

INERCJA ROCZNEGO ODPIYU CAŁKOWITEGO RZEK POLSKI WZGLĘDEM MIĘDZYROCZNEJ ZMIENNOŚCI PRZEBIEGU ELEMENTÓW KLIMATYCZNYCH

ANDRZEJ A. MARSZ*, ANNA STYSZYŃSKA**

Stowarzyszenie Klimatologów Polskich, ul. Krakowskie Przedmieście 30, 00-927 Warszawa

*ORCID: 0000-0002-1962-8004, **ORCID: 0000-0001-8763-9154

Abstract: *The inertia of the total runoff of Polish rivers in relation to the inter-annual variability of the course of climatic elements.* The work discusses the formation of the annual total runoff of Polish rivers as a function of changes in the annual values of climatic elements. The results of the analysis show that in the years 1966–2015, 40–50% of the runoff variance in a hydrological year was determined by the variability of climatic elements that occurred in the preceding year, and 20–30% in the same year. This indicates the occurrence of much stronger inertia in the variability of the runoff in relation to the variability of weather conditions. The main elements influencing the variability of the runoff are the annual rainfall and the annual air temperature in the preceding year, and in the same hydrological year – the variability of annual rainfall, sunshine duration and air temperature. The runoff from the area of Poland shows a strong relationship ($R = 0.82$) with the de Martonne climate aridity indices, the variability of which in the preceding and the current year together explains ~66% of its variance.

Keywords: Poland, river runoff, climatic elements, inertia

WSTĘP

Odpiyw całkowity z powierzchni danej zlewni stanowi wypadkową jej bilansu wodnego i jednocześnie miarę odnawialnych zasobów wodnych (Michalczyk 2017; Wibig 2017). Instytut Meteorologii Wodnej PIB w *Biuletynie PSHM* nr 13 za rok 2020 udostępnił szereg czasowy wartości rocznego odpiywu całkowitego z obszaru Polski za okres 1951–2020. Wartości te obejmują dane o wielkiej skali integracji przestrzennej i czasowej, stanowiąc syntezę zmian bilansu wodnego dziesiątków zlewni różnych rzędów występujących na obszarze Polski, i tylko w nieznacznej części poza jej granicami (Michalczyk 2017), jaki kształtował się w ciągu ostatnich 70 lat.

Roczne wartości odpiywu z danego obszaru zmieniają się w czasie wraz z ewolucją przebiegu elementów klimatycznych, sterujących przeobrażeniami bilansu wodnego. W przebiegu wartości całkowitego odpiywu rocznego z obszaru Polski zaznacza się statystycznie istotna autokorelacja o opóźnieniu rocznym, wskazująca na działanie procesów inercyjnych w kształtowaniu zmienności tego przebiegu. Czetwertyński (1958, s. 334–335), omawiając zmienność odpiywu rocznego w uproszczonym bilansie wodnym jako funkcję sumy opadów rocznych, zwraca uwagę na to, że w zależności od retencji danej zlewni należy wprowadzić

do równania określającego rozmiar odpływu również zmienną autoregresyjną – sumę opadów z poprzedniego roku.

Ponieważ zmienność bilansu wodnego nie stanowi wyłącznie funkcji opadów określających „przychód” w równaniu bilansowym i odpływu, ale kształtuje się pod wpływem zmienności całego kompleksu elementów klimatycznych określających rozmiar „strat” (szeroko rozumiane parowanie), można zastanowić się, w jakim stopniu odpływ całkowity rzek Polski jest uwarunkowany przez przebieg elementów klimatycznych w roku poprzedzającym, a w jakim – w tym samym roku, w którym określa się jego wartość. Pozwoli to ustalić udział czynnika inercyjnego w kształtowaniu odpływu rocznego (dalej Or) oraz rolę poszczególnych elementów w modelowaniu tej zmienności.

Celem pracy jest przedstawienie najważniejszych wyników analizy statystycznej nad rozkładem w czasie związków między zmiennością Or a zmiennością elementów klimatycznych na obszarze Polski.

MATERIAŁY WYJŚCIOWE I METODY ANALIZY

Podstawowym okresem analizy jest 50-lecie obejmujące lata 1966–2015. Pomocniczym przedziałem czasowym analizy są lata 1951–2020.

Dane o całkowitym odpływie rocznym z obszaru Polski (km^3) pochodzą z *Biuletynu PSHM* (2020; tab. 2.10, s. 55). Zostały one jedynie uszeregowane chronologicznie – w oryginale uporządkowane były rangowo. Do obliczeń pomocniczych zamieniono dodatkowo wartości Or mianowane w km^3 na mm słupa odpływającej wody, przyjmując powierzchnię części zlewni położonych za granicą kraju za Miłkuskim (1963). Uzyskana średnia wieloletnia (1951–2020) wartość Or wyrażona w milimetrach (172,1 mm, $\sigma = 35,6$) nie odbiega od podawanej przez Fal i Bogdanowicz (2002) wartości Or z lat 1951–2000 (172,4 mm).

