INFRASTRUKTURA I EKOLOGIA TERENÓW WIEJSKICH
INFRASTRUCTURE AND ECOLOGY OF RURAL AREAS

Nr 3/III/2013, POLSKA AKADEMIA NAUK, Oddział w Krakowie, s. 219–232

Komisja Technicznej Infrastruktury Wsi

SKUTECZNOŚĆ TESTU ALEXANDERSSONA W WYKRYWANIU SKOKOWEJ ZMIANY W LOGARYTMICZNO-NORMALNYM SZEREGU HYDROLOGICZNYM

Agnieszka Rutkowska
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie

EFFICIENCY OF THE ALEXANDERSSON TEST IN DETECTION OF STEP CHANGE IN THE LOG-NORMALLY DISTRIBUTED HYDROLOGICAL SERIES

Streszczenie

Test Alexanderssona jest statystyczną metodą wykrywania skokowej zmiany w średniej w ciągu zmiennych losowych o rozkładzie normalnym, która identyfikuje moment pojawienia się zmiany. Może on być zastosowany do hydrologicznego szeregu logarytmiczno-normalnego, gdzie normalność uzyskana jest przez logarytmowanie. Staje się wtedy metodą badania, czy w szeregu wystąpiła skokowa zmiana powodując jego niejednorodność. w pracy zbadano skuteczność wykrywania zmiany o charakterze skoku w średniej w szeregach logarytmiczno-normalnych po przekształceniu ich w szeregi normalne i zastosowaniu testu Alexanderssona. Ponieważ miarą skuteczności testu w wykrywaniu zmiany jest jego moc, wyznaczono estymatory mocy testu. Szeregi wyjściowe, sztucznie wygenerowane, symulowały rzeczywiste hydrologiczne roczne przepływy o rozkładzie logarytmiczno-normalnym ze skokiem w średniej. Rozważane szeregi charakteryzowały się różnymi długościami: 20, 60 i 100, wysokościami skoku: od 1% do 25% i współczynnikami zmienności: od do. w przypadku szeregów o bardzo niskiej zmienności i długości co najmniej 60 moc okazała się bardzo wysoka dla zmiany równej co najmniej 5%. Dla szeregów o przeciętnej zmienności wysoka lub średnia moc przy zmianach kilkunastoprocentowych jest zagwarantowana w przypadku szeregów liczących co najmniej 60 elementów. Jeśli szereg cechuje duża zmienność, dość wysoka moc występuje dopiero przy zmianie wynoszącej co najmniej 25%, przy czym szereg musi liczyć co najmniej 100 elementów. w przypadku bardzo dużych zmienności nawet wysokie skoki są trudno wykrywalne. Zmiany mniejsze, niż 5% w szeregu o przeciętnej zmienności są przeważnie nie identyfikowane przez test. Metodę tę zaprezentowano na przykładach rzeczywistych średnich i maksymalnych rocznych przepływów na kilku rzekach Polski oraz USA. Wykazała ona skokową zmianę maksymalnych rocznych przepływów na rzece Nida.

Słowa kluczowe: szereg hydrologiczny, (nie)jednorodność, rozkład prawdopodobieństwa, test statystyczny

Summary

Alexandersson test is a statistical tool for detection of a step change in mean value in normally distributed time series that identifies the change point. The test may be applied to log-normally distributed hydrological series where normality is achieved by logarithmisation. The method becomes to a tool for testing if there appeared a step change that caused the inhomogeneity of the series. In the article the efficiency in detection of the step change in mean value in log-normally distributed time series was investigated after transformation to normally distributed series and application of the Alexandersson test. As the power of the test is a measure of efficiency, the estimates of the power were calculated. The artificial time series simulated real annual log-normally distributed discharges with an abrupt shifts in the mean values. The series differed in lengths: 20, 60 and 100, heights of the jump: from 1% to 25% and coefficients of variation: from 0,1 to 1. If the length of the series is at least 60 then for the series with very low variability the power turned out to be very large for the change at least equal to 5%. For the series with medium variability the large or medium power is guaranteed if the length of the series is at least 60 and the change is over 10%. If the series is featured by a high variability, the fairy large power is observed only for series with 100 elements and for changes equal to at least 25%. For very large variability even high jumps are detected with difficulty. The changes lower than 5% are usually not identified for series of moderate variability. The test was applied to real mean and maximum annual discharges in some rivers from USA and Poland. It indicated an abrupt change in the maximum annual flows on the Nida River.

