



WERYFIKACJA WYBRANYCH METOD EMPIRYCZNYCH DO OBLICZANIA PRZEPIWÓW MINIMALNYCH I ŚREDNICH W ZLEWNIACH DORZECZA DUNAJCA

Andrzej Wałęga¹, Dariusz Młyński¹, Rafał Kokoszka²

¹Uniwersytet Rolniczy im. Hugona Kollątaja w Krakowie,

²Regionalny Zarząd Gospodarki Wodnej w Krakowie

VERIFICATION OF SELECTED EMPIRICAL METHODS FOR THE CALCULATION OF MINIMUM AND MEAN FLOWS IN CATCHMENTS OF THE DUNAJEC BASIN

Streszczenie

W pracy dokonano weryfikacji wybranych wzorów empirycznych (Punzeta i Stachy) do obliczania przepływów SNQ, SSQ oraz $Q_{\min\%}$ w czterech zlewniach rzek: Cicha Woda-Biały Dunajec, Czarny Dunajec, Ochotnica i Wielki Rogoźnik, znajdujących się w dorzeczu Dunajca. Weryfikacja wymienionych wzorów miała na celu ocenę ich przydatności do stosowania w obliczeniach hydrologicznych w odniesieniu do aktualnych danych hydrometrycznych. Dane do obliczeń, pozyskane z Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej PIB, stanowią serie obserwacyjne przepływów dobowych z wielolecia 1980–2009. Dokonano oceny danych hydrometrycznych w aspekcie jednorodności i niezależności – przy zastosowaniu testu Manna-Kendalla-Sneyersa. Ponadto przeprowadzono analizę trendu przepływów statystyką S Manna-Kendalla. Obliczono także prawdopodobieństwo nieprzekroczenia przepływów minimalnych za pomocą metody Gumbela. Na podstawie uzyskanych wyników dokonano analizy porównawczej między obliczonymi wartościami SNQ i SSQ, a przepływami rzeczywistymi z wielolecia 1980–2009.

Obliczenia wykazały znaczne różnice pomiędzy wartościami SNQ i SSQ oraz $Q_{\text{minp}\%}$ obliczonymi wzorami empirycznymi a określonymi na podstawie danych obserwacyjnych. Uzasadnia to potrzebę weryfikacji oraz uaktualnienia dotychczas stosowanych metod empirycznych do obliczania przepływów minimalnych i średnich w zlewniach niekontrolowanych analizowanego dorzecza. Analiza trendu przepływów NQ i SQ wykazała, że nie jest on istotny statystycznie w żadnej z analizowanych zlewni rzek – z wyjątkiem zlewni Cicha Woda-Biały Dunajec, dla której obliczone prawdopodobieństwo testowe wskazuje na trend rosnący przepływów SQ.

Słowa kluczowe: weryfikacja, przepływ minimalny i średni, formuły empiryczne

Summary

The study was aimed to verify the selected empirical formulas to calculate SNQ, SSQ and $Q_{\text{minp}\%}$ flows in four catchments of the rivers: Cicha Woda-Biały Dunajec, Czarny Dunajec, Ochotnica and Wielki Rogoźnik which are located in the Dunajec basin. The verification was aimed to assess the usefulness of the analyzed empirical formulas to calculate minimum and mean flows in relation to current hydrological data. The data were obtained from the Institute of Meteorology and Water Management – National Research Institute and include data string from the period of 1980 – 2009. Hydrometric data were evaluated considering their homogeneity and independence using Mann – Kendall-Sneyers test and the trend analysis was performed using Mann-Kendall Statistic S. The Gumbel's method was used to calculate the probability of not exceeding minimum flow thresholds. Based on the obtained results the comparative analysis was conducted between the calculated values of SNQ, SSQ and real flows from the period of 1980 – 2009.

The calculations have shown significant differences between the SNQ, SSQ and $Q_{\text{minp}\%}$ values calculated by empirical formulas and the values determined based on hydrological data. This justifies the need for verification and updating the empirical formulas used previously for the calculation of minimum and mean flows in uncontrolled catchments of the analyzed basin. The trend analysis of NQ and SQ shows that the trend is statistically insignificant in all of the analyzed catchments with the exception of the catchment of Cicha Woda – Biały Dunajec, for which the calculated test probability indicates the increasing trend in the SQ flows.

