

# Analiza zmian wybranych wskaźników jakości wody w systemie wodociągowym

## Analysis of the changes in water quality parameters in a municipal water supply system

Agnieszka Dobrowolska, Beata Kowalska<sup>\*)</sup>

**Słowa kluczowe:** *jakość wody, system wodociągowy, modele predykcji*

### Streszczenie

Analiza zmian wskaźników jakości wody umożliwia ocenę zagrożenia wystąpienia pogorszenia się jej jakości u odbiorców, pozwala na podjęcie działań naprawczych w sytuacji przekroczenia dopuszczalnych wartości tych wskaźników, a także umożliwia opracowanie modeli prognostycznych służących przewidywaniu zmian wybranych wskaźników jakości, na podstawie zgromadzonych w dłuższym okresie danych pomiarowych. W pracy przeprowadzono analizę zmian wybranych wskaźników jakości wody w istniejącym systemie dystrybucji wody w wybranych punktach oraz określano związki między nimi. Okres badań trwał 8 miesięcy, próbki pobierane były 4 razy w miesiącu. Określono korelacje między wszystkimi parami wskaźników jakości wody, przedstawiono modele predykcji dla przyjętych założeń. Obliczenia wykonano wykorzystując program STATISTICA 13.1 firmy SoftStart Polska.

**Keywords:** *water quality, water supply system, prediction model*

### Summary

The analysis of changes in water quality parameters enables to assess the risk related to deterioration of the quality of water supplied to consumers. It also allows taking corrective actions in the case of exceeding the permissible values of these parameters and developing prognostic models to predict changes of selected quality parameters, based on the measurement data collected over a longer period of time. This paper presents an analysis of changes in water quality parameters in the existing water distribution system at the selected points and the relationships between these parameters. The research period lasted 8 months, whereas the samples were collected four times a month. The correlations between all pairs of water quality parameters were determined, and prediction models for the adopted assumptions were presented. The calculations were performed using the STATISTICA 13.1 software by SoftStart Polska.

## 1. Wstęp

Woda przeznaczona do spożycia przez ludzi powinna spełniać określone wymagania jakościowe w całym systemie dystrybucji, co nie jest zadaniem łatwym ze względu na szereg czynników wpływających na zmianę jej składu podczas transportu do konsumentów [2]. Narzędziem wykorzystywanym do kontrolowania jakości wody w systemie wodociągowym jest jej monitoring od ujęcia poprzez stację uzdatniania i sieć wodociągową aż do odbiorcy. Analiza zmian wskaźników jakości wody, uzyskiwanych z monitoringu, daje możliwość określenia wielkości ryzyka pogorszenia się jakości wody u odbiorców, wskazuje konieczność podjęcia działań naprawczych w sytuacji przekroczenia dopuszczalnych wartości wskaźników [27], a także umożliwia opracowanie modeli prognostycznych, służących przewidywaniu zmian wybranych wskaźników jakości, na podstawie zgromadzonych w dłuższym okresie danych pomiarowych.

Woda dostarczana do sieci wodociągowej charakteryzuje się określonym składem, który w miarę przepływu przez system dystrybucji ulega zmianom, we wzajemnie ze sobą powiązanych procesach biologicznych, fizycznych i chemicznych, w różnych cyklach

czasowych. Istotna jest zatem nie tylko analiza zmian poszczególnych wskaźników jakości, ale także poszukiwanie ich wzajemnych powiązań i stopnia korelacji. Istnieje wiele badań określających wpływ różnych czynników na pogorszenie jakości wody, Przykładowo Hu i in. [10] zaobserwowali, że wraz ze wzrostem zawartości chlorków lub siarczanów w przesyłanej wodzie, rośnie uwalnianie żelaza ze ścianek przewodów, a jego hamowanie następuje podczas zwiększania się twardości wody. Rushing i in. [22] zauważyli dodatnią korelację między ilością krzemionki a wzrostem korozji żeliwa. Z kolei Ginige i in. [5] powiązali wzrost biofilmu wewnątrz przewodów ze wzrostem manganu (Mn) oraz żelaza (Fe). Intensywność wzrostu mikroorganizmów została także skorelowana z porą roku. Wu i in. [26] oraz Habuda–Stanić i in. [7] wykazali istotną zależność pomiędzy liczbą mikroorganizmów a mętnością. Nouri i in. [20] uzyskali korelację pomiędzy mętnością a chlorem wolnym, nie zauważono natomiast związku z pH.

Znajomość wartości wskaźników jakości wody zmieniających się w czasie, uzyskanych z monitoringu, może być pomocna do opracowania matematycznych modeli predykcji jakości wody. Wśród stosowanych w wodociągach metod prognostycznych znalazły się między innymi metoda autoregresji zintegrowanej,

<sup>\*)</sup> Agnieszka Dobrowolska, mgr inż. – Politechnika Lubelska, Wydział Inżynierii Środowiska, Katedra Zaopatrzenia w Wodę i Usuwania Ścieków, Nadbystrzycka 40B, 20-618 Lublin, a.dobrowolska2208@gmail.com