Key words: *Hydrological series, (in)homogeneity, probability distribution function, statistical test*

WSTĘP

Analiza jednorodności jest jednym z podstawowych zadań modelowania w hydrologii. w artykule rozważona zostanie jednorodność (czasowa jednorodność statystyczna) rozumiana jako stacjonarność w ścisłym sensie procesu stochastycznego. Jeśli $X_t,\ t \in N$ jest pewnym procesem stochastycznym, to stacjonarność w ścisłym sensie oznacza, że dla dowolnych $s, t_1, \dots, t_n \in N$ rozkłady zmiennych $(X_{t_1+s}, \dots, X_{t_n+s})$ i $(X_{t_1}, \dots, X_{t_n})$ są takie same. Wynika stąd, że rozkład nie zmienia się przy przesunięciach w czasie [McCuen R., 2003]. Odzwierciedla to ideę stałości warunków, w których zachodzi zjawisko opisane przez proces. Szereg hydrologiczny jest niejednorodny, jeśli wystąpiła jakakolwiek zmiana w charakterystykach np. średniej, wariancji, skośności, kwantylach, funkcji autokorelacji lub wręcz w typie rozkładu. Niejednorodność świadczy często o pewnej destabilizacji zasobów wodnych. Wiele zmian w strukturze szeregu może być wykrywana przy pomocy metod statystycznych. Testy statystyczne charakteryzują się różną mocą, co przekłada się na różną ich skuteczność w wykrywaniu niejednorodności. w hydrologii na uwagę zasługuje analiza jednorodności szeregu średnich i ekstremów rocznych, np. w szacowaniu przepływów o określonym prawdopodobieństwie przekroczenia [Banasik K., Byczkowski A., Hejduk L., Gładecki J., 2012; Byczkowski A., Banasik K., Hejduk L., 2008; Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., 1997; Węglarczyk S., 1998].

Główne cele niniejszej pracy to:

- wyznaczenie mocy testu Alexanderssona [Alexandersson H., 1986] po zastosowaniu go do sztucznych szeregów hydrologicznych. Moc zostanie rozważona jako funkcja długości szeregu, współczynnika zmienności oraz wielkości skoku,
- zastosowanie testu w szeregach rzeczywistych przepływów średnich i maksymalnych rocznych dla kilku rzek Polski oraz USA.

Test Alexanderssona (Standard Normal Homogeneity Test) wykrywa skokową zmianę wartości średniej w szeregu zmiennych o rozkładzie normalnym identyfikując moment, w którym ona nastąpiła. Używany jest głównie do danych klimatycznych [Alexandersson H. i Moberg A., 1997; Tuomenvirta H., 2002;

Vincent L.A., 1998], lecz może być stosowany także w logarytmiczno-normalnych szeregach hydrologicznych, dla których normalność jest uzyskiwana przez logarytmowanie. Niekiedy rozkładowi temu podlegają średnie i maksymalne przepływy roczne [Banasik i in., 2012; Byczkowski in. 2008; Gumbel E.J., 1958; Kaczmarek Z., 1970; Katz R.W., Naveau P., 2002, Parlange M.B.]. Konkurentem testu Alexanderssona jest tradycyjny test na równość średnich, wymaga on jednak znajomości chwili skoku.

Jeśli H jest hipotezą zerową, H_A -hipotezą alternatywną, u jest statystyką testową, W_α -obszarem krytycznym dla poziomu istotności α, a β jest błędem II rodzaju, to moc testu wynosi

$$moc = 1 - \beta = 1 - P(\, u \notin W_\alpha \mid H_A\,) \qquad (1)$$

Moc testu jest więc miarą jego skuteczności w odrzucaniu hipotezy H , jeśli prawdziwa jest H_A . w przypadku testowania hipotezy o istnieniu skokowej zmiany w szeregu jest to więc miara zdolności testu do wykrycia tej zmiany.

