

Michał Kasina¹,
Joanna Pociask-Karteczka¹,
Zenon Nieckarz²

TENDENCJE WYSTĘPOWANIA WYSOKICH PRZEPIŁYWÓW W DORZECZU DUNAJCA W II POŁOWIE XX WIEKU

Analizie poddano wartości wysokich przepływów dobowych rzek karpaccich z 20 przekrojów zamykających zlewnie cząstkowe dorzecza Dunajca. Założono, iż przepływem charakteryzującym sytuacje meteorologiczne generujące wezbrania jest wartość percentyla 5% z dobowych wartości przepływu z danego roku hydrologicznego. Dokonano analizy trendów w dwóch 20-leciach: 1971–1990 (14 przekrojów) i 1984–2003 (11 przekrojów). Ponadto, przeprowadzono analizę tendencji wysokich przepływów w 52-leciu, obejmującym lata 1951–2003, w trzech przekrojach hydrometrycznych na Dunajcu (Nowy Targ Kowaniec, Krościenko, Czchów). W celu sprawdzenia założenia, czy dane pochodzą z rozkładu zbliżonego do normalnego zastosowano test *W* Shapiro–Wilka. Niezależność występowania elementów w ciągach pomiarowych sprawdzono przy pomocy testu serii, testu Fiszta i testu punktów zwrotnych Kendalla. Kierunek i istotność trendów wysokich przepływów rocznych i półrocznych określono na podstawie parametrycznej metody opartej na regresji liniowej oraz na podstawie testów nieparametrycznych (współczynnika korelacji rang *R* Spearmana oraz Manna–Kendalla). Do estymacji krytycznych poziomów istotności zastosowano metodę resamplingu (bootstrapping). Żaden z zastosowanych testów istotności nie potwierdził istotnych zmian wysokich przepływów rocznych i półrocznych w wieloletnich 1971–1990 oraz 1984–2003 — zarówno na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, jak też na poziomie istotności $\alpha = 0,10$. Zanotowano natomiast istotny statystycznie wzrost przepływów wysokich półroczna zimowego Lepietnicy w latach 1971–1990. Wysokie roczne przepływy Dunajca (Nowy Sącz, Krościenko i Nowy Targ Kowaniec) w wieloletniu 1951–2003 charakteryzowały się słabą tendencją rosnącą. Największe bezwzględne zmiany stwierdzono w Nowym Sączu ($0,88 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{rok}^{-1}$), zaś najmniejsze — w Nowym Targu Kowańcu ($0,91 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{rok}^{-1}$).

Słowa kluczowe: wezbrania, trendy, testy parametryczne, testy nieparametryczne, Karpaty
Key words: floods, trends, parametric tests, nonparametric tests, Carpathians

WSTĘP

Wzrost rozmiarów i częstości występowania zjawisk meteorologicznych znajduje w ostatnich latach odzwierciedlenie w licznych publikacjach poświęconych zjawiskom ekstremalnym, odnoszącym się m.in. do wyso-

kich i długotrwałych opadów, opadów ulewnych i burz. Obserwowane zmiany klimatu skłaniają do refleksji nad reakcją systemów hydrologicznych na te meteorologiczne impulsy. W literaturze hydrologicznej sporo miejsca poświęca się na analizę pojedynczych zdarzeń katastrofalnych o charakterze powodzi; brakuje natomiast opracowań, które podejmowałyby w skali wielolecia analizę wielkości przepływów wysokich i pozwoliłyby stwierdzić kierunki i natężenie współczesnych zmian odpływu.

Dunajec jest jedną z największych rzek karpackich, której dorzecze stanowi 34% powierzchni dorzecza Wisły po połączeniu obu rzek. Jego udział w kształtowaniu wezbrań Wisły jest znaczny, i wynosi od 30 do 57%, przy czym na Dunajcu zwykle notuje się wcześniejszą kulminację wezbrań niż na Wiśle (Punzet 1998–1999). Kluczowym zagadnieniem w odniesieniu do wezbrań w dorzeczu Dunajca jest charakterystyka wysokich opadów wywołujących m.in. wezbrania rzek karpackich, w tym także Dunajca. Szczegółowe studium w tym zakresie przeprowadziła E. Cebulak (1998–1999), przedstawiając analizę wysokich opadów atmosferycznych, które spowodowały wezbrania w Karpatach w latach 1950–1997. Stwierdziła ona m.in. występowanie tendencji spadkowej w przebiegu wieloletnim opadów półrocza letniego. Spadek ten został przerwany wysokimi opadami w latach 1996 i 1997. Podobne tendencje zaobserwowano także w odniesieniu do rocznych sum opadów oraz sum opadów czerwca i lipca. Biorąc natomiast pod uwagę przedpole Karpat można stwierdzić, iż od 1850 r. do końca XX w. nie stwierdzono istotnych statystycznie trendów opadów (Obrębska-Starkłowa i in. 1994).

Celem niniejszego opracowania jest zbadanie tendencji zmian wielkości przepływów wysokich w dorzeczu Dunajca w drugiej połowie XX wieku. Pozwoliłoby to określić relacje między zmieniającymi się warunkami klimatycznymi a odpływem. Założono, iż przepływem charakteryzującym w zlewni sytuacje meteorologiczne generujące wezbrania, jest wartość kwantyla 5% z dobowych wartości przepływu w danym roku lub półroczu hydrologicznym. Wartość ta określana będzie przepływem wysokim. Określenie przepływu wysokiego na podstawie parametrów pozycyjnych rozkładu statystycznego wartości dobowych — w przeciwieństwie do przepływów ekstremalnych — uwzględnia informację hydrologiczną pozbawioną przypadkowości.

Parametry pozycyjne rozkładu są często wykorzystywane w opracowaniach klimatologicznych oraz w analizach dotyczących niżówek (Bartnik 2005; Wibig 2006). Na ich znaczenie w analizach zdarzeń katastrofalnych zwrócił uwagę m.in. J. Punzet (1998–1999) sugerując, iż „wezbranie wielkie charakteryzuje się przepływem kulminacyjnym o prawdopodobieństwie pojawiania się 5–10%, a wezbranie katastrofalne wiel-

kie — przepływem kulminacyjnym o prawdopodobieństwie mniejszym od 5%”.

Wieloletnie zmiany odpływu nie są w literaturze zagadnieniem nowym. Wezbrania rzek karpackich analizował J. Punzet (1972, 1981), który na podstawie graficznej oceny wykresów przebiegu stanów wody w latach 1871–1970 stwierdził, iż w dorzeczu Dunajca oraz w zachodniej części Karpat wzrosła powodziowość; wyrazem tego był wzrost amplitudy maksymalnych rocznych stanów wody, zwłaszcza w latach 1921–1970 oraz wzrost kulminacji i częstości wezbrań. Autor ten zwrócił też uwagę na wpływ działalności człowieka na warunki formowania fal wezbraniowych; na wielu odcinkach rzek występuje szybsza koncentracja fal i większa prędkość ich przemieszczania. Odmienne stanowisko zajęli J. Stachý i H. Nowak (1977), którzy stwierdzili nieistotne statystycznie, ujemne trendy charakterystyk wezbrań w latach 1900–1970. Uwagi na temat przepływów maksymalnych przedstawiła B. Fal (1993) w opracowaniu dotyczącym głównie średniego odpływu z obszaru Polski w latach 1900–1990. Jego wielkość jest ściśle związana z liczbą i wielkością wezbrań i nie wykazuje statystycznie istotnych zmian w wieloleciu. Może to świadczyć o małym prawdopodobieństwie wystąpienia istotnych tendencji zmian przepływów maksymalnych, co nie wyklucza oczywiście możliwości występowania wezbrań w różnych regionach Polski, w tym także jej karpackiej części. Podobne stanowisko zajmują E. Bogdanowicz i J. Stachý (1995) oraz J. Stachý i in. (1995), którzy na podstawie analizy przepływów maksymalnych i średnich oraz parametrów opisujących odpływ (m.in. stosunek WQ/SQ) dla długich serii pomiarowych, otrzymali w większości przypadków nieistotne statystycznie trendy ujemne. Spośród siedmiu rzek karpackich, tylko Biały Dunajec (Harenda) wykazywał dodatnią tendencję wezbraniową w latach 1921–1992. Wzrost ten spowodowany był według autorów wylesieniem piętra regla w Tatrach i urbanizacją Zakopanego.

Istotne uwagi na temat tendencji przepływów rzek karpackich odnoszących się m.in. do przepływów maksymalnych miesięcznych i rocznych w latach 1951–1995 przedstawił R. Soja (2002). W zakresie wielkich wód w półroczu zimowym wystąpiła tendencja malejąca, podobnie jak w półroczu letnim (oprócz Wisłoka, Mleczi, Ropy i Wiaru). Jego zdaniem przepływy maksymalne roczne także wykazywały tendencję malejącą (oprócz Mleczi). Natomiast przepływy maksymalne połowy miesiący charakteryzowały się trendem dodatnim. Przepływy maksymalne wykazywały tendencję malejącą, natomiast minimalne — rosnącą. Nie stwierdzono natomiast istotnych zmian odpływu wyrażających się zwiększeniem odpływu letniego kosztem zimowego lub odwrotnie. Większość stwierdzonych tendencji nie była jednak istotna statystycznie (Soja 2002).

OBSZAR BADAŃ

Powierzchnia dorzecza Dunajca wynosi 6804 km². Jego równoleżnikowa rozciągłość nie pozostaje bez wpływu na warunki kształtowania się odpływu: zwiększający się ku wschodowi stopień kontynentalizmu klimatu powoduje, iż w zachodniej części dorzecza przeważają wpływy oceaniczne, zaś we wschodniej — wpływy kontynentalne. Z kolei wzrost wysokości bezwzględnej ku południowi wywołuje wzrost opadów atmosferycznych oraz wydłużenie okresu zalegania pokrywy śnieżnej. Dunajec odznacza się zatem położeniem granicznym pod względem reżimu przepływów: w rzekach na wschód od Dunajca kulminacja letnia zaznacza się słabo lub w ogóle się nie pojawia, zaś na zachód od niego występują dwie kulminacje. Sam zaś Dunajec kumuluje te wpływy i w efekcie występuje tam jeden długi okres wezbraniowy wynikający z połączenia długotrwałych roztopów i opadowych wezbrań letnich. Przepływy rzek karpackich cechują się znaczną powtarzalnością (stabilnością) rytmu wahań wykazując jednocześnie — zwłaszcza w Karpatach Zachodnich — dużą zmienność sezonową, wyrażającą się m.in. bardzo zróżnicowanymi współczynnikami średnich przepływów miesięcznych, wynoszącymi od ok. 0,5 do ok. 2,0 (Chelmiccki i in. 1998–1999; Dobija 1981). Większość badanych rzek charakteryzuje się większą zmiennością przepływów w półroczu letnim niż w półroczu zimowym. Wyjątek stanowi Czarny Dunajec. Rzeki położone we wschodniej części odznaczają się szybszym wzrostem przepływu niż rzeki w zachodniej części dorzecza, o czym świadczą wysokie wartości średniego względnego wzrostu przepływu, tj. powyżej 1,5.