Beata Kowalska, prof. dr hab. inż. (ORCID 0000-0003-2489-1904) – Politechnika Lubelska, Wydział Inżynierii Środowiska, Katedra Zaopatrzenia w Wodę i Usuwania Ścieków, Nadbystrzycka 40B, 20-618 Lublin, b.kowalska@pollub.pl

szucznych sieci neutronowych, wieloimiennej regresji adaptacyjnej z funkcją sklejaną, uogólnionych modeli addytywnych, wektorów nośnych, czy regresji wielorakiej. Model autoregresji zintegrowanej znany jest pod nazwą ARIMA, ponieważ składa się na niego proces autoregresyjny AR, stopień integracji I oraz proces średniej ruchomej MA. Metoda ta została wykorzystana w badaniach jakości wody m.in. przez Lee i in. [15], Narany i in. [18], Katimon i in. [12]. Inne badania nad zależnościami pomiędzy czynnikami wpływającymi na jakość wody prowadzone były przez Aguilera i in. [1], Gazzaz i in. [4], którzy wykorzystali sztuczne sieci neuronowe (SSN). W podobnych badaniach Nieto i in. [19], czy Heddam i in. [9] zastosowali metodę wieloimiennej regresji adaptacyjnej z użyciem funkcji sklepanej MARS (ang. *Multivariate Adaptive Regression Splines*), natomiast Lane i in. [14], Hwang i in. [11] Pôças i in. [21], zastosowali uogólnione modele addytywne GAM (ang. *Generalized Additive Models*) stanowiące połączenie modeli addytywnych oraz uogólnionych modeli liniowych. W swoich badaniach nad jakością wody Mohammadpour i in. [17], Haghiabi i in. [8] wykorzystali metodę wektorów nośnych SVM (ang. *Support Vector Machine*). Inną metodą jest metoda regresji wielorakiej, czyli regresji, w której występuje więcej niż jedna zmienna objaśniająca, i która służy do przewidywania wartości jednej zmiennej (prognozy) na podstawie znanych wartości zmiennych niezależnych. Predykcja metodą regresji wielorakiej znajduje szerokie zastosowanie w badaniach nad jakością wody szczególnie w zbiornikach wodnych, ujęciach wody czy stacjach jej uzdatniania. Carle i in. [3] badali zależność pomiędzy parametrami jakości wody powierzchniowej, a wskaźnikami urbanizacji i wykazali, że wskaźnik koncentracji aglomeracji skorelowany jest z całkowitym fosforem, azotem Kiejdahla, całkowitą zawartością substancji stałych, a także ilością bakterii kałowych. W prognozach jakości wody wykorzystuje się modele regresji wielorakiej do przewidywania produktów ubocznych dezynfekcji, np. zależność całkowitej ilości trihalometanów (THM) od takich par predyktorów jak rozpuszczony węgiel organiczny (DOC) i sorpcja właściwa w UV (SUVA), DOC i całkowity węgiel organiczny (TOC), TOC i SUVA oraz TOC i absorpcji można znaleźć w pracy Mishra i in. [16]. Toroz i Uyak [25] badali zależność THM od TOC, temperatury oraz dawki chloru. Sung i in. [24] natomiast opracowali model zależności THM od temperatury, pH, dawki chloru oraz czasu reakcji jako istotnych parametrów. Golfopoulos i Arhonditis [6] przeprowadzili badania zależności całkowitej ilości THM, chloroformu (CFM) oraz bromodichlorometanu (BDCM) od parametrów wody surowej. Kłós wraz z Gumińską [13] opracowali modele predykcji ogólnego węgla organicznego (TOC) z ujęcia wody oraz po procesie koagulacji i sedimentacji.

Celem niniejszej pracy było przeprowadzenie analizy zmian wybranych wskaźników jakości wody oraz określenie związków między nimi w systemie dystrybucji wody, w wybranych punktach jednej strefy miejskiego systemu wodociągowego. Okres badań trwał 8 miesięcy, próbki pobierane były 4 razy w miesiącu. Określono korelacje między wszystkimi parami wskaźników jakości wody, przedstawiono modele predykcji dla przyjętych założeń. Obliczenia wykonano wykorzystując program STATISTICA 13.1 firmy Soft-Start Polska.

## 2. Obiekt badań. Metodyka pomiarów

Sieć miejska, w której do analiz wybrano jedną strefę, pracuje w układzie pierścieniowo – rozdzielczym ze strefowaniem. Na terenie miasta działa 10 ujęć wody, które łącznie eksploatują 65 studni. Ujmowana jest wyłącznie woda podziemna, charakteryzująca się dużą zawartością wodorowęglanów (ok. 100 mg/l), a także małą utleniałością. Wodę określa się jako średnio lub bardzo twardą, zależnie od ujęcia. Rury transportujące wodę do odbiorców wykonane są z żeliwa, stali, polichlorku winylu, polietylenu, a także azbesto-

cementu. Badany fragment sieci rozpoczyna się od pompowni zasilającej (PZ), w której zainstalowano cztery zespoły pompowe II stopnia. Do wspomaganie dezynfekcji wody chlorem wykorzystuje się promieniowanie ultrafioletowe, dzięki zamontowanemu na przewodach lampach UV. PZ badanej strefy dostarcza wodę dodatkowo do pięciu dzielnic. Sieć wykonana jest głównie z przewodów żeliwnych, wzdłuż dwóch ulic znajdują się rury PVC, a z polietylenu wykonano przejście pod rzeką. Na obszarze należącym do analizowanej strefy występuje 3 797 obiektów mieszkalnych wielorodzinnych, 3 145 mieszkalnych jednorodzinnych, 606 obiektów usługowych takich jak szkoły, kościoły, pasaż handlowe itp. i 118 pozostałych.