W pracy: scharakteryzowano materiał badawczy obejmujący przepływy rzeczywiste, omówiono metody badawcze i przepływy symulowane oraz przedstawiono wyniki eksperymentu numerycznego i analizy niejednorodności szeregów rzeczywistych.

DANE RZECZYWISTE

Dane rzeczywiste obejmowały szeregi czasowe maksymalnych rocznych przepływów na polskich rzekach Dunajec i Nida oraz rzekach USA Colorado i Blackwater. Wszystkie kulminacje roczne były pochodzenia opadowego, gdyż wystąpiły w letnim półroczu.

Dane o przepływach w rzekach Nida (lata 1962-1983) oraz Dunajec (1960-1983) uzyskano z roczników hydrologicznych, a dane z okresu 1984-2011 otrzymano od IMGW. Źródłem danych o przepływach w rzekach: Colorado i Blackwater była baza U.S. Geological Survey (National Water Information System).

Dunajec jest jednym z większych dopływów Wisły. Do przekroju Nowy Targ-Kowaniec jego zlewnia ma powierzchnię 681 km2. Reżim hydrologiczny kształtowany jest głównie w górnym biegu, a zlewnię cechuje duże nawodnienie.

Rzeka Nida ma długość 151 km, a powierzchnia jej zlewni do przekroju Pińczów wynosi 3352 km2. Regulacja oraz osuszanie środkowego jej odcinka, między Rębowem a Pińczowem, doprowadziły w latach 60 i 70-tych do degradacji naturalnych bagien, co skutkowało destabilizacją funkcjonowania rzeki [Bartnik W., Deńko S., Strużyński A., Zając T., 2004].

Rzeka Blackwater River ma długość 55,2 km, a jej zlewnia, położona w stanie Virginia Zachodnia, ma powierzchnię 370 km2 i jest częścią zlewni Mississipi.

Rzeka Colorado, o długości ponad 2000 km i zlewni o powierzchni 640000 km2, ma źródło w rejonie Rocky Mountain, płynie przez kilka stanów USA oraz Meksyk i wpływa do Zatoki Meksykańskiej.

W tabeli 1 zamieszczono informacje o analizowanych przepływach, przekrojach, o okresie badań oraz o wartości współczynnika zmienności CV dla każdej próby.

Tabela 1. Dane rzeczywiste

Table 1. Real data

Rzeka	Stacja	Okres badawczy	Typ danych rocznych	Współczynnik zmienności
Blackwater	Blue Lick	1923 – 2012	maksima	0,7
Colorado	Baker Gulch	1954 – 2012	średnie	0,3
Dunajec	Kowaniec	1960 – 2010	średnie	0,2
Nida	Pińczów	1962 – 2011	maksima	0,5

Źródło danych: IMGW, USGS, obliczenia własne.
Source: IMGW, USGS, own study

METODYKA I OPIS BADAŃ

Zastosowano następujące metody badawcze: test Alexanderssona, symulację Monte Carlo, testy zgodności λ Kołmogorowa (λK), Andersona-Darlinga (AD), Shapiro-Wilka (SW), test Ljunga-Boxa (LB) oraz test t i test Manna-Whitneya (MW). Rozkład logarytmiczno-normalny jest oznaczany LN.