Wobec syntetycznego charakteru wartości odpływu rocznego z całej powierzchni Polski wykorzystano średnie roczne obszarowe wartości elementów klimatycznych z obszaru Polski, które wpływają lub mogą wpływać na bilans wodny (Schmuck 1960; Bac 1968; Okołowicz 1969), a tym samym na rozmiary odpływu rocznego. Elementami tymi były roczne sumy opadów, roczna temperatura powietrza, roczne zachmurzenie ogólne, usłonecznienie roczne i usłonecznienie miesięcy „długiego dnia”¹, roczne wartości ciśnienia atmosferycznego na poziomie morza oraz roczna prędkość wiatru.

Wartości większości elementów meteorologicznych z okresu 1951–2020 pochodzą z danych IMGW PIB (<https://danepubliczne.imgw.pl>) i zostały one przetworzone do postaci danych klimatycznych.

¹ Miesiące długiego dnia – miesiące, w których we wszystkich ich dobach długość dnia jest większa od 12 godzin; okres od kwietnia do sierpnia włącznie.

Aby średnie obszarowe poszczególnych elementów klimatycznych były porównywalne, obliczane były z zestawu tych samych, wybranych stacji. Wybrane stacje musiały spełniać jednocześnie dwa kryteria – zawierać minimalną i niejednoczesną liczbę braków w obserwacjach oraz być względnie równomiernie rozłożone na obszarze Polski. Pojedyncze braki w danych uzupełniono, obliczając metodą regresji wielokrotnej wartości miesięczne elementów z dwu pobliskich stacji, nienależących do grupy stacji wybranych.

Przed obliczaniem szeregów czasowych średnich obszarowych wybrano, po analizie kompletności zbiorów danych, następujące stacje: Kołobrzeg/Koszalin², Suwałki, Szczecin, Chojnice, Białystok, Poznań, Łódź, Włodawę, Jelenią Górę, Katowice i Lesko (łącznie 11 stacji). Wybór stacji do obliczenia średnich obszarowych został zdeterminowany przez dostępność danych o usłonecznieniu, w których szeregach nie mogło być więcej niż trzech braków wartości miesięcznych w podstawowym okresie obserwacji (01.1966 – 12.2015).

Na podstawie danych miesięcznych z wymienionych stacji obliczono szeregi chronologiczne średnich rocznych obszarowych sum opadu (P), temperatury powietrza (TP), zachmurzenia ogólnego (N) i wilgotności względnej (f) dla okresu 1951–2020. Wszystkie wartości obszarowe obliczano w dwu postaciach – jako średnie obszarowe w roku hydrologicznym (indeks dolny RH) i w roku kalendarzowym (RK). Wartości usłonecznienia (U) obszarowego obliczono w dwu postaciach – jako sumy godzin operacji Słońca w czasie roku (U_{RK} , U_{RH}) i sumy godzin operacji Słońca w czasie „miesiący długiego dnia” (U_{04-08}), to jest miesiący, w których we wszystkich dniach miesiąca długość dnia jest większa od 12 godzin. Szeregi usłonecznienia obliczono dla okresu 1966–2020.

Średnie miesięczne prędkości wiatru na wysokości 10 m zaczerpnięto z danych NCEP (National Weather Service, National Center for Environmental Prediction, USA) za pośrednictwem serwerów IRI LDEO Climate Data Library. Są to dane gridowe z reanalizy (rozdzielczość $2,5 \times 2,5^\circ$), obliczane z pól SLP, przy uwzględnieniu zmiennych w przestrzeni i czasie współczynników tarcia (zbiór: adataset speed: speed[m/s] data). Dane te różnią się istotnie od prędkości wiatru geostroficznego obliczanych ze składowych strefowej i południkowej na poziomie 1000 hPa (reanaliza; Kalnay i in. 1996) i są wysoce istotnie skorelowane z danymi średniej miesięcznej prędkości wiatru tylko na części stacji polskich³. Z pobranych danych dla gridów $[50^\circ\text{N}, 17,5^\circ\text{E}]$, $[50^\circ\text{N}, 20,0^\circ\text{E}]$, $[50^\circ\text{N}, 22,5^\circ\text{E}]$, $[52,5^\circ\text{N}, 15^\circ\text{E}]$, $[52,5^\circ\text{N}, 17,5^\circ\text{E}]$, $[52,5^\circ\text{N}, 20^\circ\text{E}]$, $[52,5^\circ\text{N}, 22,5^\circ\text{E}]$ oraz $[55^\circ\text{N}, 17,5^\circ\text{E}]$ i $[55^\circ\text{N}, 20^\circ\text{E}]$ obliczono średnią obszarową.

² Szereg usłonecznienia w średniej obszarowej pochodzi ze stacji Kołobrzeg, ze względu na przerwę w rejestracji usłonecznienia w Koszalinie w latach 1974 i 1975. Szeregi pozostałych elementów pochodzą ze stacji Koszalin.

³ Analiza przebiegów miesięcznych prędkości wiatru na stacjach polskich zdaje się wskazywać na zerwanie jednorodności ciągów na licznych stacjach. Ten czynnik stanowił przyczynę posłużenia się danymi NCEP, a nie danymi obserwacyjnymi IMGW.