## Metodyka wykonywania analiz

Badania próbek wody, pobranych z wyznaczonych punktów na sieci wodociągowej, zostały przeprowadzone w laboratorium analiz środowiskowych Politechniki Lubelskiej. Dla każdej próbki wykonano po 17 pomiarów wybranych wskaźników jakości. Podczas poboru próbek badano temperaturę wody za pomocą termometru alkoholowego. Stężenie węgla całkowitego, nieorganicznego i całkowitego organicznego zmierzono wykorzystując analizator węgla ogólnego Shimadzu TOC-5050. Mętność badanej wody analizowano wykorzystując mętnościomierz Eutech Instruments CyberScan TN 100. Poziom chloru wolnego, całkowitego oraz żelaza określano za pomocą fotometru PC Multi Direct firmy AstralPool. Przewodnictwo elektryczne, pH i temperaturę mierzono za pomocą pH/konduktometru. W przypadku pH oraz temperatury prowadzono pomiar równolegle, używając przeznaczonych do tego celu czujników. Stężenie siarczanów i manganu mierzono za pomocą spektrofotometru DR/2000 firmy HACH.

Oznaczenie wolnego ditlenku węgla wykonano na podstawie normy PN-74/C-04547/01, tlen oznaczano metodą Winklera, zgodnie z normą PN – EN 25831:1997, twardość ogólną – metodą wersenianową, zgodnie z normą PN – ISO 6058:1999. Utleniałość wyznaczono wg normy PN-EN ISO 8467:2001, wapń oznaczono metodą miareczkowo-kolorymetryczną (PN – ISO 6058:1999), chlorki oznaczano metodą Mohra, zgodnie z normą PN-ISO 9297:1994. Zasadowość wg PN-EN ISO 9963 – 1:2001. Indeks Langeliera wyliczono na podstawie normy PN-C-04609:1972, agresywny dwutlenek węgla – na podstawie normy PN-74/C-04547/03, natomiast pozostałość suchej masy wg PN-C-04541:1978.

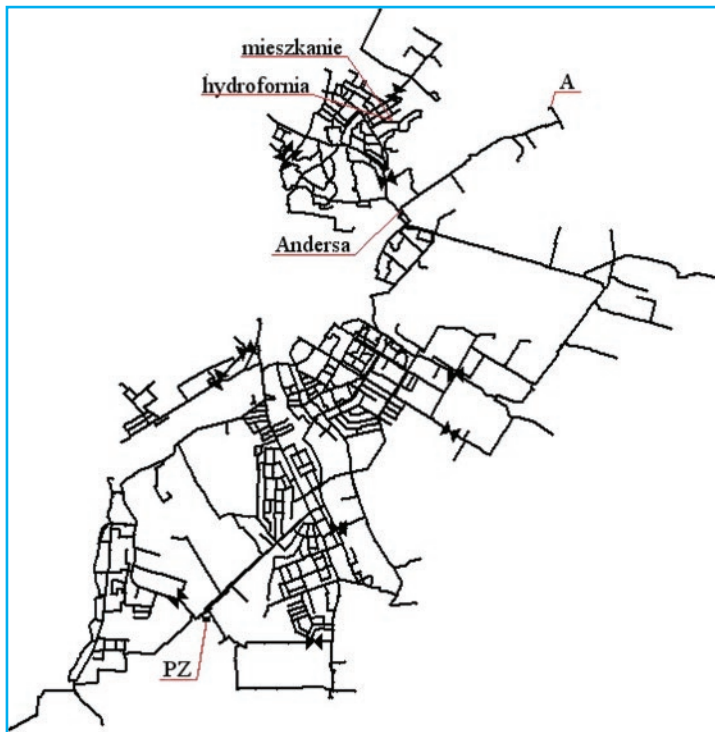
## Harmonogram poboru próbek do badań

W badanym fragmencie sieci wybrano 5 punktów pomiarowych (rys. 1): punkt „PZ”, znajdujących się na wyjściu z budynku stacji wodociągowej zasilającej strefę, punkt „Andersa” – w komorze przy skrzyżowaniu ulic, punkt „A” – w komorze opodal miejskiej oczyszczalni ścieków, punkt „hydrofornia” oraz – punkt „mieszkanie”, znajdujący się pod tym samym adresem, gdzie pobór odbywał się z zaworu czerpalnego na drugim piętrze. Próbkę pobierane były przez 8 miesięcy od sierpnia do marca, o tej samej godzinie, przez 4 dni w miesiącu (poniedziałki, piątki).

Pobór próbek odbywał się zgodnie z normą (PN-EN ISO 5667-1:2008). Po otwarciu kurków poboru wody spuszczano przez kilka minut wodę, po czym zmniejszano strumień celem uzyskania jak najmniejszych turbulencji i napełniano czystą butelkę typu PET aż do przelania, po czym natychmiast zakręcano ją korkiem. Tak pobrane próbki transportowane były do laboratorium, gdzie od razu poddawano je analizom.

