”, Rajgród 16–24 czerwca 1997, s. 366–373.
- Andraka D. *Wykorzystanie statystycznej kontroli jakości do oceny pracy oczyszczalni ścieków*. [W:] *Problemy gospodarki wodno-ściekowej w rejonach rolniczo-przemysłowych*. Monografie Komitetu Inżynierii Środowiska PAN, 2005, vol. 30, Białowieża, s. 565–580.
- Bień J. *Krajowy program oczyszczania ścieków komunalnych – planem rozwoju gospodarki ściekowej w Polsce*. Mat. Ogólnopolskiej Konferencji Naukowo-Technicznej „Kanalizacja wsi – stan obecny, perspektywy rozwoju”. Poznań – Puszczykowo, s. 18–20 luty 2004.
- Box G.E.P., Jenkins G.M. *Analiza szeregów czasowych. Prognozowanie i sterowanie*. PWN, Warszawa 1983.
- Kaczmarek Z. *Metody statystyczne w hydrologii i meteorologii*. Wydawnictwo Komunikacji i Łączności. Warszawa 1970.
- Krzanowski S., Wałęga A. *Ocena niezawodności działania mechaniczno-biologicznej oczyszczalni ścieków dla miasta Dąbrowa Tarnowska*. Zesz. Nauk. ATH, Seria Inżynieria Włókiennicza i Ochrona Środowiska, 2004, 14 (5), s. 97–104.

Projekt oczyszczalni ścieków w Rokicinach Podhalańskich 2002.

Rak J., Wiczysty A. *Funkcjonowanie systemu oczyszczalni ścieków-odbiornik ścieków w świetle teorii niezawodności*. Mat. IX Ogólnopolskiej Konferencji Naukowo-Technicznej z cyklu „Problemy gospodarki wodno-ściekowej w regionach rolniczo-przemysłowych”, Rajgród, 16–24 czerwca 1997.

Rozporządzenie Ministra Środowiska z dnia 8 lipca 2004 r. w sprawie warunków, jakie należy spełnić przy wprowadzaniu ścieków do wód lub do ziemi oraz w sprawie substancji szczególnie szkodliwych dla środowiska wodnego (Dz.U. nr 168, poz. 1763)

Ryan T. P. *Statistical methods for quality improvement*. John Wiley and Sons, New York 1989.

Stelmach K., Malicki J. *Ograniczenia w stosowaniu klasycznego bioreaktora Bardenpho w modernizowanych oczyszczalniach ścieków*. Mat. IX Ogólnopolskiej Konferencji Naukowo-Technicznej z cyklu „Problemy gospodarki wodno-ściekowej w regionach rolniczo-przemysłowych”, Rajgród, Rajgród, 16–24 czerwca 1997.

Zieliński R. *Tablice statystyczne*. Wydawnictwo PWN. Warszawa 1972.

Prof. dr Stanisław Krzanowski,
dr inż. Andrzej Wałęga

Zakład Gospodarki Wodnej i Ochrony Wód AR
al. Mickiewicza 24/28, 30-059 Kraków

Recenzent: *Prof. dr hab. Stanisław Węglarczyk*

Stanisław Krzanowski, Andrzej Wałęga

UTILIZATION OF THE RELIABILITY THEORY AND STATISTICAL QUALITY CONTROL TO ASSESS THE OPERATION OF RURAL SEWAGE TREATMENT PLANTS

SUMMARY

Two methods of assessment of the effectiveness of sewage treatment plant operation were presented in the paper: first one – with the use of the reliability theory, and second one, with the use of the statistical quality control process by means of control charts. The analysis was carried out in a sewage treatment plant located in the village of Rokiciny Podhalańskie. The sewage treatment plant works in the A₂/O system. The evaluation of effectiveness of the sewage treatment was made for the following pollutants: BOD, ammonia nitrogen, total nitrogen and total phosphorus.

The analysis showed the proper work of the sewage treatment plant for BOD and total phosphorus. The calculated reliability level were 93,3% and more than 99,9%. For total nitrogen the reliability level was lower: more than 46% for empirical distribution and more than 37% for normal distribution. This was caused by the character of inflow sewage. The analysis of control chart showed the stable work in reducting organic pollutants, and in spring and summer period unstable work for ammonia nitrogen and total phosphorus. Only once a disturb of process effectiveness of total nitrogen changes caused probably by inflow of storm water to the sewage system was observed.

Key words: sewage, reliability, autocorrelation, control card