DANE

W opracowaniu wykorzystano serie obserwacyjne przepływów dobowych z 20 przekrojów hydrometrycznych, zamykających zlewnie cząstkowe dorzecza Dunajca (tab. 1, ryc. 1). Powierzchnie zlewni są zróżnicowane i wynoszą od 50,7 do 5316 km². Sieć posterunków wodowskazowych, w których prowadzono obserwacje przepływów ulegała w XX wieku znacznym zmianom, co uniemożliwiało przeprowadzenie analizy dla jednego wspólnego okresu.

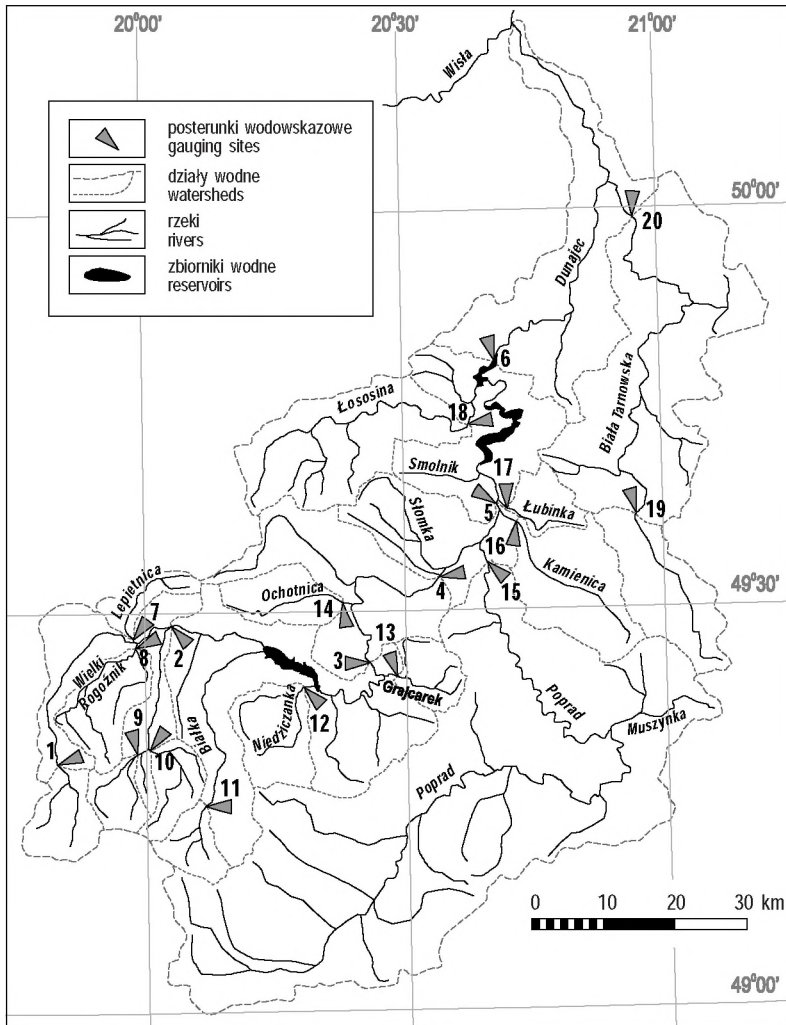
Do realizacji celu pracy wybrano te posterunki wodowskazowe, które miały możliwie długi wspólny okres obserwacyjny, co gwarantowałoby porównywalność uzyskanych wyników. Analizę trendów przeprowadzono dla dwóch 20-leci: 1971–1990 (14 posterunków) i 1984–2003 (11 posterunków). Ponadto, przeprowadzono analizę tendencji wysokich przepływów w 52-leciu obejmującym lata 1951–2003 w trzech przekrojach hydrometrycznych na Dunajcu (Nowy Targ Kowaniec, Krościenko, Czchów).

Tabela 1 — Table 1

Powierzchnia badanych zlewni, zakres danych i współczynniki zmienności (Cv)
dobowych przepływów w roku, półroczach zimowym i letnim

The area of investigated river drainage basins, data sets and coefficient of variation (Cv)
of daily river flows in year, winter and summer

Lp. No.	Rzeka — posterunek River — gauge	A [km ²]	Serie danych Data sets	Cv		
				Rok Year	Zima Winter	Lato Summer
1	Czarny Dunajec — Kojcówka	94	1971–1990	1,049	0,889	0,856
2	Dunajec — Nowy Targ Kowaniec	681	1951–2003	1,286	1,013	1,253
3	Dunajec — Krościenko	1580	1951–1997	1,303	1,053	1,283
4	Dunajec — Gołkowice	2047	1984–1997	1,273	0,970	1,270
5	Dunajec — Nowy Sącz	4341	1951–1997	1,382	1,067	1,437
6	Dunajec — Czchów	5316	1961–2003	1,147	0,841	1,274
7	Lepietnica — Ludźmierz	51	1971–1990, 1996, 2001, 2002	1,609	1,176	1,776
8	Wielki Rogoźnik — Ludźmierz	124	1970–1990	1,934	1,293	2,162
9	Biały Dunajec — Harenda	58	1964–1990, 1996, 2001, 2002	1,660	1,489	1,464
10	Poroniec — Poronin	79	1971–1990	1,747	0,901	1,715
11	Białka — Łysa Polana	63	1970–1990, 1996, 2001, 2002	1,320	1,036	1,088
12	Niedziczanka — Niedzica	136	1984–2003	1,550	1,250	1,661
13	Grajcarek — Szczawnica	75	1984–2003	1,316	1,141	1,362
14	Ochotnica — Tylmanowa	108	1984–2003	1,504	1,247	1,705
15	Poprad — Stary Sącz	2071	1984–2003	1,243	1,147	1,242
16	Kamienica — Nowy Sącz	238	1984–2003	1,917	1,506	2,048
17	Łubinka — Nowy Sącz	66	1984–2003	2,867	1,687	3,185
18	Łososina — Jakubkowice	343	1964–1983, 1993–1999	2,398	1,530	2,776
19	Biała Tarnowska — Grybów	210	1964, 1965, 1970–1990, 2001	2,024	1,529	2,160
20	Biała Tarnowska — Koszyce	957	1961–1996	2,028	1,409	2,625



Ryc. 1. Rozmieszczenie analizowanych zlewni i przekrojów wodowskazowych w dorzeczu Dunajca. Numeracja przekrojów jest zgodna z tabelą 1

Fig. 1. Catchments and gauging stations in Dunajec drainage basin. Numbers correspond with Table 1

METODY

Kierunek, wielkość i istotność zmian w szeregach czasowych zbadano za pomocą parametrycznych i nieparametrycznych testów statystycznych. W testach tych weryfikuje się hipotezę zerową o braku zmian w szeregu czasowym przy założeniu odpowiedniego poziomu istotności (Kundzewicz, Robson 2000; Radziejewski, Kundzewicz 2002, 2004). W celu zwiększenia wiarygodności badanych zmian, zaleca się zwykle stosowanie więcej niż jednego testu (Kundzewicz, Robson 2000).

Zastosowanie testów statystycznych wymaga sprawdzenia kilku założeń. Najważniejsze z nich dotyczą typu rozkładu i niezależności zmiennych. Wiele testów parametrycznych (m.in. metoda równań regresji) wymaga, by elementy serii były niezależne i posiadały rozkład normalny. Niespełnienie tych założeń uniemożliwia określenia istotności uzyskanego wyniku.

BADANIE TYPU ROZKŁADU I NIEZALEŻNOŚCI ELEMENTÓW SERII

Normalność rozkładu sprawdzono za pomocą testu *W* Shapiro–Wilka (Sobczyk 2004). Jeśli statystyka *W* okazywała się istotna na poziomie $\alpha < 0,05$, wówczas odrzucano hipotezę o normalności rozkładów. Wiele ciągów posiadało rozkład niezgodny z rozkładem normalnym (oznaczono je gwiazdką w tabelach 2–8). Do wykrywania zmian w szeregach czasowych postanowiono zatem wykorzystać metody nieparametryczne, a wyniki testów parametrycznych analizowano tylko dla tych serii, które miały rozkład normalny.

Większość testów parametrycznych i nieparametrycznych wymaga, by serie danych były niezależne. Wymóg ten sprawdzono przy pomocy testu serii (Zasady... 2005), testu Fiszera i testu punktów zwrotnych Kendalla (Radziejewski, Kundzewicz 2004). W teście serii na przyjętym poziomie istotności $\alpha = 0,05$ nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niezależności elementów ciągów pomiarowych, co świadczyło o losowym charakterze elementów wszystkich ciągów i oznaczało, że elementy wszystkich serii są niezależne. Z kolei testy Kendalla i Fiszera wykazały, że w wielu seriach występuje istotne (na poziomie $\alpha = 0,05$) powiązanie elementów serii danych. Wówczas nie powinno się stosować większości testów umożliwiających określenie poziomów istotności zmian w szeregach czasowych. Problem ten rozwiązano stosując metody resamplingu (bootstrappingu) (Kundzewicz i in. 2002).

W opracowaniu zastosowano trzy metody umożliwiające określenie kierunku i istotności trendów wysokich przepływów rocznych i półrocznych (oddzielnie dla półrocza letniego i zimowego): parametryczną metodę opartą na regresji liniowej oraz testy nieparametryczne (Manna–Kendalla oraz współczynnika korelacji rang R Spearmana). W przypadku regresji liniowej parametry szacowano za pomocą metody najmniejszych kwadratów. Na podstawie wartości współczynnika równania regresji (nachylenia) oceniono kierunek i przeciętne tempo zmian w szeregu czasowym.

Współczynniki równania regresji oszacowane dla serii obserwacyjnych, charakteryzujących się różnymi wartościami średniej arytmetycznej i odchylenia standardowego, nie mogą być bezpośrednio porównywalne. Aby uzyskać porównywalne wyniki, przed przystąpieniem do analiz przeprowadzono standaryzację wszystkich serii: od każdego elementu danej serii odejmowano wartość średnią i dzielono uzyskany wynik przez odchylenie standardowe. Bezwzględne współczynniki regresji uzyskano mnożąc standaryzowane współczynniki przez odchylenie standardowe (Dobosz 2001). Powszechnie stosowaną statystyką testu opartego na regresji liniowej jest współczynnik korelacji liniowej r Pearsona mierzący kierunek i siłę związku między zmienną czasową a elementami ciągu obserwacyjnego (Radziejewski, Kundzewicz 2004). Jego stosowanie wymaga spełnienia założenia o niezależności i normalności rozkładu elementów serii obserwacyjnej.