Test Alexanderssona

Niech $X_t,\ t \in N$ będzie pewnym procesem stochastycznym, w którym zmienne losowe są niezależne i mają rozkład normalny $N(m, \sigma)$. Załóżmy teraz, że x_i są zaobserwowanymi wartościami zmiennych losowych X_t w chwilach $t = i,\ i = 1, \dots, n$. Test bazuje na danych standaryzowanych $z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}$, gdzie $\bar{x}$, s są średnią i odchyleniem standardowym w próbie, które odpowiadają zmiennym losowym $Z_i = \frac{X_i - \mu}{\sigma}$. Hipotezy są postaci:

$$H\colon\ Z_i \sim N(0,1)\ dla\ i = 1, \dots, n$$

$$H_A\colon \left\{ \begin{array}{ll} Z_i \sim N(\mu_1, 1) & dla\ \ i = 1, \dots, a \\ Z_i \sim N(\mu_2, 1) & dla\ \ i = a+1, \dots, n \end{array} \right\}$$

Punkt a jest dowolną chwilą, ale nie wartością skrajną. Test bada istnienie a, w którym występuje skokowa zmiana wartości średniej. Statystyka testowa ma postać [Alexandersson H., 1986]

$$T = \max_{1 \le a \le n} \left(a\bar{z}_1^2 + (n-a)\bar{z}_2^2 \right),$$

gdzie $\bar{z}_1, \bar{z}_2$ są średnimi szeregu standaryzowanego, odpowiednio do chwili a oraz po niej.

Rozkład statystyki T jest nieznany, a wartości krytyczne zależą od długości badanego okresu i zostały wyznaczone za pomocą symulacji Monte Carlo [Alexandersson H. i Moberg A., 1997; Khaliq M.N. i Ouarda T.B., 2007]. Wartość a, dla której jest osiągane T, należy uznać za przybliżoną chwilę skoku. Test jest prawostronny, ale nie wskazuje kierunku zmiany. w pracy posłużono się tablicami wartości krytycznych uzyskanymi w [Khaliq M.N. i Ouarda T.B., 2007] i zastosowano $\alpha = 0{,}05$.

Symulacja Monte Carlo

Podstawą symulacji są następujące hipotezy:

H: w szeregu zmiennych o rozkładzie LN nie istnieje skokowa zmiana w średniej.

H_A : Istnieje skok w średniej.

Niech W_t będzie przepływem w chwili t. Model wyjściowy jest następujący:

$$W_t = \begin{Bmatrix} Y_t, & t = 1, \dots, a \\ b + Y_t, & t = a+1, \dots, n \end{Bmatrix} \tag{2}$$

gdzie Y_t, $t = 1, \dots, n$ jest ciągiem niezależnych zmiennych losowych o dwuparametrowym rozkładzie LN o średniej m i odchyleniu standardowym σ. Skok o wysokości b wystąpił w chwili a, zmienne Y_t, $t = 1, \dots, n$ są przepływami przed skokiem, a zmienne $b + Y_t$, $t = a+1, \dots, n$ są przepływami po skoku. w chwili a nastąpiła zmiana średniej z m na $b + m$ oraz zmiana współczynnika zmienności (CV) z $\frac{\sigma}{m}$ na $\frac{\sigma}{m+k}$. Niech $k = \frac{b}{m}$. Względna zmiana średniej wyniosła k, a CV zmienił się $\frac{1}{1+k}$ – krotnie. Po podzieleniu stronami obu równań (2) przez m mamy

$$V_t^s = \begin{Bmatrix} V_t, & t = 0, \dots, a \\ k + V_t, & t = a+1, \dots, n \end{Bmatrix}, \tag{3}$$

gdzie $V_t = \frac{1}{m} Y_t, t = 1, \dots, n$. Zmienne mają rozkład LN o średniej 1. w modelu (3) względna zmiana średniej oraz są takie same, jak w modelu (2). Model (3) przyjęto za podstawowy w procedurze symulacyjnej. Parametry rozkładów zmiennych V_t wybrano tak, by zapewnić wartość średnią równą 1 oraz $CV \in \{0{,}1; 0{,}2; 0{,}6; 1{,}0\}$. Wybór CV był uzasadniony faktem, że w rzeczywistych szeregach przepływów rocznych waha się on od 0,1 do 1 [McMahon T.A., 1982; Gordon N.D., McMahon T.A., Finlayson B.L., Gippel C.J., Nathan R.J. 2004], a jego mediana wynosi 0,2 dla Europy i Azji oraz 0,3 dla Ameryki Północnej [Yevjevich V.M., 1963].