Wobec bardzo silnego skorelowania średnich miesięcznych wartości ciśnienia na poziomie morza (dalej SLP) na polskich stacjach i równie silnego skorelowania obserwowanych wartości ciśnienia z SLP w reanalizie, jako roczną wartość obszarową nad Polską przyjęto średnią wartość SLP obliczoną z danych reanalizy dla gridów o tych samych współrzędnych, dla których obliczano prędkość wiatru. Dane zaczerpnięto ze zbioru CDAS-1 (NOAA NCEP-NCAR CDAS-1 MONTHLY Intrinsic Mean Sea Level), co pozwoliło uzyskać szereg z lat 1951–2020.

W rezultacie otrzymano szeregi czasowe wszystkich, z wyjątkiem usłonecznienia, średnich obszarowych obliczonych z tego samego zestawu stacji i reanalizy, od roku 1951 do roku 2020. Ze względu na długość szeregu usłonecznienia (1966–2020), przyjęto do analizy 50-letnie szeregi z okresu 1966–2015. Długość tych szeregów (50 lat) pozwala uznać, że jest ona wystarczająca dla wyciągania wniosków na temat związków statystycznych o skali klimatycznej. W wybranym do analizy 50-leciu w przebiegu Or występuje słaby trend ujemny, na granicy istotności statystycznej ($-0,24 \text{ km}^3 \cdot \text{rok}^{-1}$; $p = 0,0498$), a rozkład wartości Or odbiega od rozkładu normalnego. Odchylenia od rozkładu normalnego są jednak na tyle niewielkie (kurtoza $-0,672$, skośność $0,342$), że nie wykluczają możliwości stosowania analizy korelacji i regresji liniowej.

Przeprowadzona analiza synchronicznych korelacji liniowych między odpływem a obszarowymi średnimi rocznymi obliczanymi dla roku hydrologicznego (RH) i dla roku kalendarzowego (RK) w szeregach liczących 50 lat wykazała, że różnice w sile związku między nimi, poza związkami z sumą roczną opadów (P) i zachmurzeniem ogólnym (N), są statystycznie nieistotne. Wartości współczynników korelacji między odpływem rocznym a średnimi rocznymi pozostałych elementów klimatycznych obliczanymi dla roku hydrologicznego i roku kalendarzowego różnią się o części setne r ($\pm 0,00$ – $0,03$; różnice nieistotne statystycznie; patrz tab. 1). Dalsze analizy prowadzono, wykorzystując oba rodzaje obliczonych średnich.

W analizie zastosowano standardowe metody analizy statystycznej – korelacje liniowe, w tym analizę korelacji wzajemnych (z przesunięciami czasowymi), regresję jednej zmiennej i regresję wielokrotną oraz analizę wariancji. Jako miarę objaśnienia wariancji jednej zmiennej przez drugą zmienną w analizie korelacji przyjmowano współczynnik determinacji (r^2), w analizie regresji – współczynnik determinacji poprawiony na liczbę stopni swobody ($\text{adj.}R^2$), wyrażony w procentach objaśnienia ($\text{adj.}R^2 \cdot 100\%$) wariancji zmiennej zależnej. Wartość $\text{adj.}R^2$ jest zawsze mniejsza od kwadratu współczynnika korelacji wielokrotnej (R^2), tym mniejsza, im większa się liczba zmiennych niezależnych w równaniu regresji oraz im większe są różnice w stopniu objaśnienia całkowitej wariancji przez poszczególne zmienne niezależne.

Tabela 1. Porównanie współczynników korelacji (r) między odpływem całkowitym z obszaru Polski (Or) a średnimi obszarowymi wartościami elementów klimatycznych obliczanymi dla roku kalendarzowego (RK; 01–12) i hydrologicznego (RH; 11–10) oraz poziom ich istotności statystycznej (p). Okres korelacji 1966–2015

Table 1. Comparison of the correlation coefficients (r) between the total runoff from the territory of Poland (Or) and the average area values of climatic elements calculated for the calendar year (RK; 01–12, January–December) and the hydrological year (RH; 11–10, November–October) and the level of their statistical significance (p). Correlation period 1966–2015

Miara Value	Elementy klimatyczne / Climatic elements									
	P_{RK}	P_{RH}	TP_{RK}	TP_{RH}	N_{RK}	N_{RH}	f_{RK}	f_{RH}	Vw_{RK}	Vw_{RH}
r	0,42	0,51	–0,21	–0,18	0,33	0,43	0,49	0,51	–0,30	–0,29
p	0,002	0,000	0,147	0,210	0,020	0,002	0,000	0,000	0,035	0,044

Objaśnienia do tabeli: średnie obszarowe: P – suma opadów atmosferycznych, TP – temperatura powietrza, N – zachmurzenie ogólne, f – wilgotność względna, Vw – prędkość wiatru. Wartości r istotne statystycznie ($p < 0,05$) pogrubiono. Wartości $p = 0,000$ sygnalizują, że $p < 0,001$.