Test Manna–Kendalla opiera się na współczynniku τ Kendalla, który został zaadoptowany do analizy szeregów czasowych przez Manna (Radziejewski, Kundzewicz 2002). Współczynnik τ określa różnicę między prawdopodobieństwem tego, że dwie zmienne układają się w tym samym porządku, a prawdopodobieństwem, że ich uporządkowanie się różni (Dobosz 2001). Mierzy on zatem względny stopień zgodności w ustawieniu par wyników zmiennej czasowej i zmiennej obserwacyjnej. Jeżeli pary wyników ustawione są w tym samym porządku, to są to pary uporządkowane zgodnie, a współczynnik $\tau = 1$. W przypadku pełnej przeciwstawności uporządkowań, współczynnik $\tau = -1$, a przy braku zgodności uporządkowań $\tau = 0$. Test Manna–Kendalla jest często stosowany do wykrywania tendencji odpływu (Kundzewicz i in. 2005).

Statystyka testu korelacji rang R Spearmana, w odróżnieniu od testu Manna–Kendalla, jest łatwiejsza do interpretacji. Współczynnik R Spearmana wyznaczany jest tak, jak współczynnik korelacji r Pearsona, przy czym jest wyliczany w oparciu o rangi przyporządkowane zmiennym. Podobnie jak kwadrat współczynnika korelacji Pearsona, wskazuje on procent wyjaśnianej zmienności (Dobosz 2001).

OKREŚLENIE POZIOMÓW ISTOTNOŚCI I ICH INTERPRETACJA

Analizie poddano krytyczne poziomy istotności p czyli najmniejsze poziomy prawdopodobieństwa tego, że hipoteza zerowa zostanie odrzucona, mimo iż jest ona prawdziwa. Krytyczne poziomy istotności określają prawdopodobieństwo p , przy którym można zmienić decyzję weryfikacyjną na decyzję odwrotną (Luszniewicz, Słaby 2001). Decyzje weryfikacyjne podejmowano na poziomach istotności $\alpha = 0,05$ lub $\alpha = 0,10$. Na zadeklarowanych poziomach $\alpha = 0,05$ oraz $\alpha = 0,10$ hipotezę zerową o braku zmian w szeregu czasowym odrzucano, gdy $\alpha \geq p$. Jeśli natomiast $\alpha < p$, to na danym poziomie istotności α nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Niska, bliska zeru wartość krytycznego poziomu istotności świadczy o silnych, wykrytych z większą pewnością zmianach, wyższa — o słabszych. Im niższy krytyczny poziom istotności, tym niższe prawdopodobieństwo popełnienia błędu polegającego na wykryciu zmian, mimo iż w rzeczywistości zmiany te nie występują. Wtedy bardziej uwiarygodnione jest przyjęcie hipotezy alternatywnej.

Do estymacji krytycznych poziomów istotności zastosowano metodę resamplingu. Metody resamplingu pozwalają określić poziom istotności dla dowolnego testu, nawet jeśli jego założenia, zwłaszcza o niezależności elementów, nie są spełnione. Istota resamplingu polega na wygenerowaniu wielu nowych serii danych na podstawie wielokrotnego losowania ze zwracaniem elementów z serii obserwacyjnej (w niniejszym opracowaniu przyjęto 2000 iteracji). Krytyczny poziom istotności jest określany na podstawie porównania wyników testu statystycznego dla serii obserwacyjnej z wynikami testu dla wygenerowanych serii (Kundzewicz i in. 2002).

Do obliczeń zastosowano następujące programy komputerowe: Statistica, Microsoft Excel, Hydrospect v. 2.0.

JEDNORODNOŚĆ CZASOWA SERII DANYCH

W przypadku 4 serii obserwacyjnych z przekrojów hydrometrycznych na Dunajcu (Krościenko, Gołkowice, Nowy Sącz, Czchów) stwierdzono zerwanie jednorodności czasowej, kiedy rozpoczęto budowę i oddano do użytku Zbiornik Sromowce Wyżne (początek budowy — 1979 r., uruchomienie — 1994 r.), a następnie Zbiornik Czorsztyński (początek budowy — 1970 r., uruchomienie — 1997 r.). Analiza hydrogramów i krzywych kumulacyjnych wysokich przepływów rocznych nie wykazała istotnych zmian przepływów wysokich w okresie 1951–2003. Podjęto decyzję o wykorzystaniu w analizach wszystkich 4 serii obserwacyjnych.

W Czchowie jednorodność czasowa została zerwana już w latach 1935-1949, kiedy budowano i oddawano do użytku Zbiornik Czchowski i Zbiornik Rożnowski. Serie danych, które wykorzystano w analizie obejmują okres funkcjonowania zbiorników (lata 1971–1990 i 1984–2003, oraz 1951–2003); można je uznać za wewnętrznie jednorodne.

Analiza trendów pozwoli nie tylko określić kierunek i tempo zmian, ale także stwierdzić, czy serie danych są jednorodne statystycznie. Jeżeli trendy będą słabe i nieistotne, będzie to świadczyło o jednorodności statystycznej serii danych.

WYNIKI

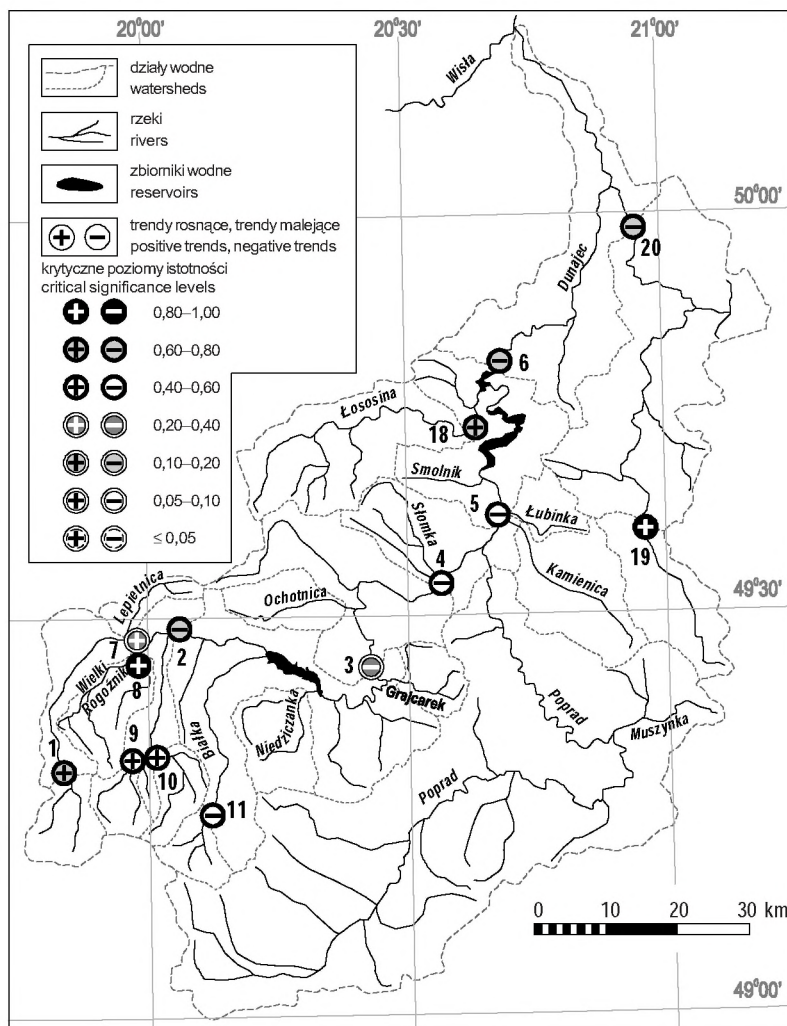
Wyniki wszystkich obliczeń zestawiono w tabelach (tab. 2–8), a wyniki badań zmian w szeregach czasowych przy pomocy testu Manna–Kendalla zaprezentowano także na rycinach (ryc. 2–7).

WYSOKIE PRZEPŁYWY ROCZNE

Żaden z zastosowanych testów nie potwierdził zmian wysokich przepływów rocznych w wieloleciu 1971–1990 oraz w latach 1984–2003 ani na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, ani też na poziomie istotności $\alpha = 0,10$ (ryc. 2, tab. 2).

W okresie 1971–1990 w przekrojach zamykających największe zlewnie (Dunajec w Czchowie, Nowym Sączu, Gołkowicach, Krościenku i w Nowym Targu Kowańcu; Biała Tarnowska w Koszycach) oraz zlewnię Białki, współczynniki: kierunkowe równań regresji, korelacji r Pearsona, rang R Spearmana i τ Manna–Kendalla potwierdziły występowanie słabego malejącego trendu (tab. 2). W pozostałych przekrojach występowała słaba tendencja rosnąca, o czym świadczą dodatnie, choć niskie wartości analizowanych współczynników. W większości przekrojów hydrometrycznych krytyczne poziomy istotności wahały się w przedziale 0,3–0,7. W niektórych były większe od 0,7 (Czarny Dunajec, Łososina, Biała w Koszycach, Biała Tarnowska w Grybowie, Wielki Rogoźnik, Łososina, Dunajec — Nowy Targ Kowaniec).

W latach 1984–2000 wszystkie testy wskazywały na występowanie ujemnej tendencji tylko w przekrojach zamykających zlewnie Niedziczanki i Ochotnicy (ryc. 3, tab. 3). W przekroju Dunajca w Nowym Sączu współczynniki: równania regresji, korelacji r Pearsona i τ Manna–Kendalla sugerowały występowanie bardzo słabego trendu dodatniego, natomiast współczynnik korelacji rang R Spearmana świadczył o istnieniu tendencji spadkowej.



Ryc. 2. Detekcja trendów wysokich przepływów rocznych w dorzeczu Dunajca w latach 1971–1990 (test Manna–Kendalla). Numeracja przekrojów jest zgodna z tabelą 1

Fig. 2. Trend detection of high annual river flow in the Dunajec drainage basin for 1971–1990 period (the Mann–Kendall test). Numbers correspond with Table 1

W pozostałych przekrojach zaznaczyła się słaba tendencja wzrostowa. Wartości krytycznych poziomów istotności wahały się od 0,15 do 0,30. Największe wartości występowały w przekrojach zamykających zlewnie: Dunajca w Nowym Sączu, Ochońnicy, Niedziczanki oraz Dunajca w Nowym Targu Kowańcu.