## 3. Wyniki i analiza

Uzyskane wyniki badań wykazały różną zmienność wartości wskaźników w poszczególnych punktach. Największym zmianom ulegało przewodnictwo elektryczne, stężenie wapnia, sucha pozo-



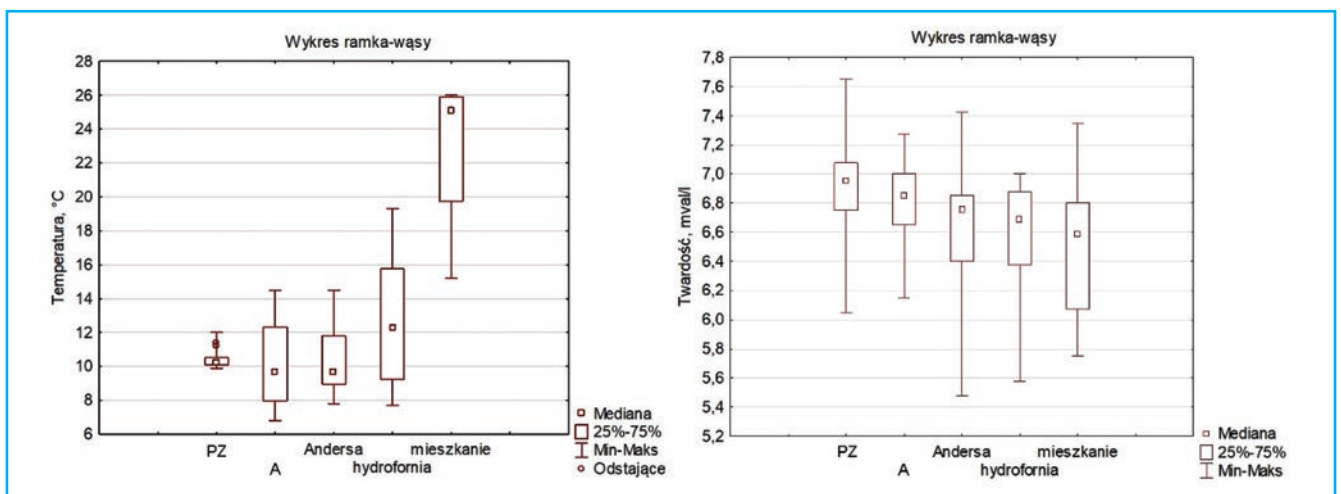
Rys. 1. Lokalizacja punktów pomiarowych  
 Fig. 1. Location of sampling points

stałość, węgiel całkowity i nieorganiczny, oraz wolny i agresywny CO<sub>2</sub>. Najmniej zmieniło się natomiast stężenie chloru wolnego i całkowitego, manganu, a także żelaza w całym okresie badań. Natomiast wraz ze zwiększającą się odległością od PZ widoczny był spadek wartości stężenia chloru całkowitego i wolnego, nieznacznie siarczanów oraz twardości. Przykładowo na rys. 2 można zauważyć, że w PZ występują najmniejsze wahania temperatury wody, co jest typowe dla poboru wód podziemnych, zdecydowanie większe w komorach sieciowych, a największe w hydroforni, gdzie duży wpływ mają temperatury otoczenia oraz w mieszkaniu. Zmiany twardości kształtują się na podobnym poziomie we wszystkich punktach, ale wraz z odległością od PZ można zaobserwować niewielki spadek tego wskaźnika. Być może jest to spowodowane wytrącaniem się kamienia w przewodach wodociągowych.

Analizę wzajemnych zależności pomiędzy poszczególnymi wskaźnikami jakości wody oraz budowę modeli predykcji wyko-

nano za pomocą programu STATISTICA 13.1 firmy SoftStart Polska. W celu wyboru testu korelacji zaczęto od badania normalności rozkładu zmiennych, za pomocą testu W Shapiro-Wilka. Dla zmiennych o rozkładzie zbliżonym do normalnego ( $R^2 > 0,9$ ) analizę korelacji można przeprowadzić miarami korelacji parametrycznej, np. klasyczną korelacją Pearsona. W celu sprawdzenia korelacji między poszczególnymi zmiennymi należy utworzyć macierz, zawierającą współczynniki korelacji R Pearsona dla wszystkich kombinacji par zmiennych. W przypadku zmiennych o różnych rozkładach, wykorzystywane są testy nieparametryczne. W tym celu wykorzystuje się korelację rang Spearmana. W analizowanym przypadku najczęściej rozkładów normalnych wystąpiło dla wskaźników określonych w PZ. Były to: chlor wolny, węgiel nieorganiczny, mangan, węgiel całkowity, ogólny węgiel organiczny, utlenialność, wapń oraz żelazo. Najmniej rozkładów normalnych otrzymano dla takich zmiennych jak chlor całkowity, przewodnictwo elektryczne, węgiel całkowity i twardość ogólna. Niemniej jednak w żadnym punkcie nie udało się otrzymać samych rozkładów normalnych dla poszczególnych wskaźników, dlatego do dalszych analiz wykorzystano test nieparametryczny rang Spearmana. Przyjęto klasyfikację J. Guilford'a, zgodnie z którą silna korelacja występuje dla współczynnika korelacji większego lub równego 0,50. We wszystkich punktach otrzymano liczne pary skorelowanych ze sobą parametrów, jednak najczęściej korelacji wystąpiło z temperaturą, pH oraz wapniem, najmniej natomiast z siarczanami (jedynie z suchą pozostałością dla PZ) i twardością. Porównując ilość skorelowanych par dla poszczególnych punktów, najczęściej wystąpiło w punkcie A, bo aż 76, a najmniej 28 – dla mieszkania, z 221 wszystkich zbadanych przypadków. Zaobserwowano, że kilka z tych par powtarza się we wszystkich analizowanych punktach, a są to: agresywny dwutlenek węgla i węgiel całkowity, chlorki i zasadowość, nieorganiczny węgiel i zasadowość, nieorganiczny węgiel i węgiel całkowity, pH i wapń, pH i temperatura, temperatura i przewodnictwo elektryczne, węgiel całkowity i zasadowość oraz temperatura i wapń. Wartości współczynników korelacji tych par dla poszczególnych analizowanych punktów przedstawiono w tab. 1.