Explanations to the table: area averages: P – total precipitation, TP – air temperature, N – total cloud cover, f – relative humidity, Vw – wind speed. Statistically significant r values ($p < 0,05$) are shown in bold. Values $p = 0,000$ indicate that $p < 0,001$.

W przypadku analizy regresji wielokrotnej wykorzystano metodę regresji krokowej w przód (*forward stepwise regression*), w której algorytm obliczeniowy najpierw sprawdza, czy zależności między zmienną zależną a zmiennymi niezależnymi są liniowe, a następnie spośród zmiennych niezależnych w pierwszym kroku obliczeniowym wybiera tę zmienną niezależną, która objaśnia maksymalny odsetek wariancji zmiennej zależnej. W kolejnych krokach obliczeniowych algorytm „dobiera” (pozycjonuje) kolejne zmienne niezależne, objaśniające wraz ze zmiennymi już wprowadzonymi do równania największy odsetek wariancji. Algorytm obliczeniowy odrzuca te zmienne niezależne (eliminuje z równania), które wraz z wprowadzonymi już do równania zmiennymi niezależnymi nie przekraczają ustalonego arbitralnie progu („tolerancja”) objaśnienia wariancji zmiennej zależnej (zazwyczaj $< 1\%$). Dzięki takiemu podejściu, przy zastosowaniu tej metody rola badającego ogranicza się jedynie do eliminacji tych zmiennych wprowadzonych do równania, jeśli takie występują, których oszacowanie współczynników regresji jest statystycznie nieistotne i/lub ich liczba jest na tyle duża, że nie zapewnia spełnienia warunku stabilności równania finalnego (spełnienie warunku, aby przypadało co najmniej 10 przypadków [obserwacji] na jedną zmienną niezależną).

W analizie regresji, na pierwszym jej etapie, uwzględniono wszystkie wymienione zmienne (elementy klimatyczne), bez zakładania *a priori* o ich „ważności” i arbitralnego eliminowania z analizy poszczególnych zmiennych, przyjmując, że każda z nich może stanowić potencjalną zmienną objaśniającą międzyroczną zmienność Or.

ANALIZA STATYSTYCZNA ZWIĄZKÓW MIĘDZY ZMIENNOŚCIĄ ELEMENTÓW KLIMATYCZNYCH A ZMIENNOŚCIĄ WARTOŚCI ODPIŁYWU ROCZNEGO RZEK POLSKI

Korelacje między przebiegiem Or a przebiegiem elementów klimatycznych

Analizę korelacji przeprowadzono dla szeregów synchronicznych (Or i elementy klimatyczne z tego samego roku (1966–2015; (oznaczenie (k))⁴ oraz asynchronicznych, w których szereg Or był opóźniony o rok (1967–2016; Or(k+1)) i dwa lata (1968–2017; Or(k+2)) względem początku szeregów elementów klimatycznych, przy zachowaniu stałej liczby korelowanych par wartości w szeregach. Wyniki przeprowadzonej analizy korelacji między szeregami odpływu całkowitego z obszaru Polski a szeregami rocznych elementów klimatycznych zestawione są w tab. 2.

Porównanie wartości współczynników korelacji dla obu części związków – Or z przebiegiem elementów klimatycznych (E) w tym samym roku kalendarzowym i roku hydrologicznym wykazuje, że korelacje synchroniczne (Or & E_{RH}) są nieco silniejsze od korelacji asynchronicznych (Or & E_{RK}). W przypadku opóźnionego o rok odpływu całkowitego w stosunku do przebiegu elementów klimatycznych wszystkie korelacje Or(k+1) są silniejsze z przebiegiem elementów w roku kalendarzowym (E_{RK}). Większość tych różnic jest statystycznie istotna.

O ile synchroniczna (rok hydrologiczny) zmienność poszczególnych elementów objaśnia od ~8% wariancji Or ($V_{w_{RH}}$) do 26% wariancji Or (P_{RH} , f_{RH}), to w przypadku opóźnienia przebiegu Or o rok (Or(k+1)) zmienność elementów klimatycznych w danym roku kalendarzowym objaśnia od 15 (U_{04-08}) do 34–36% (P_{RK} , SLP_{RK}) wariancji odpływu w roku następnym. Jest to znacząco wyższe objaśnienie wariancji, wskazujące na to, że w przebiegu wartości odpływu całkowitego rzek Polski zaznacza się, w stosunku do przebiegu elementów klimatycznych, stosunkowo silna inercja. Materiał zawarty w tab. 2 wykazuje, że odpływ roczny, rejestrowany w danym roku, stanowi funkcję przebiegu warunków pogodowych nad Polską w ciągu nie mniej niż dwu lat – roku bieżącego i roku poprzedniego.

Rozkład znaków wartości współczynników korelacji jest zgodny z wpływem wymienionych elementów klimatycznych na bilans wodny [wzrost odpływu przy wzroście P, N i f, zmniejszenie odpływu (wzrost strat) przy wzroście TP, U i V_w – patrz formuły pozwalające na oszacowanie parowania/ewapotranspiracji: Schmuck 1960; Bac 1968; Okołowicz 1969; Kędziora 1999].