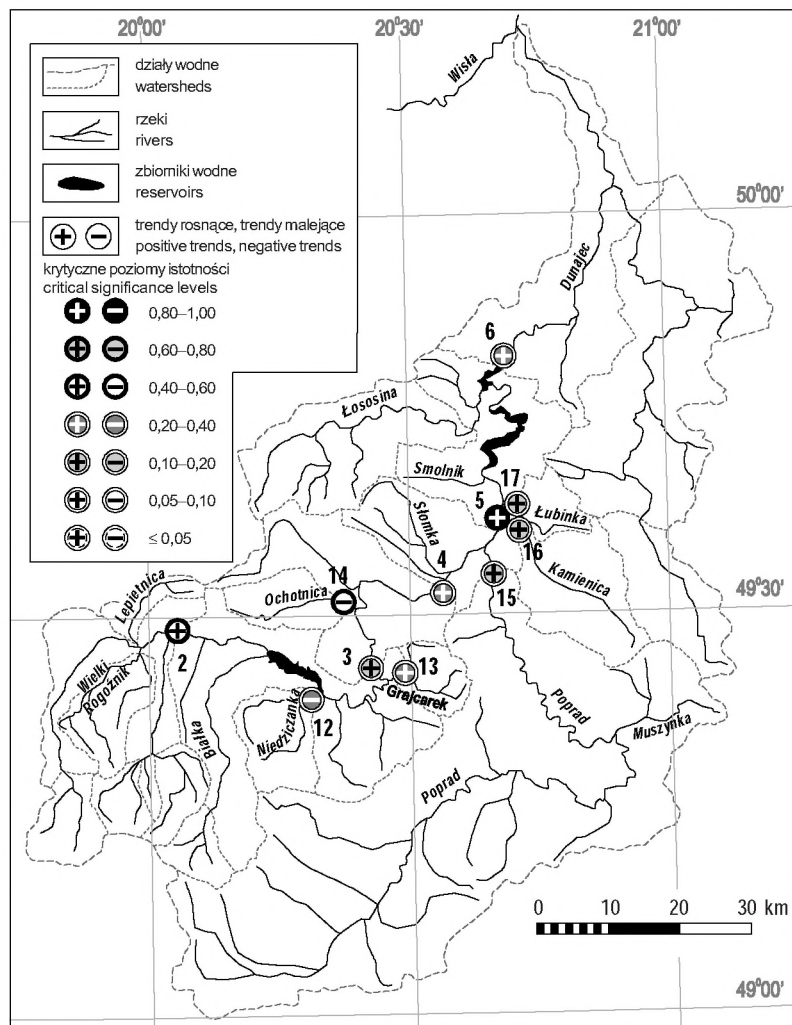
Tabela 2 — Table 2

Detekcja trendów wysokich przepływów rocznych w dorzeczu Dunajca w latach 1971–1990
 (kursywą zaznaczono tendencję spadkową)
 Trend detection of high annual river flow in the Dunajec River drainage basin in 1971–1990
 (negative tendency is shown in *italic format*)

Rzeka — posterunek River — gauge	Regresja liniowa Linear regression			Korelacja rang Spearmana Spearman's rank coefficient		Test Mann–Kendalla Mann–Kendall's test	
	nachylenie (zmiana na rok) slope (change per year)	R		R	p	τ	p
	standaryz. standardized $\times 10^{-2}$	bzwzgl. absolute [$m^3 \cdot s^{-1}$]					
Czarny Dunajec — Kojśówka	2,81	0,056	0,167	0,482	0,715	0,063	0,697
Dunajec — Nowy Targ Kowaniec	<i>-0,12</i>	<i>-0,012</i>	<i>-0,007</i>	<i>0,977</i>	0,867	<i>-0,069</i>	0,672
Dunajec — Krościenko	<i>-3,12</i>	<i>-0,717</i>	<i>-0,185</i>	<i>0,436</i>	0,384	<i>-0,149</i>	0,359
Dunajec — Gołkowice	<i>-2,19</i>	<i>-0,620</i>	<i>-0,129</i>	<i>0,587</i>	0,466	<i>-0,116</i>	0,475
Dunajec — Nowy Sącz	<i>-0,88</i>	<i>-0,360</i>	<i>-0,052</i>	<i>0,828</i>	0,634	<i>-0,090</i>	0,580
Dunajec — Czchów	<i>-1,71</i>	<i>-0,847</i>	<i>-0,101*</i>	<i>0,671*</i>	0,627	<i>-0,042</i>	0,794
Lepietnica — Ludźmierz	5,01	0,040	0,297	0,204	0,296	0,185	0,255
Wielki Rogoźnik — Ludźmierz	1,66	0,035	0,097	0,684	0,960	0,016	0,922
Biały Dunajec — Harenda	3,57	0,058	0,210*	0,374*	0,698	0,106	0,514
Poroniec — Poronin	4,92	0,113	0,292*	0,212*	0,486	0,126	0,436
Białka — Łysa Polana	<i>-1,56</i>	<i>-0,031</i>	<i>-0,092</i>	<i>0,700</i>	0,563	<i>-0,090</i>	0,580
Łososina — Jakubkowice	0,47	0,017	0,028	0,908	0,772	0,058	0,720
Biała Tarnowska — Grybów	1,46	0,044	0,086	0,719	0,945	0,005	0,974
Biała Tarnowska — Koszyce	<i>-0,72</i>	<i>-0,047</i>	<i>-0,043</i>	<i>0,857</i>	0,840	<i>-0,047</i>	0,770

* Rozkłady są istotnie różne od rozkładu normalnego ($\alpha = 0,05$). Poziomy istotności podano przy założeniu, że zmienne posiadają rozkład normalny

* The data sets are not normally distributed at the significance level $\alpha = 0,05$. Significance levels are shown assuming normal distribution



Ryc. 3. Detekcja trendów wysokich przepływów rocznych w dorzeczu Dunajca w latach 1984–2003 (test Manna–Kendalla). Numeracja przekrojów jest zgodna z tabelą 1

Fig. 3. Trend detection of high annual river flow in the Dunajec drainage basin for 1984–2003 period (the Mann–Kendall test). Numbers correspond with Table 1

Detekcja trendów wysokich przepływów rocznych w dorzeczu Dunajca w latach 1984–2003
(kursywą zaznaczono tendencję spadkową)

Trend detection of high annual river flow in the Dunajec River drainage basin in 1984–2003
(negative tendency is shown in italic format)

Rzeka — posterunek River — gauge	Regresja liniowa Linear regression			Korelacja rang Spearmana Spearman's rank coefficient		Test Manna-Kendalla Mann-Kendall's test	
	nachylenie (zmiana na rok) slope (change per 1 year)	R		R	p	τ	p
		standaryz. standardized $\times 10^{-2}$	Bezwzgl. Absolute [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]				
Dunajec — Nowy Targ Kowaniec	1,71	0,144	0,101	0,672	0,115	0,628	0,600
Dunajec — Krościenko	4,92	1,251	0,291	0,213	0,277	0,237	0,182
Dunajec — Gołkowice	4,41	1,613	0,261	0,267	0,256	0,275	0,229
Dunajec — Nowy Sącz	0,58	0,241	0,034*	0,886*	-0,011	0,962	0,922
Dunajec — Czchów	5,55	2,583	0,328	0,158	0,260	0,268	0,313
Niedziczanka — Niedzica	-3,57	-0,081	-0,211	0,371	-0,191	0,420	0,399
Grajcarek — Szczawnica	5,19	0,046	0,307	0,188	0,284	0,226	0,255
Ochoznica — Tyłmanowa	-0,42	-0,004	-0,025	0,918	-0,126	0,595	0,557
Poprad — Stary Sącz	4,16	0,686	0,246	0,295	0,325	0,162	0,153
Kamienica — Nowy Sącz	4,06	0,150	0,240	0,308	0,279	0,233	0,151
Łubinka — Nowy Sącz	5,52	0,042	0,327	0,160	0,325	0,162	0,173

* Rozkłady są istotnie różne od rozkładu normalnego ($\alpha = 0,05$). Poziomy istotności podano przy założeniu, że zmienne posiadają rozkład normalny

* The data sets are not normally distributed at the significance level $\alpha = 0,05$. Significance levels are shown assuming normal distribution

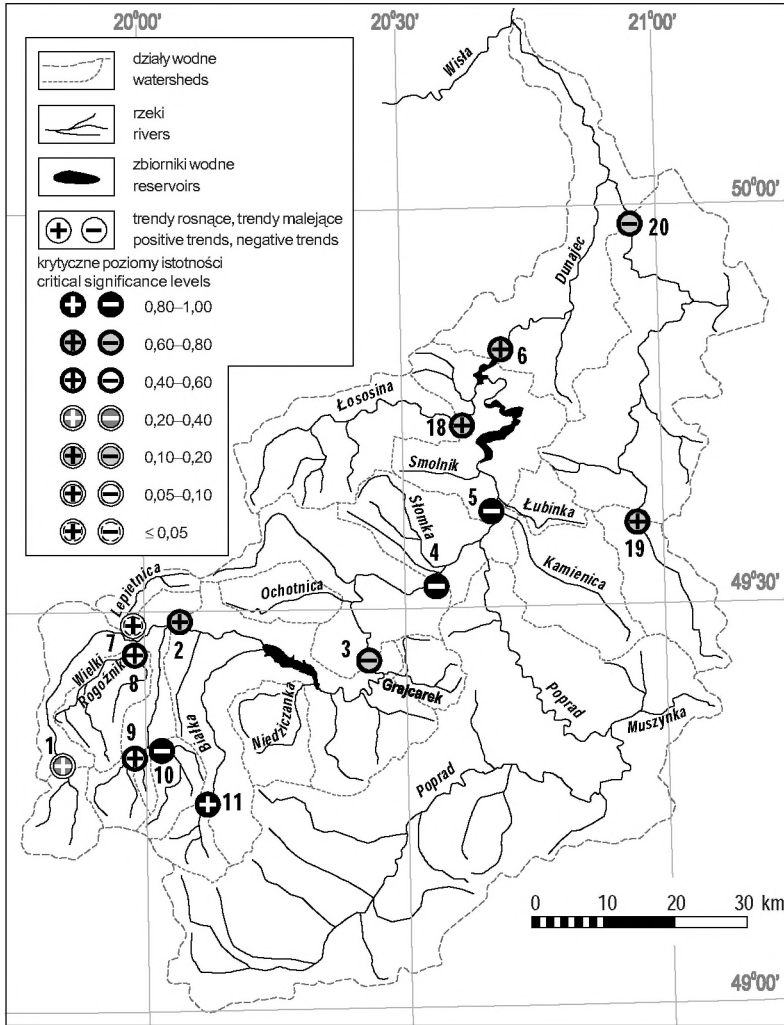
WYSOKIE PRZEPIŁYWY PÓLROZCZA ZIMOWEGO

W półroczu zimowym w latach 1971–1990 wszystkie zastosowane współczynniki wskazywały na występowanie pozytywnej tendencji w przekrojach zamykających zlewnie Dunajca (Czchów, Nowy Targ Kowaniec, Łososina), Białej Tarnowskiej (Grybów), Wielkiego Rogoźnika, Czarnego i Białego Dunajca oraz Lepietnicy. Tendencje negatywne stwierdzono w zlewni Dunajca zamkniętej w Gołkowicach i w Krościenku (tab. 4). W zlewniach Dunajca (Nowy Sącz) i Porońca znaki współczynników r Pearsona i R Spearmana świadczyły o występowaniu tendencji wzrastającej, ale ujemna wartość współczynnika τ wskazywała na trend malejący. Niejednoznaczne wyniki uzyskano także w zlewni Białej Tarnowskiej w Koszycach, gdzie współczynnik r Pearsona wskazywał na tendencję wzrastającą, ale pozostałe współczynniki opisywały trend malejący. Zaskakujące wyniki uzyskano w przypadku Białki: współczynnik r Pearsona świadczył o słabej tendencji dodatniej, współczynnik R Spearmana — o tendencji ujemnej, a współczynnik τ bliski 0 oznaczał brak zgodności uporządkowań między zmienną czasową a wysokimi przepływami półrocza zimowego.