Key words: verification, minimum and mean flows, empirical formulas

WPROWADZENIE

W celu określenia wartości przepływów charakterystycznych w praktyce hydrologicznej wykorzystuje się różne metody oparte na materiałach hydrometrycznych opisujących poszczególne stany wód i przepływy w rozpatrywanych profilach wodowskazowych cieków wodnych. W przypadku gdy dostępny jest kompletny materiał hydrometryczny, przepływy charakterystyczne można wyznaczyć za pomocą metod statystycznych (Byczkowski A., 1996). W przypadku braku informacji co do stanów i przepływów, przepływy charakterystyczne określa się na podstawie innych źródeł informacji, np. zlewnia analog, modelowanie hydrologiczne, związki wodowskazowe bądź przy wykorzystaniu danych literaturowych (Cupak A., 2012) oraz za pomocą wzorów empirycznych.

Obecnie na świecie wykorzystuje się kilka metod do obliczania przepływów charakterystycznych. W przypadku przepływów minimalnych można je szacować na podstawie tzw. wskaźnika niskiego przepływu Q_{95} (czas trwania przepływu niskiego wynosi 95% w całym okresie badawczym) oraz przy wykorzystaniu krzywych częstotliwości przepływów minimalnych rocznych. Bardzo popularne są również metody oparte na zależnościach regionalnych opracowywane dla zlewni zlokalizowanych w różnych obszarach. Ponadto wykorzystywane są metody graficzne (bazujące na wykreślaniu tzw. regionalnych krzywych predykcji), techniki interpolacji przestrzennej oraz inne (Smatkhin V. U., 2001).

Wykorzystywane w Polsce metody statystyczne do szacowania przepływów charakterystycznych opierają się na różnych typach rozkładu wartości ekstremalnej (np. metoda Gumbela do określania przepływów minimalnych) (Byczkowski A., 1972). W przypadku wzorów empirycznych stosuje się kilka takich formuł do obliczania przepływów minimalnych i średnich, jednak zostały one opracowane w oparciu o dane hydrologiczne z lat 1950 – 1980 ubiegłego wieku – tak jak przykładowo wzory Punzeta (Punzet J., 1981). Aktualnie wymagają weryfikacji lub uaktualnienia, co jest związane z dostępnością obecnie znacznie dłuższych i aktualnych ciągów danych hydrologicznych. Jest to o tyle ważne, ponieważ w efekcie zmian klimatycznych oraz użytkowania, stosowanie wzorów opracowanych w ubiegłym wieku może budzić uzasadnione wątpliwości.

W niniejszej pracy dokonano analizy porównawczej wartości przepływów minimalnych (SNQ) i średnich (SSQ) obliczonych za pomocą formuł empirycznych (Punzeta i Stachy) oraz przepływów minimalnych prawdopodobnych ($Q_{\text{minp}\%}$), określonych metodami Punzeta i Gumbela, z wartościami rzeczywistymi SNQ i SSQ wyliczonymi na podstawie aktualnych danych hydrometrycznych. Obliczenia przeprowadzono dla czterech zlewni rzek: Cicha Woda-Biały Dunajec (przekrój Zakopane-Harenda), Czarny Dunajec (przekrój Koniówka), Ochotnica (przekrój Tylmanowa) i Wielki Rogóżnik (przekrój Ludźmierz), znajdujących się w dorzeczu Dunajca.

Celem pracy jest weryfikacja przydatności wybranych wzorów empirycznych do obliczeń przepływów charakterystycznych w aspekcie ich przydatności do praktycznego stosowania w zlewniach dorzecza Górnego Dunajca.

METODYKA BADAŃ

Dane w postaci serii obserwacyjnych przepływów dobowych, z wielolecia 1980 – 2009, zostały pozyskane z Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej, Państwowy Instytut Badawczy, w Warszawie dla następujących zlewni rzek: Cicha Woda-Biały Dunajec w przekroju Zakopane-Harenda ($A = 58,17 \text{ km}^2$), Czarny Dunajec w przekroju Koniówka ($A = 132,81 \text{ km}^2$), Ochotnica w przekroju Tylmanowa ($A = 106,42 \text{ km}^2$) oraz Wielki Rogoźnik w przekroju Ludźmierz ($A = 125,67 \text{ km}^2$), na podstawie których określono przepływy minimalne (SNQ) i średnie (SSQ) z wielolecia. Dokonano weryfikacji danych, pod kątem jednorodności i niezależności, testem Manna-Kendalla-Sneyersa (Kendall, M.G., Stuart, A., 1968; Sneyers R., 1975, Sneyers R. i in., 1998). Uzupełnieniem analizy serii obserwacyjnych dotyczących przepływów charakterystycznych była ocena trendu rzeczywistych przepływów minimalnych i średnich dokonana za pomocą nieparametrycznego testu Manna-Kendalla (Węglarczyk S., 2010; Rutkowska A., Ptak M., 2012). Statystyka S Manna-Kendalla szeregu czasowego wyznaczana jest na podstawie równania:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sign}(x_j - x_k) \quad (1)$$

gdzie:

$$\text{sign}(x_j - x_k) = \begin{cases} 1 & \text{dla } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{dla } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{dla } (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad (2)$$

n – liczba elementów szeregu czasowego.