W pierwszym etapie procedury symulacyjnej wygenerowano ciągi liczb pseudolosowych o rozkładzie LN ze średnią równą 1, naśladujące realizacje zmiennych V_t i różniące się długością oraz współczynnikiem CV. Przyjęto długość $n \in \{20, 60, 100\}$. Dla każdej pary (n, CV) wygenerowano 1000 ciągów. Wybrano generatory wysokiej jakości, spełniające dwanaście testów DIEHARD [Marsaglia G, 1995]. Następnie ustalono chwilę a jako $\frac{n}{2}$ i na drugą połowę każdego ciągu nałożono skok k, przy czym $k \in \{1;\ 5;\ 10;\ 15;\ 20;\ 25\}$ (w %). Pierwsza połowa ciągu reprezentowała zmienną V_t, a druga zmienną $k + V_t$. Następnie każdy ciąg, po uprzednim zlogarytmowaniu i sprawdzeniu założeń, poddano testowi Alexanderssona. Kolejny etap to wyznaczenie estymatora mocy testu, zgodnie z definicją mocy (1). w tym celu policzono ile razy test wskazał na H_A, niech będzie to liczba N_1. Dodatkowo wiemy, że H_A jest prawdziwa, gdyż skok wystąpił. Estymatorem mocy jest więc liczba $\frac{N_1}{1000}$ [Mumby P.L., 2002, Yue S., Pilon P., Cavadias G., 2001]. Obciążenie estymatora wynosi 0,03 co wynika z Centralnego Twierdzenia Granicznego.

Należy zwrócić uwagę, że w ten sposób badano skuteczność metody polegającej na wykryciu zmiany w szeregu zlogarytmowanym, która jest odzwierciedleniem skoku w średniej w szeregu wyjściowym. Wysokość skoku w szeregu zlogarytmowanym jest inna, niż w wyjściowym.

Inne testy

Pierwszą grupę stanowiły testy zgodności. Parametry rozkładów teoretycznych zostały estymowane metodą największej wiarogodności. Zgodność z rozkładem LN sprawdzano testem λK z poprawką ze względu na estymację parametrów oraz zmodyfikowanym testem AD [Węglarczyk S., 1998]. Testy te można stosować, jeśli w szeregu nie występuje autokorelacja. Do sprawdzenia istotności autokorelacji wykorzystano autokorelogram oraz test LB [Ljung G.M i Box G.E.P., 1978]. Normalność rozkładu zmiennych zlogarytmowanych badano testami λK, AD oraz testem SW.

Druga grupa to test t oraz MW [Mann H.B., Whitney D.R., 1947], które stosowano do danych rzeczywistych. Pierwszy służył do potwierdzenia zmiany oraz wskazania jej kierunku w szeregu zlogarytmowanym. Drugi sprawdzał, czy istnieje zmiana w rozkładach w czasie skoku w szeregu wyjściowym, którą test Alexanderssona widział jako skok w średniej w szeregu zlogarytmowanym.

WYNIKI SYMULACJI MONTE CARLO I DYSKUSJA

W tabeli 2 podano wartości estymatorów mocy dla różnych parametrów wejściowych. Wskazują one, że:

- moc maleje wraz ze wzrostem współczynnika zmienności,
- moc rośnie, gdy wzrasta długość okresu badawczego,
- test łatwiej wykrywa skoki kilkunastoprocentowe i wyższe niż zmiany kilkuprocentowe, a zmiana 1% jest bardzo rzadko identyfikowana,
- skuteczność w wykrywaniu istniejącego skoku równa co najmniej 80% dla przepływów o przeciętnej zmienności $(CV = 0{,}2)$ jest zapewniona przez test, jeśli szereg ma długość co najmniej 60 i skok wynosi co najmniej 20%,
- przy wysokiej zmienności test cechuje przeciętna moc, nawet dla bardzo długich szeregów,
- moc gwałtownie wzrasta przy wzroście skoku z 1% do 5%, jeśli szereg ma długość co najmniej 60 i bardzo niską zmienność.