W większości przypadków zastosowane miary siły związku między zmienną czasową i wysokimi przepływami półrocza zimowego mieściły się w przedziale od $-0,08$ do $0,25$, co świadczy o bardzo słabej lub nikłej sile tych związków.

Testy współczynnika korelacji rang R Spearmana i Manna–Kendalla wykazały istotny statystycznie ($\alpha = 0,05$) wzrost przepływu w przekroju zamykającym zlewnię Lepietnicy (tab. 4, ryc. 4). Przeciętne roczne tempo wzrostu przepływów wysokich osiągnęło $0,061 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{rok}^{-1}$. W pozostałych przekrojach krytyczne poziomy istotności były większe od 0,30, a w niektórych były większe od 0,70 (Białka, Biała Tarnowska w Koszycach, Dunajec w Gołkowicach, Krościenku i Nowym Sączu, Łososina, Poroniec).

W latach 1984–2003 rozkłady wysokich przepływów półrocza zimowego były w większości przypadków istotnie różne od rozkładu normalnego. Analizie poddano zatem tylko wyniki testów nieparametrycznych. Współczynniki R Spearmana i τ Manna–Kendalla, świadczące o tendencji malejącej stwierdzono w przekrojach: Dunajca w Nowym Sączu, Gołkowicach, Krościenku i w Nowym Targu Kowańcu oraz w przekrojach zamykających zlewnię Niedziczanki i zlewnię Ochotnicy (tab. 5, ryc. 5). Tendencję wzrostową wykazywały wysokie przepływy zimowe na Dunajcu w Czchowie oraz Popradzie, Kamienicy, Grajcarcu i Łubiance. Siły związku między zmienną czasową a zmiennymi obserwacyjnymi były zwykle słabe i bardzo słabe — wartości bezwzględne współczynników R



Ryc. 4. Detekcja trendów wysokich przepływów półrocza zimowego w dorzeczu Dunajca w latach 1971–1990 (test Manna–Kendalla). Numeracja przekrojów jest zgodna z tabelą 1

Fig. 4. Trend detection of high winter river flow in the Dunajec drainage basin for 1971–1990 period (the Mann–Kendall test). Numbers correspond with Table 1

i i τ były mniejsze od 0,3. Krytyczne poziomy istotności w teście korelacji rang R Spearmana wahały się od 0,151 do 0,925. W większości przypadków zawierały się w przedziale 0,3–0,7. W teście Manna–Kendalla najniższy krytyczny poziom istotności osiągnął $p = 0,182$, a najwyższy — $p = 0,897$ (ryc. 5). W większości przekrojów krytyczny poziom istotności zawierał się między 0,3 a 0,6.

Tabela 4 — Table 4

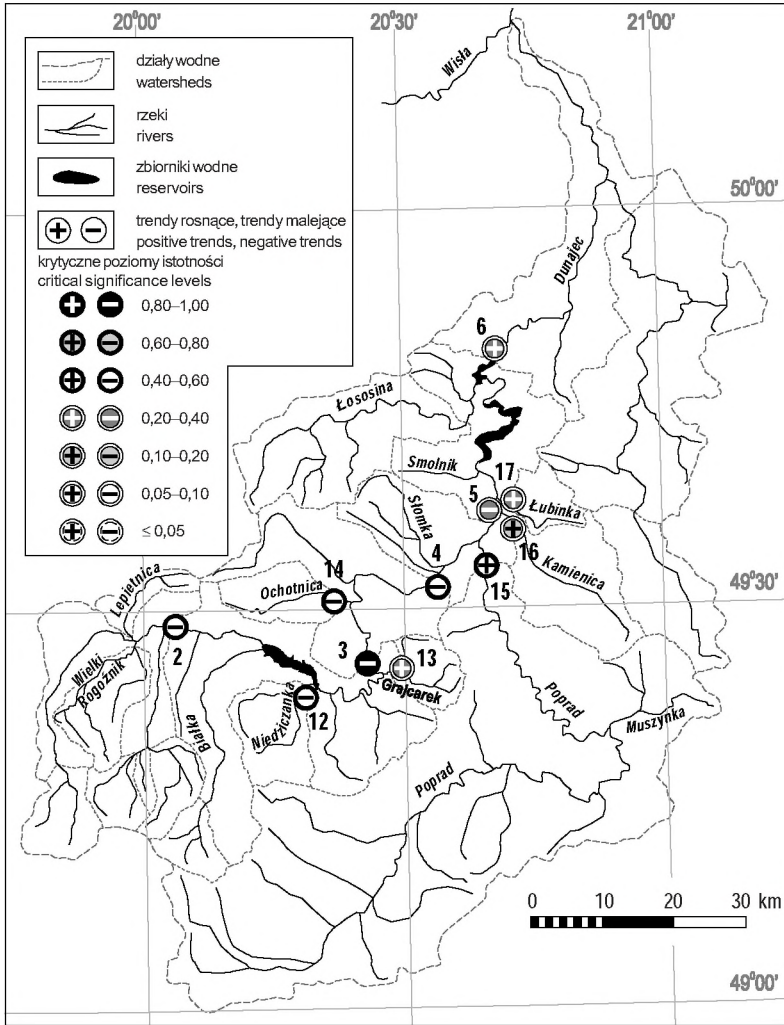
Detekcja trendów wysokich przepływów półroczna zimowego w dorzeczu Dunajca w latach 1971–1990
(kursywą zaznaczono tendencję spadkową, czcionką pogrubioną — $p \leq 0,05$)

Trend detection of high winter river flow in the Dunajec River drainage basin in 1971–1990
(negative tendency is shown in italic format, bold — $p \leq 0.05$ bold)

Rzeka — posterunek River — gauge	Regresja liniowa Linear regression			Korelacja rang Spearman's rank coefficient		Test Manna–Kendalla Mann–Kendall's test		
	nachylenie (zmiana na rok) slope (change per 1 year)	R		R	p	τ	p	
		standaryz. standardized $\times 10^{-2}$	bezwzgl. absolute $[\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}]$					
Czarny Dunajec — Kojsówka	4,16	0,071	0,246	0,295	0,246	0,296	0,164	0,313
Dunajec — Nowy Targ Kowaniec	2,10	0,159	0,124	0,602	0,138	0,563	0,058	0,720
Dunajec — Krościenko	<i>-0,02</i>	<i>-0,003</i>	<i>-0,001</i>	0,997	<i>-0,057</i>	0,811	<i>-0,053</i>	0,746
Dunajec — Gólkowice	<i>-1,39</i>	<i>-0,356</i>	<i>-0,082</i>	0,730	<i>-0,027</i>	0,910	<i>-0,037</i>	0,820
Dunajec — Nowy Sącz	1,02	0,420	0,060	0,801	0,015	0,950	<i>-0,027</i>	0,870
Dunajec — Czchów	0,30	0,138	0,018*	0,941*	0,133	0,577	0,074	0,646
Lepietnica — Ludźmierz	6,78	0,061	0,401*	0,080*	0,487	0,029	0,332	0,040
Wielki Rogoźnik — Ludźmierz	2,48	0,064	0,147	0,538	0,182	0,442	0,121	0,454
Biały Dunajec — Harenda	3,22	0,020	0,191	0,421	0,129	0,588	0,085	0,600
Poroniec — Poronin	2,63	0,024	0,155	0,513	0,036	0,880	<i>-0,032</i>	0,845
Białka — Łysa Polana	2,41	0,037	0,143*	0,548*	<i>-0,007</i>	0,977	0,001	0,995
Łososina — Jakubkowice	2,03	0,083	0,120	0,614	0,087	0,714	0,063	0,696
Biała Tarnowska — Grybów	1,84	0,056	0,109	0,648	0,146	0,539	0,063	0,696
Biała Tarnowska — Koszyce	0,58	0,054	0,034	0,887	<i>-0,021</i>	0,930	<i>-0,047</i>	0,770

* Rozkłady są istotnie różne od rozkładu normalnego ($\alpha = 0,05$). Poziomy istotności podano przy założeniu, że zmienne posiadają rozkład normalny

* The data sets are not normally distributed at the significance level $\alpha = 0,05$. Significance levels are shown assuming normal distribution



Ryc. 5. Detekcja trendów wysokich przepływów półrocza zimowego w dorzeczu Dunajca w latach 1984–2003 (test Manna–Kendalla). Numeracja przekrojów jest zgodna z tabelą 1

Fig. 5. Trend detection of high winter river flow in the Dunajec drainage basin for 1984–2003 period (the Mann–Kendall test). Numbers correspond with Table 1

Tabela 5 — Table 5

Detekcja trendów wysokich pórcza zimowego w dorzeczu Dunajca w latach 1984–2003
(kursywą zaznaczono tendencję spadkową)

Trend detection of high winter river flow in the Dunajec River drainage basin in 1984–2003
(negative tendency is shown in italic format)

Rzeka — posturunek River — gauge	Regresja liniowa Linear regression			Korelacja rang Spearmana Spearman's rank coefficient		Test Manna–Kendalla Mann–Kendall's test	
	nachylenie (zmiana na rok) slope (change per 1 year)	R		R	p	τ	p
		standaryz. standardized ×10 ⁻²	bezwzgl. absolute [m ³ · s ⁻¹]				
Dunajec — Nowy Targ Kowamiec	-0,38	-0,214	-0,169	0,477	0,665	-0,091	0,576
Dunajec — Krościenko	1,31	0,731	0,132*	0,578*	0,925	-0,021	0,897
Dunajec — Gołkowice	0,79	0,439	0,073*	0,760*	0,643	-0,090	0,580
Dunajec — Czchów	4,88	2,714	0,289*	0,217*	0,384	0,137	0,399
Dunajec — Nowy Sącz	-0,47	-0,262	-0,031*	0,897*	0,539	-0,143	0,377
Niedziczanka — Niedzica	-0,10	-0,057	-0,151*	0,525*	0,339	-0,147	0,364
Grajcarek — Szczawnica	0,12	0,066	0,326*	0,161*	0,220	0,179	0,270
Ochoznica — Tyłmanowa	-0,05	-0,026	-0,115	0,628	0,360	-0,127	0,434
Poprad — Stary Sącz	1,52	0,847	0,208*	0,379*	0,541	0,100	0,537
Kamienica — Nowy Sącz	0,31	0,175	0,298*	0,202*	0,151	0,216	0,182
Łubinka — Nowy Sącz	0,05	0,029	0,227	0,336	0,405	0,158	0,330