Na podstawie znormalizowanej statystyki testowej Z wyznaczonej z równania:

$$Z = \frac{S - \text{sign}(S)}{\text{Var}(S)^{1/2}} \quad (3)$$

gdzie:

$\text{Var}(S)$ – wariancja S , określona z równania:

$$\text{Var}(S) = \frac{1}{18} \cdot (n \cdot (n-1) \cdot (2 \cdot n + 5)) \quad (4)$$

obliczono prawdopodobieństwo związane ze znormalizowaną statystyką testową Z . Trend jest uznawany za rosnący jeśli Z ma wartość dodatnią, bądź mówimy o trendzie malejącym, jeżeli Z ma wartość ujemną. W przypadku gdy obliczone prawdopodobieństwo testowe p jest

mniejsze od przyjętego w badaniach poziomu istotności $\alpha = 0,05$, to analizowany trend jest istotny statystycznie.

Dla obserwowanych ciągów minimalnych rocznych przepływów w wymienionych przekrojach wodowskazowych aproksymowano prawdopodobieństwo nieprzekroczenia przepływów minimalnych ($Q_{\min p\%}$) metodą Gumbela opartą na rozkładzie asymptotycznym III typu wartości minimalnych Fishera-Tippetta (Gumbel J., 1963):

$$Q_{\min p'} = \varepsilon + (\theta - \varepsilon) \cdot e^{\lambda y_p'} \quad (5)$$

ε – dolne ograniczenie ciągu oszacowane na podstawie danych hydrometrycznych,
 θ – obliczony charakterystyczny przepływ minimalny,
 λ – parametr kształtu rozkładu Gumbela,
 y_p' – wartość zmiennej zredukowanej zależnej od p'

W przypadku gdy szacowano dwa parametry rozkładu Gumbela ($\varepsilon = 0$), $Q_{\min p'}$ obliczano wg formuły:

$$Q_{\min p'} = \theta \cdot e^{\lambda_1 y_p'} \quad (6)$$

gdzie:

λ_1 – parametr kształtu rozkładu Gumbela w przypadku gdy $\varepsilon = 0$

Pozostałe oznaczenia jak we wzorze (5).

Do określenia przepływów minimalnych o zadanym prawdopodobieństwie przewyższenia posłużono się także metodą empiryczną Punzeta, która znajduje zastosowanie w zlewniach o powierzchni od 10 do 300 km² i $H > 500$ m n. p. m. (Punzet J., 1980):

$$Q_{\min p} = \Phi_{\min p} \cdot Q_{\min 50\%} (dm^3 \cdot s^{-1}) \quad (7)$$

gdzie:

$\Phi_{\min p}$ – funkcja prawdopodobieństwa rozkładu odzwierciedlająca stosunek: $\frac{Q_{\min p}}{Q_{\min 50\%}}$,

$Q_{\min 50\%}$ – przepływ minimalny o prawdopodobieństwie (nie)przekroczenia 50%, obliczany ze wzoru (Punzet 1981):

$$Q_{\min 50\%} = q_{vmin} \cdot A (dm^3 \cdot s^{-1}) \quad (8)$$

gdzie:

A – pole powierzchni badanej zlewni, km²

q_{vmin} – minimalny odpływ jednostkowy obliczany wg formuły:

$$q_{vmin} = \frac{0,0087 \cdot H^{1,21815} \cdot I^{0,3273} \cdot P^{0,1722}}{N^{1,0504}} (dm^3 \cdot s^{-1} \cdot km^{-2}) \quad (9)$$

gdzie:

H – średnie wzniesienie zlewni nad poziomem morza, m n. p. m.

I – umowny wskaźnik spadku podłużnego, ‰

P – średni roczny opad atmosferyczny w badanej zlewni, mm

N – wskaźnik nieprzepuszczalności gleb w zlewni, mający scharakteryzować stosunki geologiczno–glebowe i zagospodarowanie zlewni, %.