⁴ k – numer kolejny roku. Oznaczenia lat: k – rok o numerze k, w szeregach oznacza, że szereg rozpoczyna się w roku 1966, (k+1) – rok następny w stosunku do roku k (szereg rozpoczyna się w roku 1967), (k-1) – rok poprzedzający rok k (szereg rozpoczyna się od roku 1965). Rok hydrologiczny (11–10) datowany jest na numer roku stycznia.

Tabela 2. Współczynniki korelacji (r) między średnimi obszarowymi wartościami elementów klimatycznych w roku kalendarzowym (RK) i hydrologicznym (RH) a rocznym odpływem całkowitym z obszaru Polski (Or) i ich istotność statystyczna (p). Okres korelacji 1966–2015

Table 2. Correlation coefficients (r) between the average area values of climatic elements in the calendar year (RK) and the hydrological year (RH) and the annual total runoff from the territory of Poland (Or) and their statistical significance (p). Correlation period 1966–2015

Odpiyw Runoff	Miara Value	Elementy klimatyczne / Climatic elements							
Rok kalendarzowy Calendar year		P_{RK}	TP_{RK}	N_{RK}	f_{RK}	U_{RK}	U_{04-08}	SLP_{RK}	Vw_{RK}
Or(k) (1966–2015)	r	0,42	–0,21	0,33	0,49	–0,31	–0,28	–0,41	–0,30
	p	0,002	0,147	0,020	0,000	0,029	0,048	0,003	0,035
Or(k+1) (1967–2016)	r	0,57	–0,55	0,52	0,60	–0,48	–0,39	–0,58	–0,20
	p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,005	0,000	0,171
Or(k+2) 1968–2017	r	–0,02	–0,29	0,08	0,19	–0,13	–0,09	–0,04	–0,00
	p	0,882	0,039	0,604	0,182	0,356	0,552	0,773	0,987
Rok hydrologiczny Hydrological year		P_{RH}	TP_{RH}	N_{RH}	f_{RH}	U_{RH}	U_{04-08}	SLP_{RH}	Vw_{RH}
Or(k) (1966–2015)	r	0,51	–0,18	0,43	0,51	–0,34		–0,49	–0,29
	p	0,000	0,210	0,002	0,000	0,015	–	0,000	0,044
Or(k+1) (1967–2016)	r	0,44	–0,51	0,40	0,54	–0,42		–0,42	–0,11
	p	0,001	0,000	0,004	0,001	0,002	–	0,002	0,455
Or(k+2) 1968–2017	r	–0,02	–0,29	0,08	0,21	–0,14		0,06	–0,03
	p	0,877	0,043	0,571	0,139	0,323	–	0,660	0,847

Objaśnienia do tabeli: średnie obszarowe: P – suma opadów atmosferycznych, TP – temperatura powietrza, N – zachmurzenie ogólne (1/8), f – wilgotność względna, U – roczne usłonecznienie, U_{04-08} – usłonecznienie okresu „długiego dnia” (kwiecień–sierpień), SLP – ciśnienie atmosferyczne na poziomie morza, Vw – prędkość wiatru. Or(k) – odpływ tym samym roku co szeregi elementów klimatycznych, Or(k+1) – odpływ opóźniony o rok w stosunku do szeregów elementów, Or(k+2) – odpływ opóźniony o dwa lata w stosunku do szeregów elementów. Wartości r istotne statystycznie ($p < 0,05$) pogrubiono. Wartości $p = 0,000$ sygnalizują, że $p < 0,001$.

Explanations to the table: area averages: P – total precipitation, TP – air temperature, N – total cloud cover (1/8), f – relative humidity, U – sum of sunshine duration, U_{04-08} – sum of sunshine duration during the “long day” period (April–August), SLP – atmospheric pressure at sea level, Vw – wind speed. Or(k) – runoff in the same year as the series of climatic elements, Or(k+1) – runoff delayed by one year in relation to the series of climatic elements, Or(k+2) – runoff delayed by two years in relation to the series of elements. Statistically significant r values ($p < 0,05$) in bold. Values $p = 0,000$ indicate that $p < 0,001$.

Uwarunkowania zmienności odpływu przez zmienność przebiegu elementów klimatycznych – podejście regresyjne

Występujące korelacje między Or a przebiegiem elementów klimatycznych w roku poprzedzającym i w tym samym roku wykazują istnienie związków między rozpatrywanymi zmiennymi, nie wyjaśniają jednak, jak w rzeczy samej funkcjonują mechanizmy tych związków ani tego, jaka jest ich hierarchia i następstwo

w czasie. Wyjaśnienie tych kwestii wymaga zastosowania analizy regresji i analizy wariancji.