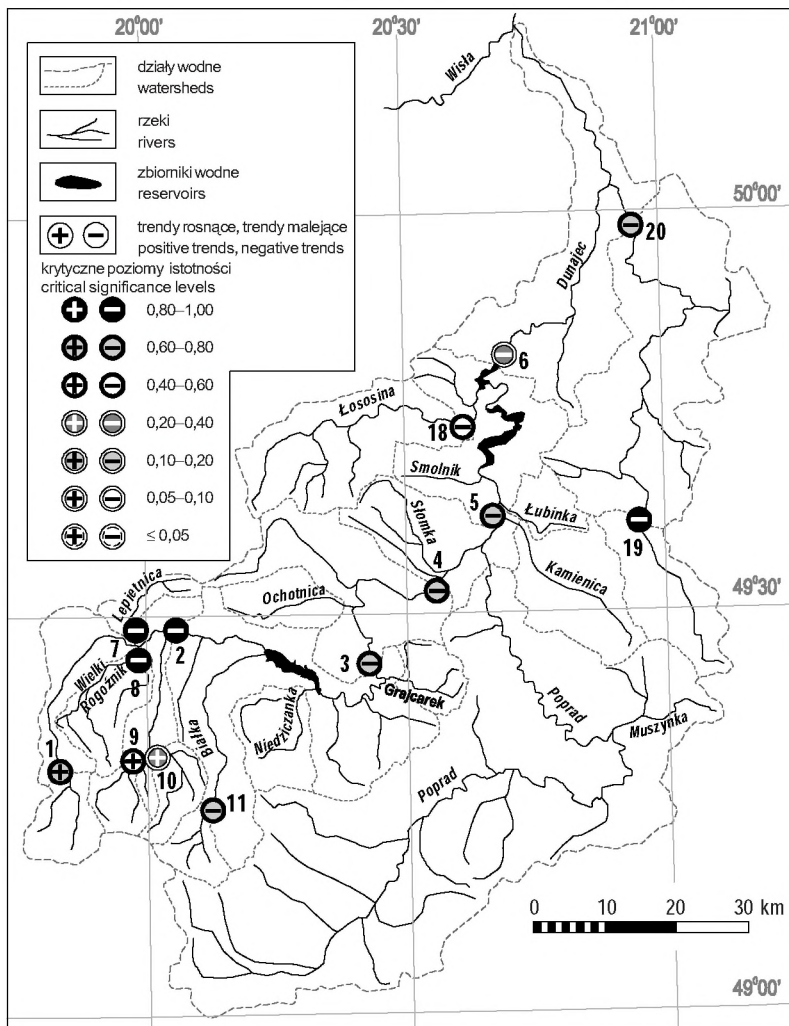
* Rozkłady są istotnie różne od rozkładu normalnego ($\alpha = 0,05$). Poziomy istotności podano przy założeniu, że zmienne posiadają rozkład normalny
* The data sets are not normally distributed at the significance level $\alpha = 0,05$. Significance levels are shown assuming normal distribution

WYSOKIE PRZEPIŁYWY PÓŁROCZA LETNIEGO

Żaden z zastosowanych testów nie potwierdził istotnych zmian wysokich przepływów półrocza letniego w wieloleciu 1971–1990 oraz w latach 1984–2003 (tab. 6–7, ryc. 6–7). Zmiany nie zostały wykryte ani na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, ani też na poziomie istotności $\alpha = 0,1$.

Analiza współczynników nachylenia prostej regresji, r Pearsona, R Spearmana i τ Manna–Kendalla pozwala stwierdzić występowanie trendu malejącego w przekrojach zamykających zlewnie Dunajca (Czchów, Nowy Sącz, Gołkowice, Krościenko) oraz Białej Tarnowskiej (Koszyce, Grybów), Łososiny, Wielkiego Rogoźnika i Białki. Dodatkowo wartości analizowanych współczynników stwierdzono w zlewniach Czarnego i Białego Dunajca oraz w zlewni Porońca. W zlewni Dunajca zamkniętej w Nowym Targu Kowańcu oraz w zlewni Lepietnicy uzyskano niejednoznaczne wyniki: test regresji świadczył o występowaniu tendencji rosnącej, a współczynniki R Spearmana i τ Manna–Kendalla — wykazywały występowanie słabej tendencji malejącej. W niemal wszystkich przypadkach krytyczne poziomy istotności w zastosowanych testach były większe od 0,3, a w większości przypadków osiągały wartości wyższe od 0,5. W kilku zlewniach zmian w szeregach czasowych nie można było wykryć nawet na poziomie istotności $\alpha = 0,90$ i wyższym (Dunajec w Nowym Targu Kowańcu, Lepietnica, Wielki Rogoźnik).

Prawie wszystkie serie danych wysokich przepływów półrocza letniego w latach 1984–2003 były istotnie różne od rozkładu normalnego (tab. 7). W tej sytuacji badania detekcji zmian oparto na wynikach testów nieparametrycznych. W zlewni Niedziczanki w latach 1984–2003 zaznaczyła się słaba tendencja spadkowa, natomiast w pozostałych zlewniach stwierdzono słaby trend rosnący (ryc. 7). Krytyczne poziomy istotności w przypadku obu testów wahały się od około 0,13 (Dunajec — Gołkowice) do ponad 0,90 (Dunajec — Nowy Sącz, Ochotnica — Tylmanowa). W przekrojach zamykających zlewnie Szczawnicy i Niedziczanki oraz w zlewni Dunajca zamkniętej w Krościenku i Czchowie, krytyczne poziomy istotności analizowanych testów mieściły się w zakresie od 0,20 do 0,50, zaś w pozostałych przekrojach od 0,50 do 0,67.



Ryc. 6. Detekcja trendów wysokich przepływów półrocza letniego w dorzeczu Dunajca w latach 1971–1990 (test Manna–Kendalla). Numeracja przekrojów jest zgodna z tabelą 1

Fig. 6. Trend detection of high summer river flow in the Dunajec drainage basin for 1971–1990 period (the Mann–Kendall test). Numbers correspond with Table 1

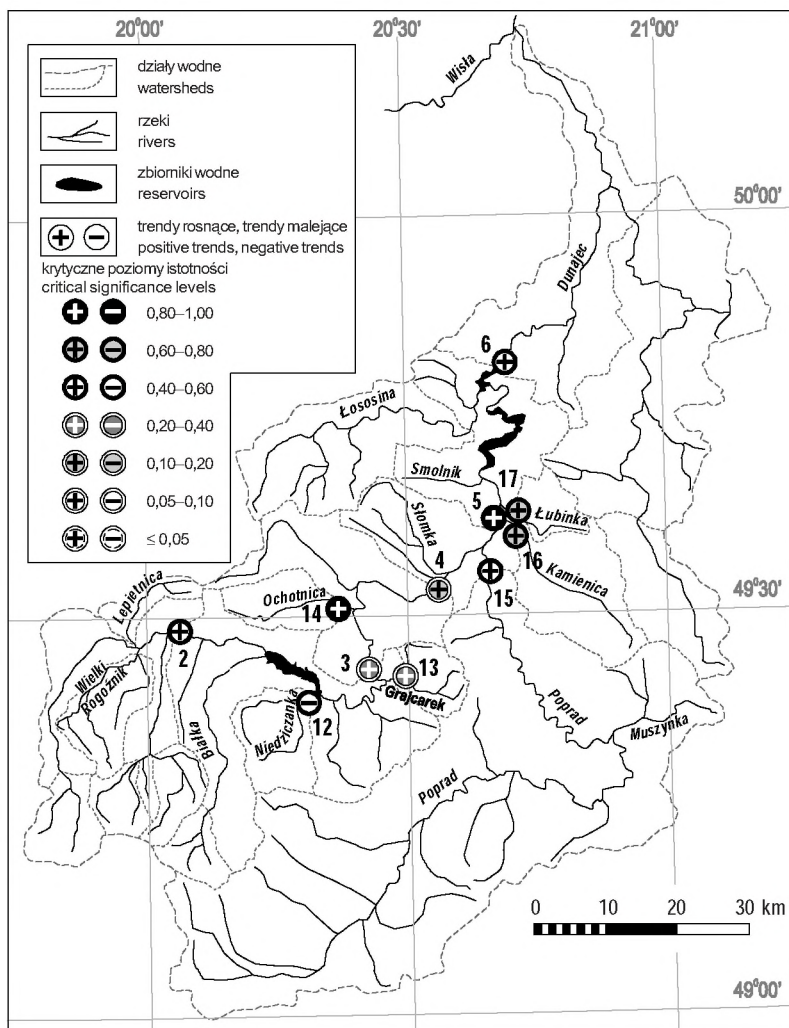
Detekcja trendów wysokich przepływów półroczna letniego w dorzeczu Dunajca w latach 1971–1990
(kursywą zaznaczono tendencję spadkową)

Trend detection of high summer river flow in the Dunajec River drainage basin in 1971–1990
(negative tendency is shown in italic format)

Rzeka — posterunek River — gauge	Regresja liniowa Linear regression			Korelacja rang Spearman's rank coefficient		Test Manna-Kendalla Mann-Kendall's test		
	nachylenie (zmiana na rok) slope (change per 1 year)	R		R	p	τ	p	
		standaryz. standardized $\times 10^{-2}$	bezwzgl. absolute [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]					
Czarny Dunajec — Kosówka	2,53	0,078	0,150*	0,529*	0,100	0,675	0,079	0,626
Dunajec — Nowy Targ Kowaniec	0,04	0,007	0,003	0,991	-0,044	0,853	-0,037	0,820
Dunajec — Krościenko	-1,50	-0,613	-0,089*	0,710*	-0,086	0,719	-0,063	0,697
Dunajec — Gołkowice	-1,65	-0,869	-0,098	0,681	-0,089	0,710	-0,084	0,604
Dunajec — Nowy Sącz	-0,16	-0,119	-0,009*	0,969*	-0,078	0,743	-0,058	0,720
Dunajec — Czuchów	-4,05	-2,999	-0,240*	0,308*	-0,238	0,312	-0,175	0,280
Lepietnica — Ludźmierz	0,29	0,004	0,017	0,943	-0,020	0,935	-0,011	0,948
Wielki Rogóżnik — Ludźmierz	-0,05	-0,001	-0,003	0,990	-0,029	0,905	-0,011	0,948
Biały Dunajec — Harenda	2,88	0,095	0,171*	0,472*	0,083	0,729	0,100	0,537
Poroniec — Poronin	3,87	0,144	0,229*	0,332*	0,151	0,525	0,142	0,380
Białka — Łysa Polana	-2,77	-0,084	-0,164	0,489	-0,126	0,596	-0,074	0,650
Łososina — Jakubkowice	-1,67	-0,128	-0,099*	0,679*	-0,134	0,574	-0,090	0,580
Biała Tarnowska — Grybów	-0,20	-0,012	-0,012	0,960	-0,001	0,997	-0,005	0,974
Biała Tarnowska — Koszyce	-1,87	-0,323	-0,111*	0,642*	-0,068	0,774	-0,053	0,744