Do oszacowania wartości przepływów charakterystycznych metodą pośrednią wykorzystano formuły empiryczne Punzeta i Stachy. Wysokość średniego rocznego opadu w analizowanych zlewniach ustalono w oparciu o „Atlas klimatu Polski” (Lorenc H., 2005), średnie wzniesienia zlewni wyznaczono na podstawie map topograficznych udostępnionych przez portal internetowy www.geoportal.gov. Do określenia długości cieków i powierzchni zlewni zamkniętych poszczególnymi przekrojami wodowskazowymi oraz średniego z wielolecia odpływu jednostkowego posłużono się „Atlasem hydrologicznym Polski” (Stachy J., 1986;1987). Wartość wskaźnika nieprzepuszczalności gleb Bołdakowa (Wokroj J., 1967) ustalono na podstawie mapy gleb Polski w skali 1 : 500 000. Obliczone wartości SNQ i SSQ porównano z przepływami rzeczywistymi w wieloleciu 1980 – 2009.

Wartości przepływów minimalnych SNQ obliczono wzorem Stachy (Stachy J., 1990), który dla regionu Karpat przyjmuje postać:

$$SNQ=2,613 \cdot 10^{-4} \cdot A^{1,07} \cdot SSq_p^{0,55} \cdot i_r^{0,35} (m^3 \cdot s^{-1}) \quad (10)$$

gdzie:

A – wielkość badanej zlewni, km²

SSq_p – średni z wielolecia odpływ jednostkowy pochodzący z zasilania podziemnego, dm³·s⁻¹·km⁻²

i_r – spadek cieków, m·km⁻¹

Przepływy średnie oszacowano na podstawie formuły empirycznej Punzeta, który znajduje zastosowanie w całym dorzeczu Górnej Wisły (Punzet J., 1981):

$$Q_R = q_R \cdot A (dm^3 \cdot s^{-1}) \quad (11)$$

gdzie:

q_R – średni roczny spływ jednostkowy, dm³ · s⁻¹ · km⁻²

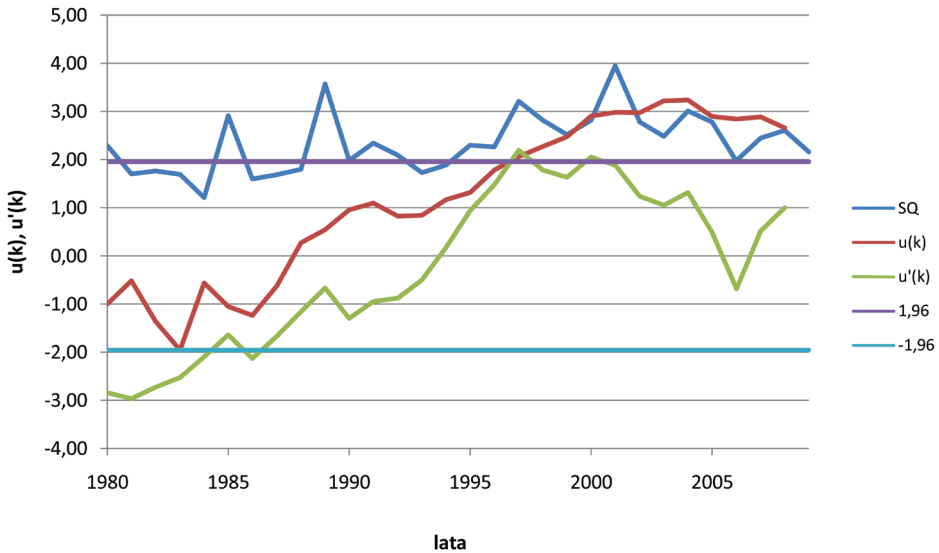
$$q_R = \frac{0,00001151 \cdot p^{0,0647} \cdot p^2,05576}{N^{0,04435}} \quad (12)$$

Oznaczenia jak we wzorach poprzednich.

WYNIKI I DYSKUSJA

Dane hydrometryczne, stanowiące podstawę wykonywanej analizy, poddano weryfikacji w zakresie jednorodności i niezależności testem Manna-Kendalla-Sneyersa (MKS) na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Analiza wykazała

ze 30-letnie ciągi przepływów minimalnych i średnich spełniają wymogi jednorodności i niezależności, z wyjątkiem ciągu przepływów średnich dla rzeki Cicha Woda-Biały Dunajec w profilu wodowskazowym Zakopane-Harenda. Wyniki testu MKS dla zlewni Cicha Woda-Biały Dunajec (przepływy SQ) przedstawiono na rys. 1.