Tabela 2. Estymatory mocy testu Alexanderssona dla różnych współczynników zmienności, długości szeregu *n* oraz różnych skoków w średnich *k*.

Table 2. The estimated power of the Alexandersson test for various coefficients of variation, lengths of the series and various jumps in mean values.

		skok *k* (w %)					
	n	1	5	10	15	20	25
CV=0.1	20	0,05	0,11	0,32	0,65	0,91	0,98
	60	0,05	0,28	0,86	1	1	1
	100	0,06	0,85	1	1	1	1
CV=0.2	20	0,05	0,07	0,13	0,23	0,35	0,51
	60	0,06	0,13	0,32	0,62	0,89	0,98
	100	0,06	0,15	0,49	0,73	1	1
CV=0.6	20	0,05	0,05	0,06	0,08	0,11	0,14
	60	0,05	0,05	0,09	0,15	0,25	0,36
	100	0,05	0,07	0,14	0,26	0,41	0,58

Źródło: obliczenia własne.
Source: own study.

Testami zgodności sprawdzono, że po nałożeniu skoku w każdym szeregu symulowanym rozkład nadal jest identyfikowany jako LN. Oznacza to, że w szeregu rzeczywistym testy zgodności mogą wskazywać logarytmiczną normalność, nawet gdy jego struktura wykazuje niejednorodność.

Tabela 3. Wartości statystyk testowych oraz wartości krytyczne testu Alexanderssona. Pogrubioną czcionką zapisano statystykę istotną, świadczącą o niejednorodności przepływów.
Table 3. Tests statistics and critical values of the Alexandersson test. The significant statistic is marked in bold font. It aims at inhomogeneity in discharges.

Rzeka	Statystyka testowa T	Wartość krytyczna $T_{0.05}$
Blackwater	5,49	9,01
Colorado	3,56	8,27
Dunajec	2,86	8,45
Nida	13,61	8,43

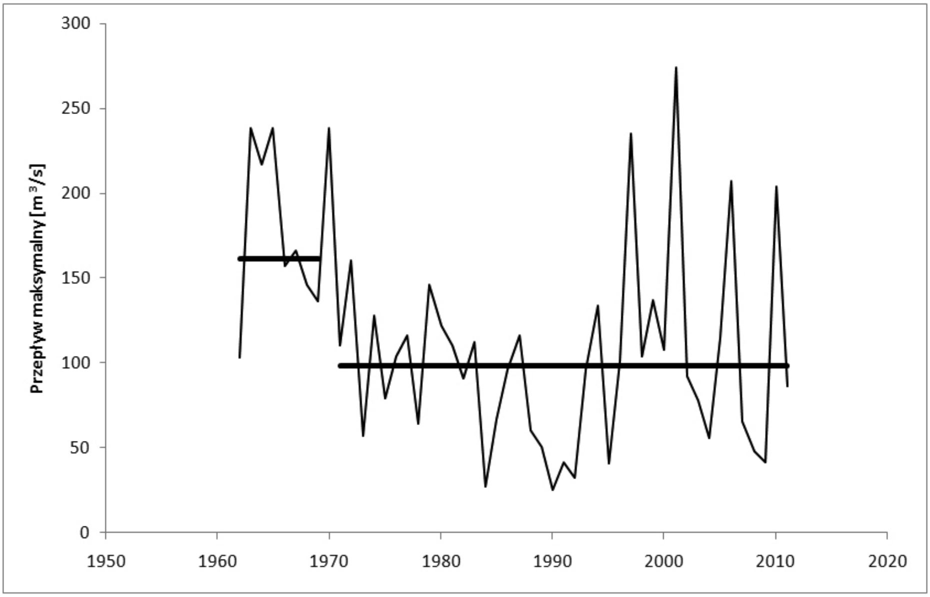
Źródło: wartości krytyczne [Khaliq M.N., Ouarda T.B., 2007], statystyki testowe: obliczenia własne
Source: critical values [Khaliq M.N. i Ouarda T.B., 2007], test statistics: own study