Na podstawie otrzymanych danych pomiarowych opracowano matematyczne modele predykcji dla wybranych wskaźników jakości wody, wykorzystując do tego celu metodę regresji wielorakiej. Metoda ta ma na celu ilościowe ujęcie związków pomiędzy wieloma zmiennymi niezależnymi (objaśniającymi) a zmienną zależną (kryterialną, objaśnianą). Tworzenie modelu matematycznego



Rys. 2. Wykres zmian temperatury wody oraz twardości w punktach pomiarowych  
 Fig. 2. Changes of water temperature and hardness at sampling points

poprzedzone jest wyborem parametru określanego (prognozy), który zostaje zmienną zależną oraz parametrów określających, czyli zmiennych niezależnych. Należy także pamiętać o przeprowadzeniu analizy wpływów poszczególnych zmiennych niezależnych na prognozę, wprowadzając do modelu tylko te zmienne niezależne, które istotnie przewidują zmienną zależną. Współczynnik korelacji R wyraża liniową zależność między zmiennymi, natomiast jego kwadrat, czyli współczynnik determinacji  $R^2$  określa jaką część danych jest wytłumaczona przez model – im większy tym prosta regresji jest lepiej dopasowana do danych. W przypadku wielu zmiennych niezależnych, należy wprowadzić skorygowany współczynnik  $R^2_{skor}$  w którym wartość  $R^2$  została zmodyfikowana ze względu na liczbę zmiennych (predyktorów), jakie są uwzględnione w modelu regresji. Relację pomiędzy wieloma zmiennymi niezależnymi, a wielkością prognozowaną określa równanie [23]:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_k X_k + \zeta \quad (1)$$

gdzie:  $Y$  – zmienna zależna (prognoza);  $\alpha$  – współczynnik regresji cząstkowej;  $X$  – zmienna niezależna (objaśniająca);  $\zeta$  – składnik losowy (błąd).

Poniżej przedstawiono przykład metodyki tworzenia modelu predykcji, w którym jako zmienną niezależną przyjęto stężeniem manganu (Mn). Podstawowym założeniem regresji wielorakiej jest brak wzajemnej korelacji liniowej zmiennych niezależnych, dlatego też spośród skorelowanych par pominięto część parametrów celem utworzenia modelu.

$$\text{Mn} = -0,192 + 0,765 \text{ pH} + 0,194 \text{ PE} - 0,61 \text{ T} + 0,298 \text{ Fe} + 0,641 \text{ TOC} + 0,411 \text{ Cl}^- + 0,044 \text{ SO}_4^{2-} + 0,277 \text{ Cl}^{\text{wolny}} \quad (2)$$

gdzie: Mn – stężenie manganu, mg/l; PE – przewodnictwo elektryczne,  $\mu\text{S}/\text{cm}$ ; T – twardość, mval/l; Fe – stężenie żelaza, mg/l; TOC – stężenie ogólnego węgla organicznego, ppm;  $\text{Cl}^-$  – stężenie chlorków, mg/l;  $\text{SO}_4^{2-}$  – stężenie siarczanów, mg/l;  $\text{Cl}^{\text{wolny}}$  – stężenie chloru wolnego, mg/l.

Dla powyższych parametrów otrzymano współczynnik regresji wielorakiej  $R = 0,809$  oraz skorygowany współczynnik determinacji  $R^2_{skor} = 0,348$ . Błąd standardowy (odchylenie) estymacji wyniósł 0,013. Okazało się, że część zmiennych jest nieistotna statystycznie, więc usunięto je z równania, otrzymując następujące równanie:

$$\text{Mn} = -0,042 + 0,652 \text{ pH} - 0,66 \text{ T} + 0,707 \text{ TOC} + 0,368 \text{ Cl}^- \quad (3)$$