źródło: opracowanie własne
source: own elaboration

Rysunek 1. Wyniki testu MKS z 95% przedziałem akceptacji oraz czasowym przebiegiem SQ dla zlewni Cicha Woda-Biały Dunajec

Figure 1. MKS test results with a 95% confidence interval and the time course of SQ for the Cicha Woda-Biały Dunajec catchment

Przebieg wartości statystyki testowej u_k na ryc. 1 pokazuje, że od początku okresu obserwacji do roku 1996 wartości u_k oscylują w przedziale $+ - 1,96$, co świadczy o jednorodności (niezależności i braku trendu) analizowanej serii obserwacyjnej przepływów średnich w tym okresie. W przypadku statystyki u'_k (dla serii czasowej o porządku odwróconym) wynika, że w latach 1980 – 1984 przyjmowała ona wartości statystycznie istotne. W pozostałym okresie obserwacyjnym wartości u'_k znajdują się w obszarze akceptacji hipotezy o jednorodności danych. Natomiast po 1996 roku wartości u_k jest są większe od 1,96 wskazując tym samym na zwiększającą się niejednorodność (coraz silniejszy trend rosnący), osiągając wartość maksymalną w roku 2004. Analiza jednorodności serii obserwacyjnych przepływów średnich testem MKS wskazuje na to, że nastąpiła

istotna zmiana reżimu przepływów średnich rzeki Cicha Woda-Biały Dunajec w profilu wodowskazowym Zakopane-Harenda. Przepływy przyjmują istotny trend rosnący, co również jest widoczne na hydrogramie wartości SQ w wieloletniu 1980–2009 – rys.1

Uzupełnieniem weryfikacji jednorodności danych serii obserwacyjnych przepływów minimalnych i średnich w analizowanych zlewniach była analiza trendu dokonana za pomocą nieparametrycznego testu Manna-Kendalla. Wyniki obliczeń zestawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Ocena trendu przepływów NQ i SQ dla analizowanych rzek w okresie 1980 – 2009

Table 1. Rating trend for NQ and SQ flows analyzed rivers in period 1980 – 2009

Rzeka	Zakres Q ($m^3 \cdot s^{-1}$)	S Manna – Kendall	Z testowe	p	Istotność trendu na poziomie $\alpha = 0,05$
NQ					
Cicha Woda – Biały Dunajec	0,22-0,78	3	0,04	0,40	brak
Czarny Dunajec	0,48-1,67	1	0,00	0,40	brak
Ochotnica	0,20-0,66	48	0,28	0,28	brak
Wielki Rogoźnik	0,13-0,56	76	1,34	0,16	brak
SQ					
Cicha Woda – Biały Dunajec	1,21-3,95	151	2,68	0,01	rosnący
Czarny Dunajec	2,63-6,67	-48	-0,84	0,28	brak
Ochotnica	1,16-2,70	-23	-0,39	0,37	brak
Wlk. Rogoźnik	1,26-2,78	43	0,79	0,29	brak

źródło: opracowanie własne
source: own elaboration

Dodatknie wartości statystyki Manna-Kendalla wskazują na występowanie tendencji rosnących natomiast ujemne o malejących, w odniesieniu do analizowanych przepływów charakterystycznych. We wszystkich seriach obserwacyjnych przepływów minimalnych i średnich analizowanych rzek stwierdza się występowanie trendu, jednakże żaden nie jest istotny statystycznie. Wyjątek stanowi zlewnia Cicha Woda-Biały Dunajec, gdzie stwierdza się rosnący trend istotnie statystyczny dla przepływów SQ. Jego występowanie potwierdzono także we wcześniej przeprowadzonej analizie jednorodności testem MKS. Powodem tendencji wzrostowych czy też malejących są ciągłe zmiany reżimu pluwiainego, zachodzące na rozpatrywanych obszarach w ostatnich dziesięcioleciach (Czarnecka M. i in., 2012).