* Rozkłady są istotnie różne od rozkładu normalnego ($\alpha = 0,05$). Poziomy istotności podano przy założeniu, że zmienne posiadają rozkład normalny

* The data sets are not normally distributed at the significance level $\alpha = 0,05$. Significance levels are shown assuming normal distribution



Ryc. 7. Detekcja trendów wysokich przepływów półrocza letniego w dorzeczu Dunajca w latach 1984–2003 (test Manna–Kendalla). Numeracja przekrojów jest zgodna z tabelą 1

Fig. 7. Trend detection of high summer river flow in the Dunajec drainage basin for 1984–2003 period (the Mann–Kendall test). Numbers correspond with Table 1

Detekcja trendów wysokich przepływów półroczna letniego w dorzeczu Dunajca w latach 1984–2003

(kursywą zaznaczono tendencję spadkową)

Trend detection of high summer river flow in the Dunajec River drainage basin in 1984–2003

(negative tendency is shown in italic format)

Rzeka — posterunek River — gauge	Regresja liniowa Linear regression			Korelacja rang Spearmana Spearman's rank coefficient		Test Manna–Kendalla Mann–Kendall's test		
	nachylenie (zmiana na rok) slope (change per 1 year)	R		R	p	τ	p	
	standaryz. standardized $\times 10^{-2}$	bezwzgl. absolute $[\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}]$	p					
Dunajec — Nowy Targ Kowaniec	2,79	0,572	0,165*	0,487*	0,140	0,556	0,095	0,559
Dunajec — Krościenko	4,34	2,538	0,257*	0,275*	0,302	0,196	0,206	0,205
Dunajec — Gołkowice	3,32	2,188	0,197*	0,406*	0,353	0,126	0,242	0,136
Dunajec — Nowy Sącz	1,23	1,115	0,073*	0,760*	0,020	0,935	0,011	0,948
Dunajec — Czehów	4,85	4,002	0,287*	0,220*	0,227	0,336	0,116	0,475
Niedziczanka — Niedzica	-2,45	-0,097	-0,145*	0,541*	-0,193	0,414	-0,111	0,495
Grajcarek — Szczawnica	3,16	0,052	0,187*	0,430*	0,257	0,274	0,200	0,218
Ochoznica — Tyłmanowa	-0,47	-0,011	-0,028*	0,908*	0,012	0,960	0,021	0,897
Poprad — Stary Sącz	1,72	0,493	0,102*	0,669*	0,142	0,550	0,111	0,495
Kamienica — Nowy Sącz	2,48	0,188	0,147*	0,537*	0,141	0,552	0,084	0,604
Lubinka — Nowy Sącz	3,10	0,051	0,183*	0,439*	0,105	0,661	0,079	0,626

* Rozkłady są istotnie różne od rozkładu normalnego ($\alpha = 0,05$). Poziomy istotności podano przy założeniu, że zmienne posiadają rozkład normalny

* The data sets are not normally distributed at the significance level $\alpha = 0,05$. Significance levels are shown assuming normal distribution

Tabela 8 — Table 8

Detekcja trendów wysokich przepływów rocznych, półroczna zimowego i letniego w dorzeczu Dunajca w latach 1951–2003
(kursywą zaznaczono tendencję spadkową)

Trend detection of high annual, winter and summer river flow in the Dunajec River drainage basin in 1951–2003
(negative tendency is shown in italic format)

Rzeka — postęrnęk River — gauge	Regresja liniowa Linear regression			Korelacja rang Spearmana Spearman's rank coefficient		Test Manna–Kendalla Mann–Kendall's test		
	nachylenie (zmiana na rok) slope (change per 1 year) standardyz., standardized $\times 10^{-2}$	R		R	p	R	τ	
		bezwzgl. absolute $[\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}]$	p					
rok — year								
Dunajec — Nowy Targ Kowaniec	0,91	0,162	0,141*	0,315*	0,131	0,348	0,079	0,406
Dunajec — Krościenko	1,72	0,790	0,267*	0,053*	0,245	0,078	0,167	0,077
Dunajec — Nowy Sącz	1,07	0,880	0,164*	0,241*	0,190	0,172	0,129	0,172
półroczce zimowe — winter half-year								
Dunajec — Nowy Targ Kowaniec	-0,71	-0,068	-0,110*	0,434*	-0,036	0,798	-0,044	0,644
Dunajec — Krościenko	0,15	0,040	0,023*	0,872*	-0,020	0,886	-0,022	0,818
Dunajec — Nowy Targ Kowaniec	-0,71	-0,068	-0,110*	0,434*	-0,036	0,798	-0,044	0,644
półroczce letnie — summer half-year								
Dunajec — Nowy Targ Kowaniec	0,02	0,002	0,003*	0,982*	0,048	0,733	0,026	0,782
Dunajec — Krościenko	0,83	0,210	0,129*	0,359*	0,109	0,438	0,076	0,424
Dunajec — Nowy Sącz	0,17	0,080	0,026*	0,853*	0,053	0,705	0,025	0,788

* Rozkłady są istotnie różne od rozkładu normalnego ($\alpha = 0.05$). Poziomy istotności podano przy założeniu, że zniemne posiadają rozkład normalny

* The data sets are not normally distributed at the significance level $\alpha = 0.05$. Significance levels are shown assuming normal distribution

Najdłuższe serie obserwacyjne (1951–2003) ujęte w niniejszej analizie posiadają trzy przekroje na Dunajcu: Nowy Sącz, Krościenko i Nowy Targ. Rozkłady statystyczne serii obserwacyjnych są istotnie różne od rozkładu normalnego, dlatego też do oszacowania istotności zmian zastosowano testy nieparametryczne (tab. 8).

We wszystkich przekrojach wysokie wartości roczne charakteryzowały się słabą tendencją rosnącą (tab. 8). Największe bezwzględne zmiany wystąpiły w Nowym Sączu ($0,88 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{rok}^{-1}$), najmniejsze — w Nowym Targu Kowańcu ($0,16 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{rok}^{-1}$). Największe względne zmiany zaobserwowano w Krościenku (1,72), a najmniejsze — w Nowym Targu Kowańcu (0,91). Niskie wartości współczynników R i τ świadczyły o słabym powiązaniu zmiennych obserwacyjnych ze zmienną czasową. Najniższe krytyczne poziomy istotności, niewiele różniące się od poziomu istotności $\alpha = 0,05$, ale już istotne na poziomie $\alpha = 0,10$, stwierdzono w Krościenku. Najwyższa wartość krytycznego poziomu istotności wystąpiła w Nowym Targu Kowańcu. Zmiany zaobserwowane w Nowym Sączu były prawie istotne na poziomie $\alpha = 0,10$.

Wysokie przepływy półrocza zimowego wykazywały słabą tendencję malejącą w Nowym Sączu i w Nowym Targu Kowańcu (tab. 8). W Krościenku dodatni znak współczynnika regresji i korelacji liniowej świadczył o występowaniu bardzo słabej tendencji rosnącej, ale ujemne wartości pozostałych współczynników świadczyły o występowaniu słabego trendu spadkowego. Krytyczne poziomy istotności zawierały się w przedziale od ponad 0,30 (Nowy Sącz) do prawie 0,90 (Krościenko). Nie stwierdzono istotnych zmian zarówno na poziomie istotności $\alpha = 0,10$, ani na poziomie $\alpha = 0,05$.

Latem, we wszystkich seriach czasowych stwierdzono niewielką tendencję dodatnią. Bliskie zeru wartości analizowanych miar zależności świadczyły o nikłym powiązaniu zmiennej czasowej i zmiennych obserwacyjnych i nieistotnym charakterze zaobserwowanych tendencji. Wysokie wartości krytycznych poziomów istotności, które w zastosowanych testach nieparametrycznych mieściły się w zakresie od ponad 0,4 do ok. 0,8, potwierdzają nieistotność trendów.

PODSUMOWANIE

W dotychczasowych pracach dotyczących tendencji zmian odpływu, do określania kierunku i istotności zmian najczęściej wykorzystywano metody parametryczne. Ograniczono się do analizy współczynników korelacji liniowej r Pearsona i współczynników równań regresji. Zagadnienia

i problemy metodyczne rzadko były poruszane. Jak wskazano w niniejszym opracowaniu, w wielu przypadkach rozkłady statystyczne serii obserwacyjnych są istotnie różne od rozkładu normalnego. Testy parametryczne nie mogą być wówczas wykorzystywane do oceny istotności zmian przepływu. W żadnym ze znanych autorom opracowaniach dotyczących rzek karpackich, przy analizie tendencji odpływu nie uwzględniano także problemu niezależności danych.

W większości analizowanych serii wysokich przepływów rocznych oraz półrocza letniego i zimowego nie stwierdzono istotnych zmian ani na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, ani też na poziomie $\alpha = 0,10$. Należy zatem odrzucić sugestię, jakoby przyczyną nieistotności wyników było przyjmowanie w badaniach tendencji odpływu zbyt wysokiego poziomu istotności (czyli 0,05) i sugerowanie, że na poziomie istotności $\alpha = 0,10$ większość lub wszystkie równania byłyby istotne (Soja 2002). Zmiany wysokich przepływów nie były istotne nawet na znacznie wyższych poziomach istotności. Większość (90%) wartości krytycznego poziomu istotności mieściła się w przedziale 0,20–0,90. Istotne zmiany na poziomie $\alpha \leq 0,05$ stwierdzono tylko w przypadku wysokich przepływów półrocza zimowego w zlewni Lepietnicy w latach 1971–1990 (test R Spearmana i Manna–Kendalla). Wyższe wartości krytycznych poziomów istotności występowały w latach 1971–1990 niż w latach 1984–2003. Najmniejsze wartości charakterystyczne były dla wysokich rocznych przepływów. Wyższe krytyczne poziomy istotności charakteryzowały zwykle tendencje wysokich przepływów półroczy zimowego i letniego.

Do oceny zależności między zmienną czasową a seriami obserwacyjnymi zastosowano parametryczny współczynnik korelacji r Pearsona i współczynniki nieparametryczne: R Spearmana i τ Manna–Kendalla. Słaba korelacja (od $-0,1$ do $0,1$) została stwierdzona w większej liczbie przypadków w wieloleciu 1971–1990 niż w latach 1984–2003. Największa liczba nikłych korelacji charakterystyczna była dla półrocza letniego. Większość korelacji była słaba lub bardzo słaba (wartość bezwzględna współczynników mieściła się w przedziale $0,1$ – $0,3$).