WYNIKI DLA DANYCH RZECZYWISTYCH

Autokorelacja okazała się nieistotna w rozważanych szeregach. Testy zgodności wskazały na rozkład LN, z wartością p wyższą, niż 0,8. Po transformacji logarytmicznej zbadano normalność uzyskując p wyższe, niż 0,4. Ostatecznie uznano logarytmiczną normalność rozkładów rozważanych przepływów rocznych, a test Alexanderssona zastosowano do danych zlogarytmowanych. Wartości obliczonych statystyk testowych T wraz z wartościami krytycznymi umieszczono w tabeli 3. Test wykrył istotny skok w średniej dla zlogarytmowanych przepływów maksymalnych rocznych na Nidzie, przy czym skok wystąpił około roku 1970. Zlogarytmowane przepływy na Nidzie podzielono na dwie klasy: i okres obejmował lata 1962-1969 (przed skokiem), a II okres lata 1971-2011 (po skoku). Test t wykazał istotny spadek średniej. Mediany w oryginalnym szeregu w okresach przed i po skoku wynosiły odpowiednio 166 oraz 96 (w m^3s^{-1})

a średnie 213,3 oraz 100,9. Test MW potwierdził zidentyfikowaną zmianę w danych oryginalnych. Wynik uzyskany dla Nidy okazał się pewnym uzupełnieniem wyniku uzyskanego przy pomocy testu Manna-Kendalla (MK) o istnieniu malejącego trendu dla przepływów maksymalnych rocznych, [Rutkowska A., Ptak M., 2012]. Oba testy odzwierciedliły zmiany w strukturze zlewni. Na rysunku 1 zobrazowano zidentyfikowaną zmianę.

Wynik dla rzeki Blackwater wskazuje, że możliwy był brak zmiany skokowej lub niewykrycie jej, nawet jeśli istnieje, co jest możliwe ze względu na niewysoką moc testu dla szeregu o takiej wysokiej zmienności. Można wykazać, że szereg ten cechuje rosnący trend monotoniczny, więc możliwy jest następujący wniosek: zmiany w przepływach nie miały charakteru skokowego, a stopniowy.



Źródło danych: IMGW oraz obliczenia własne.
Source: IMGW and own study.

Rysunek 1. Przepływy maksymalne roczne, Nida. Proste ciągłe linie oznaczają mediany w okresach przed i po zmianie.

Figure 1. Maximum annual discharges, the Nida River. The straight continuous lines indicate medians in the periods before and after the step change.

Ponieważ dla rzek Dunajec oraz Colorado test nie wykazał zmiany, to na podstawie tabeli 2 można wnioskować, że albo zmian takich nie było, albo były słabe, niewykrywalne przez test.

WNIOSKI I PODSUMOWANIE

Zaprezentowany test Alexanderssona wykrywa niejednorodność w szeregu przepływów rocznych o rozkładzie LN. Zaletą testu jest identyfikacja chwili jej pojawienia się. Wadą jest nie wskazanie charakteru i kierunku zmiany.

Wyniki symulacji Monte Carlo pozwalają na sformułowanie wskazówek dotyczących stosowania testu ($\alpha = 0{,}05$) dla danych zlogarytmowanych:

- jeśli test odrzuca hipotezę H, to wniosek o istnieniu zmiany w szeregu zlogarytmowanym jest prawdziwy z prawdopodobieństwem 0,95. Oryginalne szeregi przed i po wyznaczonej chwili zmiany można porównać np. pewnym testem nieparametrycznym.
- jeśli test nie odrzuca H, to należy sprawdzić jego moc w tabeli 2. Jeśli jest wysoka (np. równa co najmniej 0,8), to decyzja o braku zmiany jest wysoce uzasadniona. Jeśli moc jest niska, należy użyć jakiejś innej metody wykrywania niejednorodności.