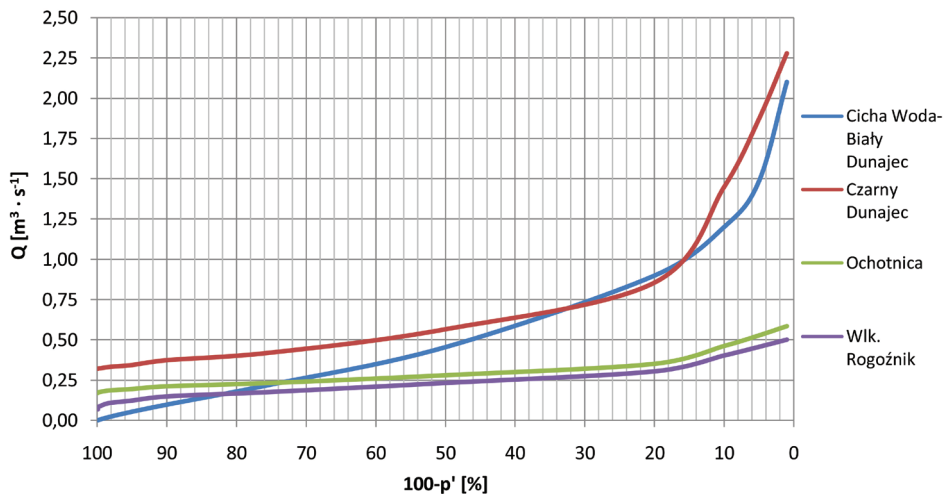
Do oszacowania wartości przepływów charakterystycznych metodą pośrednią wykorzystano formuły empiryczne Punzeta i Stachy. Obliczone wartości SNQ i SSQ porównano z przepływami rzeczywistymi w wieloletniu 1980 – 2009. Wyniki zestawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Porównanie wyników obliczeń przepływów SNQ i SSQ obliczonych różnymi metodami

Table 2. Comparison results of calculations SNQ and SSQ flows calculated by different methods

Zlewnia	SNQ obserwowane ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)	SNQ obliczone ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)		SSQ obserwowane ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)	SSQ obliczone ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)
		Punzet	Stachy		
Cicha Woda – Biały Dunajec	0,56	0,12	0,24	2,35	1,07
Czarny Dunajec	0,97	0,27	0,63	4,30	2,87
Ochotnica	0,37	0,16	0,49	1,77	1,14
Wielki Rogoźnik	0,31	0,12	0,28	1,75	1,91

źródło: opracowanie własne
source: own elaboration



źródło: opracowanie własne
source: own elaboration

Rysunek 2. $Q_{\text{minp}\%}$ wyznaczone metodą Gumbela dla analizowanych zlewni rzek
Figure 2. $Q_{\text{minp}\%}$ determined by the Gumbel's method for the analyzed river catchments

Na podstawie analizy porównawczej dokonanej pomiędzy wartościami SNQ i SSQ obliczonymi a określonymi metodami statystycznymi stwierdza się istotne różnice pomiędzy analizowanymi wartościami. W przypadku SNQ określonego wzorem Punzeta widoczne jest jego niedoszacowanie w stosunku do rzeczywistego przepływu minimalnego. Różnice pomiędzy przepływami rzeczywistymi a obliczonymi są znaczne i wynoszą od 57% (Ochotnica) do 79% (Cicha Woda-Biały Dunajec). SNQ obliczone formułą Stachy jest znacznie bliższe wartościom oszacowanym na podstawie ciągu danych hydrometrycznych a odchylenie od wartości rzeczywistych wynosi od 10% (Wielki Rogoźnik) do 57% (Cicha Woda – Biały Dunajec). Należy zwrócić uwagę na to, że w przypadku obliczonej wartości przepływu minimalnego wzorem Stachy, w zlewni Ochotnica nastąpiło jego przeszacowanie o 32%. Dokonując porównania SSQ obliczonego wzorem Punzeta a przepływami średnimi uzyskanymi z rzeczywistych ciągów, również stwierdza się różnice między analizowanymi wartościami. Przepływy SSQ obliczone tą formułą są niedoszacowane, w porównaniu do przepływów rzeczywistych (z wyjątkiem zlewni Wielkiego Rogoźnika, gdzie następuje przeszacowanie SSQ w odniesieniu do SSQ obserwowanego). Także różnice pomiędzy SSQ określonym dla danych rzeczywistych a obliczonym są mniejsze i wynoszą od 9% (Wielki Rogoźnik) do 54% (Cicha Woda-Biały Dunajec). Powyższe rozbieżności mogą wynikać m.in. z faktu, że jednym z warunków stosowalności wzorów empirycznych określonych przez Punzeta jest korzystanie z nich jedynie w przypadku rzek o naturalnych warunkach przepływu, nie zakłócanych gospodarczą działalnością człowieka (Punzet 1981). W przypadku analizowanych zlewni mamy do czynienia z obszarem na którym zaznacza się wpływ działalności człowieka. W szczególności dotyczy to zlewni Cicha Woda-Biały Dunajec, która charakteryzuje się najmniejszą powierzchnią spośród rozpatrywanych, a zarazem największym nagromadzeniem presji (ujęcia wód powierzchniowych, zrzuty do wód, znaczna ilość zabudowy hydrotechnicznej) (Identyfikacja... 2012).