Próba utworzenia równania regresji wielokrotnej, w której szereg $Qr(k)$ byłby funkcją wymienionych w tab. 2 synchronicznych szeregów zmiennych, pozwoliła, przy zastosowaniu metody regresji wielokrotnej krokowej postępującej, na uzyskanie statystycznie istotnego równania z jedną tylko zmienną niezależną, którą jest f_{RK} :

$$Or(k) = -303,94(\pm 89,43) + 4,56(\pm 1,11) \cdot f_{RH}(k). \quad [1]$$

Równanie [1] objaśnia ($\text{adj.}R^2 \cdot 100\%$) 24,34% wariancji $Or(k)$ w 50-letnim szeregu i cechuje się dużym ($\pm 10,72 \text{ km}^3$) standardowym błędem estymacji (BSE)⁵. Pozostałe zmienne niezależne zostały przez algorytm obliczeniowy odrzucone bądź oszacowania ich współczynników regresji okazały się nieistotne ($p > 0,05$). Charakterystyka statystyczna tego równania jest: R (współczynnik korelacji regresji) = 0,51, $\text{adj.}R^2$ (poprawiony na liczbę stopni swobody współczynnik determinacji) = 0,244, $F(1,48)$ (wartość testu Snedecora przy [1,48] stopniach swobody) = 16,8, p (istotność równania) < 0,001.

Tak więc równanie [1] jest wysoce istotne, ale odpływ roczny jest w tym przypadku jedynie funkcją rocznej obszarowej wilgotności względnej. Ten czynnik samodzielnie nie wpływa w istotnym stopniu na bilans wodny. Natomiast takie czynniki, jak roczna suma opadów, temperatura, prędkość wiatru czy usłonecznienie, które istotnie wpływają na kształtowanie się bilansu wodnego, a tym samym wartość odpływu rocznego w tym samym roku, w kombinacji z wilgotnością względną, nie wywierają na wartość Or w równaniu [1] statystycznie istotnego wpływu. Do tej kwestii powrócimy dalej.

Korelacje asynchroniczne, z opóźnieniem odpływu o jeden rok w stosunku do przebiegu rocznych elementów klimatycznych (szereg elementów o numerze początkowym roku k (1966–2015), szereg $Or(k+1)$ – 1967–2016 wykazują, że odpływ roczny jest istotnie skorelowany z wszystkimi, z wyjątkiem prędkości wiatru, elementami. Najsilniejsze korelacje $Or(k+1)$ ponownie wykazuje z f_{RK} , ale i SLP_{RK} , słabsze z temperaturą powietrza i sumą opadów (tab. 2). Dodatnie znaki współczynników korelacji Or wykazuje z roczną sumą opadów, zachmurzeniem ogólnym i wilgotnością względną, ujemnie Or koreluje z temperaturą powietrza, wilgotnością względną, usłonecznieniem i ciśnieniem atmosferycznym. Wpływ zmienności poszczególnych elementów klimatycznych na kształtowanie się odpływu w roku następnym jest wyraźnie silniejszy od wpływu wywieranego w tym samym roku (tab. 2). O ile synchroniczny wpływ np. rocznej sumy opadu objaśnia 17,6% wariancji, o tyle sama suma opadu w danym roku objaśnia 32,5% wari-

⁵ Średni roczny odpływ całkowity z obszaru Polski w latach 1966–2015 jest równy $62,41 \text{ km}^3$, a jego odchylenie standardowe równe $12,33 \text{ km}^3$. BSE równania [1] stanowi ponad 17% średniego wieloletniego odpływu całkowitego.

cji odpływu w roku następnym. Podobnie, o ile zmienność rocznej obszarowej temperatury powietrza objaśnia zaledwie 4% wariancji Or w tym samym roku, o tyle TP_{RK} objaśnia ~30% wariancji odpływu rocznego w roku następnym.

Próba znalezienia statystycznie istotnego równania wiążącego $Or(k+1)$ z poszczególnymi elementami klimatycznymi z roku poprzedniego (k) dała równanie z dwiema zmiennymi objaśniającymi (niezależnymi) o postaci:

$$Or(k+1) = 4502,82(\pm 1391,70) + 3,93(\pm 1,04) \cdot f_{RK}(k) - 4,68(\pm 1,34) \cdot SLP_{RK}(k), \quad [2]$$

które objaśnia 46,8% wariancji odpływu rocznego w latach 1967–2016. Charakterystyka statystyczna tego równania jest: $R = 0,70$, $adj.R^2 = 0,468$, $F(2,49) = 22,6$, $p \ll 0,001$, $BSE = 9,23$. W równaniu [2] zmienność f_{RK} objaśnia 35,7, a zmienność SLP_{RK} 13,4% wariancji $Or(k+1)$. W skład równania [2] nie weszły takie elementy, jak roczna suma opadów, temperatura powietrza czy usłonecznienie, które w sposób oczywisty wpływają na bilans wodny, a wchodzące w skład równania zmienne niezależne (f_{RK} i SLP_{RK}) objaśniają łącznie nieco mniej niż połowę wariancji Or. Również standardowy błąd estymacji wartości Or przez równanie [2] jest znaczny, stanowiąc $\pm 14,5\%$ rocznej wartości odpływu. Tym niemniej zmienne wchodzące w skład równania [2] objaśniają niemal dwukrotnie większy odsetek wariancji Or niż związek synchroniczny, wskazując na decydującą rolę procesów inercyjnych w kształtowaniu wartości odpływu rocznego z obszaru Polski.