Tabela 2. Zestawienie otrzymanych modeli przed usunięciem nieistotnych zmiennych

Table 2. Mathematical models obtained before removing irrelevant variables

Punkt	Model	R	$R^2_{skor}$	Błąd standard. estymacji
PZ	$\text{Mn} = -0,192 + 0,765 \text{ pH} + 0,194 \text{ PE} - 0,61 \text{ T} + 0,298 \text{ Fe} + 0,641 \text{ TOC} + 0,411 \text{ Cl}^- + 0,044 \text{ SO}_4^{2-} + 0,277 \text{ Cl}^{\text{wolny}}$	0,809	0,348	0,013
Andersa	$\text{Mn} = -0,513 - 0,52 \text{ Fe} + 0,342 \text{ SO}_4^{2-} + 0,08 \text{ SM} + 0,965 \text{ Cl}^{\text{total}} + 1,01 \text{ Z} - 0,09 \text{ T} + 0,279 \text{ U} + 0,046 \text{ CO}_2^{\text{wolny}}$	0,768	0,316	0,013
A	$\text{Mn} = -2,517 - 0,07 \text{ M} - 0,26 \text{ Fe} - 0,1 \text{ SO}_4^{2-} + 0,199 \text{ TOC} - 0,21 \text{ Cl}^{\text{total}} + 9,81 \text{ Z} - 0,04 \text{ T} - 0,25 \text{ Cl}^- - 9,4 \text{ CO}_2^{\text{wolny}} + 88,93 \text{ CO}_2^{\text{agr}}$	0,955	0,787	0,007
hydrofornia	$\text{Mn} = -1,082 + 0,404 \text{ M} - 0,9 \text{ TOC} + 0,639 \text{ T} + 0,49 \text{ U} - 0,36 \text{ CO}_2^{\text{wolny}} - 0,38 \text{ SO}_4^{2-} + 0,673 \text{ PE} + 0,387 \text{ Cl}^{\text{total}} + 0,23 \text{ IC}$	0,966	0,857	0,015
mieszkanie	$\text{Mn} = 0,118 - 0,59 \text{ SO}_4^{2-} - 0,14 \text{ PE} + 0,21 \text{ IC} - 0,49 \text{ TOC} + 0,29 \text{ Cl}^{\text{total}} + 0,377 \text{ T} + 0,263 \text{ Cl}^- - 0,27 \text{ U} - 0,28 \text{ O}_2$	0,775	0,150	0,022

M – mętność, NTU; Fe – stężenie żelaza, mg/l;  $\text{SO}_4^{2-}$  – stężenie siarczanów, mg/l; TOC – stężenie ogólnego węgla organicznego, ppm;  $\text{Cl}^{\text{total}}$  – stężenie chloru całkowitego, mg/l; Z – zasadowość, mval/l; T – twardość, mval/l;  $\text{Cl}^-$  – stężenie chlorków, mg/l;  $\text{CO}_2^{\text{wolny}}$  – stężenie dwutlenku węgla wolnego, mg/l;  $\text{CO}_2^{\text{agr}}$  – stężenie agresywnego dwutlenku węgla, mg/l; SM – pozostałość suchej masy, mg/l; U – utlenialność, mg/l; PE – przewodnictwo elektryczne,  $\mu\text{S}/\text{cm}$ ; IC – stężenie węgla nieorganicznego, ppm;  $\text{O}_2$  – stężenie tlenu, mg/l.

Tabela 1. Współczynniki korelacji par parametrów skorelowanych we wszystkich badanych punktach

Table 1. Correlation coefficients of pairs of parameters correlated at all examined points

	PZ	Andersa	A	hydrofornia	mieszkanie
agresywny $\text{CO}_2 \times \text{TC}$	0,537	0,682	0,702	0,786	0,556
chlorki $\times$ zasadowość	0,691	0,799	0,757	0,711	0,535
IC $\times$ zasadowość	-0,890	-0,877	-0,693	-0,790	-0,720
IC $\times$ TC	0,894	0,868	0,817	0,866	0,945
pH $\times$ wapń	-0,747	-0,776	-0,762	-0,697	-0,615
pH $\times$ temperatura	-0,534	-0,818	-0,861	-0,861	-
temperatura $\times$ PE	0,527	0,763	0,790	0,830	-
TC $\times$ zasadowość	-0,882	-0,814	-0,872	-0,794	-0,746
temperatura $\times$ wapń	0,763	0,853	0,828	0,818	-

Dla modelu zawierającego jedynie istotne zmienne współczynnik R wyniósł 0,764, co oznaczało korelację bardzo wysoką, a  $R^2_{skor}$  0,457, z błędem standardowym estymacji 0,012.

Porównując otrzymane modele przed usunięciem nieistotnych zmiennych, dla poszczególnych punktów, widoczne jest, że najczęściej skorelowanych parametrów występuje w punkcie A, bo aż dziesięć, najmniej natomiast, po osiem, w pompowni PZ oraz w komorze przy ul. Andersa. Największy skorygowany współczynnik determinacji ( $R^2_{skor}$ ) jak i regresji wielorakiej (R) uzyskano dla hydroforni (kolejno 0,857 i 0,966). Po usunięciu parametrów nieistotnych, dla trzech punktów (A, Andersa i hydrofornia) otrzymano pięć parametrów skorelowanych wielorako z mętnością, w mieszkaniu natomiast było ich najmniej, bo jedynie trzy. W tab. 2 przedstawiono zestawienie otrzymanych modeli predykcji przed usunięciem nieistotnych zmiennych, natomiast w tab. 3 – po usunięciu zmiennych nieistotnych.

#### 4. Wnioski

Na podstawie przeprowadzonych analiz zaobserwowano, że transportowana woda jest względnie stabilna chemicznie, jednak z tendencją do wytrącania węgla wapnia. W wodzie pochodzącej z pompowni, punktu A oraz z instalacji w budynku sporadycznie zwiększa się jej agresywność. Najbardziej zmiennymi wskaźnikami w poszczególnych punktach pomiarowych było przewodnictwo elektryczne, stężenie wapnia, sucha pozostałość, węgiel całkowity (TC), węgiel nieorganiczny IC oraz wolny i agresywny  $\text{CO}_2$ , najmniej natomiast zmieniało się stężenie chloru wolnego i całkowitego, manganu, a także żelaza.