Uzupełnieniem przeprowadzonej analizy było oszacowanie $Q_{\min p\%}$ metodą Gumbela w oparciu o zaobserwowane ciągi przepływów minimalnych oraz za pomocą formuły empirycznej Punzeta. Wyniki obliczeń zestawiona na rys. 2 oraz w tabeli 3.

Porównując uzyskane wyniki można stwierdzić, że wartości $Q_{\min 50\%}$ otrzymane z metody Gumbela są wyższe od uzyskanych za pomocą formuły empirycznej Punzeta. Dla zlewni Cicha Woda-Biały Dunajec obliczone $Q_{\min 50\%}$ jest prawie czterokrotnie wyższe w porównaniu do wyniku otrzymanego za pomocą metody Punzeta. Natomiast w przypadku zlewni Czarnego Dunajca, Ochotnicy i Wielkiego Rogoźnika wartości analizowanych przepływów minimalnych, oszacowanych metodą Gumbela osiągają wartości ok. dwukrotnie wyższe, w stosunku do $Q_{\min 50\%}$ obliczonych formułą Punzeta. Odnosząc się do rzeczywistych przepływów SNQ i SSQ stwierdza się, że wartości oszacowanych

przepływów minimalnych metodą bezpośrednią (rozkład Gumbela) są zbliżone do przepływów rzeczywistych. Najmniejszą różnicę między przepływami oszacowanymi a określonymi w oparciu o ciągi rzeczywiste odnotowano w zlewni Cicha Woda – Biały Dunajec, gdzie obliczone $Q_{\min 50\%}$ wynosi $0,47 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ a SNQ określone w oparciu o rzeczywiste ciągi $0,56 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Największe odchylenie występuje w zlewni Czarnego Dunajca – $Q_{\min 50\%} = 0,56 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ a SNQ określone w oparciu o rzeczywiste ciągi wynosi $0,97 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Dopelnieniem analizy jest porównanie otrzymanych wyników z wartościami uzyskanymi ze wzoru Stachy. O ile w przypadku zlewni Cicha Woda-Biały Dunajec i Ochotnica wielkości przepływów minimalnych oszacowanych dają wyniki miarodajne, to w zlewni Czarnego Dunajca i Wielkiego Rogoźnika wartości przepływów minimalnych oszacowanych formułą empiryczną Stachy są bardziej zbliżone do rzeczywistych niż te obliczone metodą Gumbela.

Tabela 3. $Q_{\min p\%}$ wyznaczone metodą Punzeta dla analizowanych zlewni rzek
Table 3. $Q_{\min p\%}$ as determined by Punzet methods for the analyzed rivers basins

Zlewnia	Prawdopodobieństwo przewyższenia p%								
	0,1	1	2	5	10	20	25	40	50
	$Q_{\max p\%} (\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1})$								
Cicha Woda – Biały Dunajec	0,03	0,05	0,05	0,06	0,07	0,09	0,09	0,11	0,12
Czarny Dunajec	0,08	0,12	0,13	0,15	0,17	0,20	0,21	0,25	0,27
Ochotnica	0,05	0,07	0,08	0,09	0,10	0,12	0,13	0,15	0,16
Wielki Rogoźnik	0,03	0,05	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09	0,11	0,12

źródło: opracowanie własne
 source: own elaboration

WNIOSKI

Analiza różnic wartości przepływów minimalnych, minimalnych prawdopodobnych i średnich pozwala na wyciągnięcie następujących wniosków:

1. Przepływy minimalne obliczone formułą empiryczną Stachy są bardziej zbliżone do rzeczywistych obliczonych w oparciu o dane historyczne, niż wielkości oszacowane wzorem Punzeta. Średnie odchylenie wyników uzyskanych wzorem Stachy od SNQ określonego na podstawie ciągów danych historycznych wynosi 34%, podczas gdy dla formuły Punzeta jest to 67%. W przypadku wartości SSQ otrzymanych metodą Punzeta różnice w stosunku do przepływów rzeczywistych są znacznie mniejsze niż dla przepływów minimalnych.