Odpływ opóźniony o dwa lata ($Or(k+2)$; szereg z lat 1968–2017) w stosunku do szeregu elementów klimatycznych z lat 1966–2015 (k) jest istotnie skorelowany jedynie z roczną obszarową temperaturą powietrza, która objaśnia ~8% jego wariancji. Korelacje z wszystkimi pozostałymi elementami są statystycznie nieistotne (patrz tab. 2). Analiza korelacji wzajemnych z opóźnieniami czasowymi Or w granicach 4–10 lat względem szeregów elementów klimatycznych nie wykazała wystąpienia istotnych korelacji odpływów z którymkolwiek elementem klimatycznym.

Uzyskane równania regresji [1] i [2] w stosunku do wyników analizy korelacji (tab. 2) dają wyniki prawidłowe z perspektywy statystycznej, ale co najmniej dziwne z punktu widzenia wiedzy na temat kształtowania się bilansu wodnego, warunkującego rozmiary odpływu całkowitego. Pominięte zostały w równaniach [1] i [2] te elementy, które w zasadniczy sposób warunkują znak i rozmiar bilansu wodnego, a tym samym i odpływu – są to po stronie „przychodu” – roczna suma opadów, po stronie „strat” – temperatura powietrza, usłonecznienie, wilgotność względna i prędkość wiatru.

Rysuje się zatem problem nie natury hydroklimatycznej, a obliczeniowej, z jakich przyczyn względnie obiektywna metoda regresji krokowej w przód nie pozwala uzyskać równań (równania) objaśniających wystarczająco duży odsetek wariancji Or i o możliwym do zaakceptowania sensie fizycznym oraz błędzie rocznych wartości odpływu całkowitego.

Kluczem do wyjaśnienia tego problemu jest analiza kowariancji między poszczególnymi elementami klimatycznymi, pozwalająca na określenie, w jakim stopniu przebiegi elementów klimatycznych są niezależne od siebie, a w jakim stopniu redundantne. Tabela współczynników korelacji „każdy z każdym” między rozpatrywanymi elementami w ujęciu roku kalendarzowego (tab. 3) wyjaśnia postawioną kwestię.

Tabela 3. Wartości współczynników korelacji liniowej (r ; górny wiersz) i poziom ich istotności statystycznej (p ; dolny wiersz) między poszczególnymi elementami klimatycznymi.

Szeregi czasowe z lat 1966–2015. Wartości r istotne statystycznie ($p < 0,05$) pogrubiono, wartości r wysoce istotne ($p \leq 0,001$) oznaczono dodatkowo „*”. Pozostałe oznaczenia jak w tab. 2

Table 3. Values of linear correlation coefficients (r ; top row) and the level of their statistical significance (p ; bottom row) between individual climatic elements. Time series from 1966–2015. The statistically significant r values ($p < 0.05$) are in bold, the highly significant r values ($p \leq 0.001$) are additionally marked with “*”. Other symbols as in table 2.

Element klimatyczny Climatic element	TP _{RK}	N _{RK}	f _{RK}	U _{RK}	U ₀₄₋₀₈	SLP _{RK}	Vw _{RK}
P _{RK}	–0,09 0,555	0,77* 0,000	0,56* 0,000	–0,35 0,014	–0,23 0,110	–0,74* 0,000	–0,17 0,243
TP _{RK}	1,00 –	–0,26 0,068	–0,55* 0,000	0,64* 0,000	0,65* 0,000	0,05 0,712	0,28 0,045
N _{RK}		1,00 –	0,60* 0,000	–0,61* 0,000	–0,45* 0,001	–0,73* 0,000	–0,21 0,147
f _{RK}			1,00 –	–0,74* 0,000	–0,64* 0,000	–0,41 0,003	–0,23 0,109
U _{RK}				1,00 –	0,90* 0,000	0,38 0,007	–0,04 0,780
U ₀₄₋₀₈					1,00 –	0,15 0,310	–0,08 0,602
SLP _{RK}						1,00 –	0,18 0,213

Zawartość tej tabeli uzasadnia jednoznacznie, że zmienność przebiegów poszczególnych elementów klimatycznych w danym roku nie jest od siebie niezależna, jednak większość z nich zmienia się wspólnie. Na 28 możliwych korelacji między 8 rozpatrywanymi elementami występuje 17 istotnych statystycznie związków, z czego 13 związków o wysokiej ($p < 0,001$) istotności. Tak więc przebiegi poszczególnych elementów klimatycznych są ze sobą silnie powiązane, co skutkuje tym, że w bardzo dużym ich odsetku niosą taką samą zmienność. Oznacza to, że w równaniu regresji wielokrotnej są one zmiennymi redundantnymi, nie pozwalając na istotne pod względem statystycznym oszacowanie parametrów równania (patrz np. Draper, Smith 1973; Jajuga 1993; Statistica PL, t. 1, 1997; StatSoft Electronic Statistics Textbook [<https://www.statsoft.pl/textbook/stathome.html>]).