Tabela 3. Zestawienie otrzymanych modeli po usunięciu nieistotnych zmiennych  
 Table 3. Mathematical models obtained after removing irrelevant variables

Punkt	Model	R	R <sup>2</sup> <sub>skor</sub>	Błąd standard.
PZ	$Mn = -0,042 + 0,652 \text{ pH} - 0,66 \text{ T} + 0,707 \text{ TOC} + 0,368 \text{ Cl}^-$	0,764	0,457	0,012
Andersa	$Mn = 0,119 - 0,41 \text{ SM} + 0,714 \text{ PE} + 0,68 \text{ Cl}^{\text{total}} - 0,4 \text{ O}_2 - 0,37 \text{ CO}_2^{\text{wolny}}$	0,767	0,451	0,012
A	$Mn = -1,675 - 0,29 \text{ M} - 0,27 \text{ Cl}^{\text{total}} + 6,49 \text{ Z} - 6,1 \text{ CO}_2^{\text{wolny}} + 6,04 \text{ CO}_2^{\text{agr}}$	0,929	0,818	0,006
hydroformia	$Mn = -0,686 + 0,463 \text{ M} - 0,77 \text{ TOC} + 0,51 \text{ T} + 0,571 \text{ U} - 0,26 \text{ CO}_2^{\text{wolny}}$	0,928	0,803	0,017
mieszkanie	$Mn = 0,098 - 0,61 \text{ SO}_4^{2-} - 0,37 \text{ TOC} + 0,371 \text{ T}$	0,709	0,396	0,018

Oznaczenia jak w Tab. 3

Biorąc pod uwagę odległość od punktu zasilania, wraz z jej zwiększaniem zaobserwowano wzrost takich parametrów jak: stężenie manganu, mętność, przewodnictwo elektryczne. Ze zwiększającą się odległością widoczny był spadek stężenia chloru całkowitego i wolnego, nieznacznie siarczanów oraz twardości. Natomiast nie zmieniały się w sposób widoczny takie wskaźniki jak: stężenie chlorków, węgiel nieorganiczny, tlen, ogólny węgiel organiczny, wapń, żelazo, utlenialność oraz zasadowość.

Analiza korelacji wykazała liczne pary skorelowanych ze sobą wskaźników ( $R > 0,5$ ). Najwięcej korelacji uzyskano z temperaturą, pH oraz wapniem, najmniej natomiast z siarczanami i twardością. Porównując liczbę korelacji dla poszczególnych punktów, najwięcej korelacji wystąpiło w punkcie A, najmniej – w mieszkaniu. Zaobserwowano, że we wszystkich analizowanych punktach powtarzają się następujące pary skorelowanych ze sobą liniowo wskaźników: agresywny dwutlenek węgla i węgiel całkowity, chlorki i zasadowość, węgiel nieorganiczny i zasadowość, pH i wapń, pH i temperatura, temperatura i przewodnictwo elektryczne, TOC i zasadowość oraz temperatura i wapń.

Matematyczne modele predykcji mogą stanowić cenne narzędzie do przewidywania i oceny ryzyka pogorszenia się jakości wody w systemie dystrybucji. Należy jednak pamiętać, że dla pełnej wiarygodności modele takie wymagają weryfikacji. Jakość modelu zwiększa się także, jeżeli powstaje on w oparciu o dużą liczbę danych pochodzących z długiego okresu czasu i rejestrowanych w sposób ciągły. Odpowiednie przygotowanie danych jest niezwykle istotne, ponieważ modele regresyjne są wrażliwe na liczbę obserwacji, wartości odstające i występowanie wzajemnych korelacji. Połączenie modeli predykcji z czasem przepływu wody przez system wodociągowy pozwoliłoby także na przewidywanie, z odpowiednim wyprzedzeniem, ryzyka przekroczenia dopuszczalnych wartości wskaźników jakości wody.