2. Porównanie wyników otrzymanych za pomocą metody Gumbela z metodą Punzeta pozwala na stwierdzenie, że wartości otrzymane za pomocą tej pierwszej są zbliżone do przepływów rzeczywistych, w przeciwieństwie do formuły empirycznej Punzeta. Natomiast w przypadku zlewni Czarnego Dunajca i Wielkiego Rogoźnika SNQ obliczone formułą Stachy charakteryzuje się większą precyzją oszacowania w porównaniu do innych metod.
3. W oparciu o przedstawione wyniki stwierdza się, że istnieje potrzeba weryfikacji istniejących wzorów empirycznych (zwłaszcza powszechnie stosowanych formuł Punzeta), do obliczeń przepływów charakterystycznych. Należy podjąć działania prowadzące do znaczącego podniesienia wiarygodności stosowanych formuł ze względu na fakt, że w ostatnich latach obserwowany był wyraźny wzrost częstotliwości występowania zarówno klimatycznych jak i hydrologicznych zjawisk ekstremalnych związany z globalnymi zmianami klimatu. Weryfikacja taka powinna być przeprowadzona nie tylko dla rzek o naturalnych warunkach przepływu, ale musi również uwzględnić zjawisko oraz skalę występowania antropopresji w poszczególnych zlewniach wodowskazowych.

LITERATURA

- Atlas hydrologiczny Polski. (1986 i 1987). Praca zbior. pod. kier. J. Stachy, IMGW, Warszawa, Wyd. Geol.
- Byczkowski A. (1972). *Hydrologiczne podstawy projektowania budowli wodno-melioracyjnych*. Państwowe Wydawnictwo Rolnicze i Leśne, Warszawa
- Byczkowski A. (2006). *Hydrologia* T. II. Wyd. SGGW, Warszawa.
- Cupak A. (2012). *Określanie przepływów niskich w zlewniach niekontrolowanych z wykorzystaniem regionalizacji*. Gaz, woda i technika sanitarna, nr 2, 62 – 64.
- Czarnecka M., Nidzgorska – Lencewicz J. (2012). *Wieloletnia zmienność opadów sezonowych w Polsce*. Woda – Środowisko – Obszary Wiejskie, t. 12 z. 2, 45 – 60.
- Gumbel J. (1963). *Statistical forecast of droughts*. Bulletin of the intern ass. of Scient. Hydrology, t. VIII, nr 1.
- Identyfikacja znaczących oddziaływań antropogenicznych w obszarze działania RZGW w Krakowie (regiony wodne: Górna Wisła, Czarna Orawa i Dniestr). (2012). Praca zbiorowa, Regionalny Zarząd Gospodarki Wodnej w Krakowie, Kraków
- Kendall, M.G., Stuart, A. (1968). *The Advanced Theory of Statistics, Volume 3 – Design and analysis, and time series*, Second edition, Griffin, London.
- Lorenc H. (red.) (2005). *Atlas klimatu Polski*. Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej, Warszawa.
- Punzet J. (1980). *Najniższy przepływ roczny i prawdopodobieństwo jego wystąpienia w profilach niekontrolowanych*. Przegląd Geofizyczny, nr 2, 137 – 144.

- Punzet J. (1981). *Empiryczny system ocen charakterystycznych przepływów rzek i potoków w karpackiej części Dorzecza Wisły*. Wiadomości IMGW, zeszyt 1 – 2, 31 – 39.
- Rutkowska A., Ptak M. (2012). *On certain stationary tests for hydrological series*. Studia Geotechnica et Mechanica 34 (1): 51–63.
- Smakhtin V. U. (2001). *Low flow hydrology: review*. Journal of Hydrology, nr 240, 147 – 186
- Sneyers, R. (1975). *Sur l'analyse statistique des series d'observations*. Note Technique No. 143, OMM-No. 415, Geneve, 192 p.
- Sneyers. R., H. Tuomenvirta, R. Heino. (1998). *Observations of inhomogeneities and detection of climate change. The case of the Oulu (Finland) air temperature series*. Geophysica, 34(3), 159-178,
- Stachy J. (1990). *Przepływy średnie niskie SNQ jako miarodajna charakterystyka projektowa*. Przegląd Geofizyczny. R. XXXV, z. 1 – 2.
- Węglarczyk S. (2010). *Statystyka w inżynierii środowiska*. Wydawnictwo PK, Kraków.
- Wokroj J. (1967). *Zastosowanie analogii w obliczeniach hydrologicznych*. Gospodarka Wodna, z. 6.

Dr hab. inż. Andrzej Wałęga ,
Mgr inż. Dariusz Młyński
Katedra Inżynierii Sanitarnej i Gospodarki Wodnej
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
Al. Mickiewicza 24/28, 30-059 Kraków, tel. (012) 662 4029, e-mail: a.walega@ur.krakow.pl, darowad@wp.pl

Dr inż. Rafał Kokoszka
Regionalny Zarząd Gospodarki Wodnej w Krakowie
ul. Piłsudskiego 22, 31-109 Kraków
e-mail: rkokoszka@poczta.fm