Eksperyment symulacyjny został oparty na zmianie w średniej i wyniki dotyczą przypadku skoku w średniej w danych oryginalnych. Osobnego opracowania wymaga przypadek zmiany innego typu (np. w medianie), którą test Alexanderssona mógłby identyfikować w danych zlogarytmowanych jako zmianę w średniej.

BIBLIOGRAFIA

Alexandersson, H. (1986). a homogeneity test applied to precipitation data. Journal of Climatology 6, pp. 661-675.

Alexandersson, H., Moberg, A. (1997). Homogenization of Swedish temperature data. Part I: homogeneity test for linear trends. International Journal of Climatology 17, pp. 25–34.

Banasik, K., Byczkowski, A., Hejduk, L., Gładecki, J. (2012). Obliczanie przepływów maksymalnych rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia w małej zlewni z zastosowaniem metod statystycznych oraz metod pośrednich. Woda-Środowisko-Obszary Wiejskie T.12. z 3 (39), pp. 17-26.

Bartnik, W., Deńko, S., Strużyński, A., Zając, T. (2004/2005). Renaturyzacja Rzeki Nidy dla potrzeb ochrony przyrody w związku z programem „Natura 2000". Kraków: Drukrol.

Byczkowski, A., Banasik, K., Hejduk, L. (2008). Obliczanie przepływów powodziowych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia. Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich 5, pp. 199-208.

Gordon, N. D., McMahon, T. A., Finlayson, B. L., Gippel, C. J., Nathan, R. J. (2004). Stream Hydrology. An Introduction for Ecologists. West Sussex: John Wiley and Sons.

Gumbel, E. J. (1958). Statistics of Extremes. New York: Columbia University Press.

Kaczmarek, Z. (1970). Metody statystyczne w hydrologii i meteorologii. Warszawa: Wydawnictwa Komunikacji i Łączności.

Katz, R. W., Parlange, M. B., Naveau, P. (2002). Statistics of extremes in hydrology. Advances in Water Resources 25, pp. 1287-1304.

Khaliq, M. N., Ouarda, T. B. (2007). Short Communication on the critical values of the standard normal homogeneity test (SNHT). Intenational Journal of Climatology 27, pp. 681–687.

Ljung, G. M., Box, G. E. (1978). On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models. Biometrika 65, pp. 297–303.

Mann, H. B., & Whitney, D. R. (1947). On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. Annals of Mathematical Statistics 18, pp. 50-60.

Marsaglia, G. (1995). Diehard battery of tests of randomness, the Marsaglia random number CDROM. Department of Statistics, Florida State University.

McCuen, R. (2003). Modeling Hydrologic Change. New York: Lewis Publishers.

McMahon, T. A. (1982). Hydrological Characteristics of Selected Rivers of the World. Paris: Unesco.

Mumby, P. L. (2002). Statistical power of non-parametric tests: a quick guide for designing sampling strategies. Marine Pollution Bulletin 44, pp. 85-87.

Ozga-Zielińska, M., Brzeziński, J. (1997). Hydrologia Stosowana. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

Rutkowska, A., Ptak, M. (Vol. XXXIV, No.1.2012). On certain stationarity tests for hydrologic series. Studia Geotechnica et Mechanica.

Tuomenvirta, H. (2002). Homogeneity Testing and Adjustment of Climatic Time Series in Finland. Geophysica 38 (1-2), pp. 15-41.

Vincent, L. A. (1998). a technique for the identification of inhomegeneities in Canadian temperature series. Journal of Climate 11, pp. 1094-1104.

Węglarczyk, S. (1998). Wybrane problemy hydrologii stochastycznej. Kraków: Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej.

Yevjevich, V. M. (1963). Fluctuations of Wet and Dry Years. Part 1, Research Data Assembly and Mathematical Models. Colorado State University, Hydrology Paper No. 1.

Yue, S., Pilon, P., Cavadias, G. (2002). Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. Journal of Hydrology 259, pp. 254-271.

Dr Agnieszka Rutkowska,
Katedra Zastosowań Matematyki,
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
ul. Balicka 253C,
Tel (12)6624544, (12)6624021,
rmrutkow@cyf-kr.edu.pl