## LITERATURA

- [1] Aguilera P.A., Frenich G., Torres J.A., Castro H., Martinez Vidal J.L., Canton M. 2001. *Application of the kohonen neural network in coastal water management: methodological development for the assessment and prediction of water quality*, Water Research, vol. 35 (17): 4053–4062.
- [2] Bąk J., Dąbrowski W. 2012. *Wpływ materiałów kontaktujących się z wodą wodociągową na rozwój mikroorganizmów w systemie zaopatrzenia w wodę*. Gaz, Woda i Technika Sanitarna, vol. 10: 411–412.
- [3] Carle M.V., Halpin P.N., Stow C.A. 2005. *Patterns of Watershed Urbanization and Impacts on Water Quality*, Journal of the American Water Resources Association, vol. 41 (3): 693–708.
- [4] Gazzaz N.M., Yusoff M.K., Aris A.Z., Juahir H., Ramli M.F. 2012. *Artificial neural network modeling of the water quality index for Kinta River (Malaysia) using water quality variables as predictors*, Marine Pollution Bulletin, vol. 64 (11): 2409–2420.
- [5] Ginige M.P., Wylie J., Plumb J. 2011. *Influence of biofilms on iron and manganese deposition in drinking water distribution systems*, The Journal of Bioadhesion and Biofilm Research, vol. 27 (2): 151–163.
- [6] Golfinopoulos S.K., Arhonditsis G.B. 2002. *Multiple regression models: A methodology for evaluating trihalomethane concentrations in drinking water from raw water characteristics*, Chemosphere, vol. 47: 1007–1018.
- [7] Habuda-Stanić M., Santo V., Sikora M., Benkotić S. 2013. *Microbiological quality of drinking water in public and municipal drinking water supply systems in Osijek-Baranja County, Croatia*, Croatian Journal of Food Science and Technology, vol. 5 (2): 60–69.
- [8] Haghiabi A.H., Nasrolahi A.H., Parsaie A. 2018. *Water quality prediction using machine learning methods*, Water Quality Research Journal, vol. 53 (1): 3–13.
- [9] Heddam S., Kisi O. 2018. *Modelling daily dissolved oxygen concentration using least square support vector machine, multivariate adaptive regression splines and M5 model tree*, Journal of Hydrology, vol. 559: 499–509.
- [10] Hu J., Dong H., Xu Q., Ling W., Qu J., Qiang Z. 2018. *Impacts of water quality on the corrosion of cast iron pipes for water distribution and proposed source water switch strategy*, Water Research, vol. 129: 428–435.
- [11] Hwang S.A., Hwang S.J., Park S.R., Lee S.W. 2016. *Examining the Relationships between Watershed Urban Land Use and Stream Water Quality Using Linear and Generalized Additive Models*, Water, vol. 8 (4): 155–170.
- [12] Katimon A., Shahid S., Mohsenipour M. 2017. *Modeling water quality and hydrological variables using ARIMA: a case study of Johor River, Malaysia*, Sustainable Water Resources Management, vol. 4(3): 1–8.
- [13] Klos M., Gumińska J. 2011. *Zastosowanie sterowania dawką koagulantu w czasie rzeczywistym w celu zwiększenia skuteczności procesu koagulacji*, Ochrona Środowiska, vol. 33 (4): 71–76.
- [14] Lane R.R., Day J.W., Marx B., Reves E., Kemp G.P. 2002. *Seasonal and spatial water quality changes in the outflow plume of the Atchafalaya River, Louisiana, USA*, Estuaries, vol. 25 (1): 30–42.
- [15] Lee D.J., Howitt R.E., Mariño M.A. 1993. *A stochastic model of river water quality: Application to salinity in the Colorado River*, Water Resources Research, vol. 29 (12): 3917–3923.
- [16] Mishra B.K., Priya T., Gupta S.K., Sinha A. 2016. *Modeling and characterization of natural organic matter and its relationship with the THMs formation*, Global NEST Journal, vol. 18 (4): 803–816.
- [17] Mohammadpour R., Shaharuddin S., Chang C.K., Zakaria N.A., Ghani A., Chan N. 2015. *Prediction of water quality index in constructed wetlands using support vector machine*, Environmental Science and Pollution Research, vol. 22 (8): 6208–6219.
- [18] Narany T.S., Aris A.Z., Sefie A., Keesstra S. 2017. *Detecting and predicting the impact of land use changes on groundwater quality, a case study in Northern Kelantan, Malaysia*, Science of the Total Environment, vol. 599: 844–853.
- [19] Nieto G.P.J., Gonzalo G.E., Fernandez A.J.R., Muniz D.C. 2016. *Using evolutionary multivariate adaptive regression splines approach to evaluate the eutrophication in the Pozon de la Dolores lake (Northern Spain)*, Ecological Engineering, vol. 94: 136–151.
- [20] Nouri A., Shahmoradi B., Dehestani-Athar S., Maleki A. 2015. *Effect of temperature on pH, turbidity, and residual free chlorine in Sanandaj Water Distribution Network, Iran*, Journal of Advances in Environmental Health Research, vol. 3(3): 188–195.
- [21] Póças I., Gonçalves J., Costa P., Gonçalves I., Pereira L.S., Cunha M. 2017. *Hyperspectral-based predictive modelling of grapevine water status in the Portuguese Douro wine region*, International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation, vol. 58: 177–190.
- [22] Rushing J.C., McNeill L.S., Edwards M. 2003. *Some effects of aqueous silica on the corrosion of iron*, Water Research, vol. 37 (5): 1080–1090.
- [23] Sobczyk M. 2004. *Statystyka*, Wyd. Naukowe PWN.
- [24] Sung W., Reilley-Matthews B., O'Day D.K., Horrigan K. 2000. *Disinfection by-product concentrations in a transmission system can change in response to downstream treatment processes*, Journal of American Water Works Association, vol. 92 (5): 53–63.
- [25] Toroz I., Uyak V. 2005. *Seasonal variations of trihalomethanes (THMs) in water distribution networks of Istanbul City*, Desalination, vol. 176: 127–141.
- [26] Wu Q., Zhao X., Wang X. 2008. *Relationship between heterotrophic bacteria and some physical and chemical parameters in a northern city's drinking water distribution networks of China*, Proceedings of 2<sup>nd</sup> International Conference on Bioinformatics and Biomedical Engineering, s. 4713–4716.
- [27] Zimoch I. 2006. *Analiza zmian jakości wody jako element zarządzania procesem monitoringu PsDyW*, Gaz, Woda i Technika Sanitarna vol. 11: 78–81.