Niejednoznaczne wyniki zastosowanych testów uzyskiwano w tych przypadkach, gdzie występowały wysokie wartości krytycznego poziomu istotności. Oznaczało brak jakichkolwiek podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku zmian w szeregach czasowych. Wówczas współczynniki różniły się znakiem, wskazując albo trend dodatni albo ujemny, ale ich wartości bliskie 0 świadczyły o braku związku między zmienną czasową i zmiennymi obserwacyjnymi. Analiza tendencji odpływu na podstawie samego tylko znaku stosowanych współczynników, w przypadku, gdy testy wykazują brak istotnych zmian nawet na wysokich poziomach istotności, może prowadzić do błędnych wniosków.

Brak istotnych trendów świadczy także o statystycznej jednorodności ciągów wysokich przepływów rocznych oraz półroczna letniego i zimowego.

Wyniki uzyskane na podstawie analizy ciągów przepływów rzek w dorzeczu Dunajca nawiązują do wyników innych badań dotyczących rzek karpackich (Soja 2002). Stwierdzony brak statystycznie istotnych tendencji wysokich przepływów w drugiej połowie XX wieku wydaje się szczególnie interesujący w zestawieniu z dodatnimi trendami opadów na niektórych stacjach opadowych w Karpatach (Cebulska i in. 2007). Zgodnie z prognozami, wraz z postępującym ociepleniem będzie następował dalszy wzrost opadów atmosferycznych (Kozuchowski 2004); możliwe, iż wzrost ten odzwierciedli się w tendencjach przepływów wysokich w przyszłości.

Opracowanie wykonano w ramach projektu zamawianego PBZ-KBN-086/P04/2003

¹ Instytut Geografii i Gospodarki Przestrzennej UJ
ul. Gronostajowa 7, 30-387 Kraków
e-mail: m.kasina@geo.uj.edu.pl, j.pociask@geo.uj.edu.pl

² Instytut Fizyki UJ
ul. Reymonta 4, 30-059 Kraków
e-mail: nieckarz@theta.uoks.uj.edu.pl

LITERATURA

- Bartnik A., 2005, *Odptyw niski w Polsce*, Acta Geogr. Lodz. 91, 95 ss.
- Bogdanowicz E., Stachy J., 1995, *Zmiany reżymu wezbraniowego w Polsce. Domyśły czy prawda?*, Wiad. IMGW 2.
- Cebulak E., 1998–1999, *Charakterystyka wysokich opadów wywołujących wezbrania rzek karpackich*, Folia Geogr., ser. Geogr.-Phys. 29–30, 43–65.
- Cebulska E., Twardosz R., Cichoński J., 2007, *Zmiany rocznych sum opadów atmosferycznych w dorzeczu górnej Wisły w latach 1881–2030 [w:] Wahania klimatu w różnych skalach przestrzennych i czasowych*, red. K. Piotrowicz, R. Twardosz, IGI GP UJ, Kraków, 383–390.
- Chełmicki W., Skąpski R., Soja R., 1998–1999, *Reżym hydrologiczny rzek karpackich w Polsce*, Folia Geogr., ser. Geogr.-Phys. 29–30, 67–80.
- Dobija A., 1981, *Sezonowa zmienność odpływu w zlewni górnej Wisły (po Zawichost)*, Zesz. Nauk. UJ. Prace Geogr. 53, 50–112.
- Dobosz M., 2001, *Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań*, Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa.
- Fal B., 1993, *Zmienność odpływu z obszaru Polski w bieżącym stuleciu*, Wiad. IMGW 16(37).
- Kozuchowski A. red., 2004, *Skala, uwarunkowania i perspektywy współczesnych zmian klimatycznych w Polsce*, Łódź.

- Kundzewicz Z. W., Graczyk D., Mauer T., Radziejewski M., Svensson C., Szwed M., 2005, *Trend detection in river flow series: 1. Annual maximum flow*, Hydrol. Sci. J. 50(5), 797–810.
- Kundzewicz Z. W., Robson A., red., 2000, *Detecting Trend and Other Changes in Hydrological Data*, World Climate Programme — Water, World Climate Programme Data and Monitoring, WCDMP-45, WMO/TD — 1013, Geneva.
- Kundzewicz Z. W., Radziejewski M., Robson A., 2002, *Wprowadzenie do metodyki detekcji zmian* [w:] *Detekcja zmian klimatu i procesów hydrologicznych*, red. Z. W. Kundzewicz, M. Radziejewski, Zakład Badań Środowiska Rolniczego i Leśnego PAN, Wyd. SORUS.
- Luszniewicz A., Słaby T., 2001, *Statystyka z pakietem komputerowym STATISTICA™ PL*, Wyd. C. H. Beck, Warszawa, 499 ss.
- Obrębska-Starkłowa B., Bednarz T., Niedźwiedź T., Olecki Z., Trepieńska J., 1994, *Współczesne tendencje zmian klimatu Karpat i przedpola* [w:] *Przemiany środowiska przyrodniczego Karpat*, red. L. Starkel, P. Prokop, IGiPZ PAN 20, 103–116.
- Punzet J., 1972, *Tendencje zmian przebiegu wielkich wód w dorzeczu górnej Wisły*, Wiad. Służby Hydrologicznej i Meteorologicznej 8(20), 3–4, 30–41.
- Punzet J., 1981, *Zmiany w przebiegu stanów wody w dorzeczu górnej Wisły na przestrzeni 100 lat (1871–1970)*, Folia Geogr., ser. Geogr.-Phys. 14, 5–28.
- Punzet J., 1998–1999, *Występowanie katastrofalnych wezbrań w karpackiej części dorzecza Wisły*, Folia Geogr., ser. Geogr.-Phys. 29–30, 81–110.
- Radziejewski M., Kundzewicz Z. W., 2002, *Hydrospect — program do wykrywania zmian w danych hydrologicznych* [w:] *Detekcja zmian klimatu i procesów hydrologicznych*, red. Z. W. Kundzewicz, M. Radziejewski, Zakład Badań Środowiska Rolniczego i Leśnego PAN, Wyd. SORUS.
- Radziejewski M., Kundzewicz Z. W., 2004, *Detectability of changes in hydrological records*, Hydrol. Sci. J. 49 (1), 39–51.
- Sobczyk M., 2004, *Statystyka*, Wyd. Nauk. PWN, Warszawa, 377 ss.
- Soja R., 2002, *Hydrologiczne aspekty antropopresji w Polskich Karpatach*, Prace Geogr. IGiPZ PAN 186, 130 pp.
- Stachý J., 1972, *Z zagadnień wieloletniej zmienności odpływu rzecznoego w Polsce*, Wiad. Służby Hydrologicznej i Meteorologicznej 8(20), 3–4, 17–27.
- Stachý J., Fal B., Dobrzyńska I., Hołdakowska J., 1995, *Wezbrania rzek polskich w latach 1951–1990*. IMGW, Materiały Badawcze, Hydrologia i Oceanologia 20, 80 ss.
- Stachý J., Nowak H., 1977, *Przyczynek do zagadnienia zmian reżymu wezbraniowego rzek polskich*, Gosp. Wodna 8, 227–229.
- Wibig J., 2006, *Daily precipitation totals variability in Poland (1951–2000)* [w:] *Extreme hydrometeorological events in Poland and their impacts. European context*, red. J. Jania, Z. Kundzewicz, Sosnowiec–Warszawa, 86–89.
- Zasady obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia. Długie ciągi pomiarowe przepływów*, 2005, IMGW, Warszawa.

TRENDS IN HIGH RIVER FLOWS IN THE DUNAJEC RIVER DRAINAGE BASIN
IN THE SECOND HALF OF THE 20TH CENTURY

Summary

Detection of temporal changes in the hydrological extremes is a very important task in the context of climate change. The study was based on the daily river-flow data from 20 catchments in the Dunajec River drainage basin with surface area from 58.4 to 5,316 km². Dunajec is one of the longest tributaries ($L = 247$ km) of the Vistula River. Its drainage area ($A = 6,798$ km²) includes the Tatra Mts. — the highest part of the Carpathian Mts. (Gerlach, 2,655 m a.s.l.). The area spreads through southern Poland and northern Slovakia. The catchments represent river regimes typical for mountain areas with two maxima: in spring and summer. Snowmelt is the most consistent factor influencing the spring peak (March, April). The summer rainfall peak occurs in July and August. Summer rainfalls and floods are more variable than the spring ones.

The main goal of this paper is to detect changes in high river flows in the Dunajec drainage basin. The high flow taken into consideration was defined as a river discharge larger than the percentile 5% of daily river discharges in particular years. Three different methods were used to estimate whether there was a statistically significant positive or negative tendency in the high annual, winter and summer flows: parametric linear regression, and non-parametric tests (Mann–Kendall's test and Sperman's rank correlation test). The test statistic for the linear regression is r Pearson's correlation coefficient of the time variable and the observations values. The slope (change per year) of the best-fitted regression line was calculated using the method of least squares. The linear regression should fulfill the condition that the series values must be normally distributed and independent. When the observations do not have the normal distribution, a non-parametric and distribution-free test should be used. Mann–Kendall's test is a non-parametric test based on τ correlation coefficient. The test statistic is Kendall's sum divided by the square root of its variance. Sperman's rank correlation can be understood as a Pearson's correlation coefficient, but calculated not from the original data, but from ranks. Independence of observations is the main assumption of those non-parametric tests.

All the tests used for trend detection in time series are based on a strong assumption of independence (all parametric and non-parametric tests) and normal distribution (the parametric tests). A common mistake is to apply any statistical test without checking its assumptions. The W Shapiro–Wilk test was used for checking normal distribution in observation series, and three others — for checking the data independence: the series test, median crossing test devised by Fisz, and Kendall's turning point test. Distributions of many series were not normal and elements of many of them were not independent. It means that theoretical formulae for estimation of trend significance are unsuitable for the needs of this study. Instead, significance levels were estimated using bootstrapping method.

The Tables 2–7 show the results of trend detection for high annual, winter and summer flows in three periods: 1971–1990, 1984–2003, 1951–2003. The results of trend detection, estimated by Mann–Kendall's test are also shown in figures 2–7. Only one series shows statistically significant changes (winter high flows in Lepietnica for 1971–1990). For most of the series (90%), the trends were not significant even at very high values of a significance level. Higher values of critical significance level were found for 1971–1990 than for 1984–2003. The lowest critical significance level was found in case of high winter flows. Low values mean that the hypothesis of a lack of a change is

rejected. If the critical significance level is 0.01 (1%), there is a high probability that the change exists. Usually the critical significance level was higher than 0.02 (2%), so changes were not detected at the 0.05 (5%) significance level, and even at the 0.10 (10%) significance level. Links between time and observation series were very small — all correlation coefficients used in this paper (r Pearson's, R Spearman's, τ Mann–Kendall's) were very slight (from -0.3 to 0.3).

Finally, it may be stated, that statistically significant increase or decrease of high river flows can not be found (except Lepietnica). In means, that climate change expressed in warming and decreased precipitation totals in Poland does not lead to change in the high river flows in the Dunajec drainage basin.