Wchodzące w skład równania [2] zmienne niezależne f_{RK} i SLP_{RK} są najsilniej skorelowane z pozostałymi potencjalnymi zmiennymi, przez co „reprezentują” w równaniu także ich zmienność, eliminując w procedurze obliczeniowej pozo-

stałe zmienne objaśniające. Nie pozwala to na wykorzystanie tych zmiennych w konstrukcji równania.

Międzyroczną zmiennością elementów klimatycznych, każdego z osobna, nie sterują „długookresowe procesy klimatotwórcze”, ale zachodzące w ciągu roku zmiany sytuacji synoptycznych, określające zmienność struktury pogód. Przykładowo – obniżenie rocznych wartości SLP wskazuje na powstawanie zwiększonej częstości sytuacji cyklonalnych nad obszarem Polski, którym towarzyszy występowanie na ogół pogód o znacznym zachmurzeniu warstwowym, pojawianie się opadów o dłuższym czasie trwania, zwiększenie wilgotności względnej i zmniejszenie osłonecznienia. Obecność zwiększonych ponad normę wartości SLP wskazuje na wystąpienie w ciągu roku zwiększonego udziału sytuacji antycyklonalnych, ze zmniejszonym zachmurzeniem, redukcją czasu выпадania opadów i sum opadów oraz zmniejszeniem wilgotności. Stąd też tworzą się, zróżnicowane pod względem siły, jednak statystycznie istotne, związki SLP_{RK} z P_{RK} , N_{RK} , f_{RK} i U_{RK} . Ze względu na przeciwstawne działanie opisanych zmian SLP w okresie ciepłej i chłodnej pory roku na temperaturę powietrza, korelacje rocznych zmian SLP z rocznymi zmianami temperatury stają się nieistotne statystycznie. Podobnie długi i silny ciąg związków niemal ze wszystkimi rozpatrywanymi tu elementami klimatycznymi wykazuje f_{RK} .

Taka sytuacja wskazuje, że tworząc równanie, w którym odpływ roczny ma być funkcją elementów klimatycznych, należy przy konstrukcji równania pominąć elementy redundantne. Jeśli spośród pierwotnego zestawu zmiennych (patrz tab. 2) wyeliminuje się najsilniej skorelowane z pozostałymi zmiennymi zmienne f_{RK} i SLP_{RK} i ponownie przeprowadzi estymację parametrów równania, otrzymuje się statystycznie istotne równania regresji o dwóch zmiennych niezależnych. Dla związków synchronicznych (Or i elementy klimatyczne z tego samego roku; 1966–2015) równanie przybiera postać:

$$Or(k) = 34,10(\pm 16,93) + 0,09(\pm 0,02) \cdot P_{RH}(k) - 3,40(\pm 1,67) \cdot T_{RH}(k), \quad [3]$$

którego $R = 0,56$, $adj.R^2 = 0,289$, $F(2,47) = 10,9$, $p = 0,0013$ a $BSE = 10,4$. Do równania program obliczeniowy wprowadził tylko zmienne będące roczną sumą opadów i temperaturą roczną, obliczaną dla roku hydrologicznego (11–10). $P_{RH}(k)$ w tym równaniu reprezentuje stronę „przychodu” równania bilansowego, a $T_{RH}(k)$ syntetyczną sumę „strat atmosferycznych” (parowania terenowego, ewapotranspiracji) w danym roku. W równaniu [3], które objaśnia niespełna 30% wariancji odpływu rocznego, zmienność P_{RH} objaśnia 25,7, a zmienność T_{RH} – 6,0% wariancji Or. Współczynniki regresji pozostałych zmiennych nie zostały oszacowane z wymaganym poziomem istotności, nie wprowadzono ich zatem do równania.

W równaniu tym oszacowania wyrazu wolnego i współczynnika regresji stojącego przed T_{RH} są na granicy istotności statystycznej ($p = 0,0497$ i $0,0471$ odpowiednio), a błąd standardowy estymacji wartości Or jest niemal taki sam jak

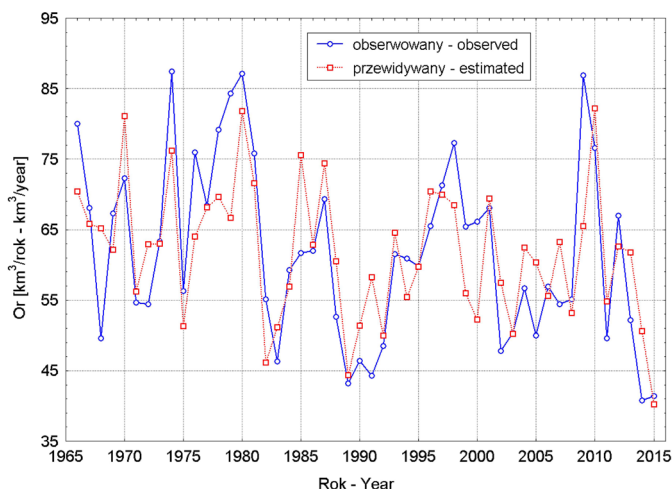
w równaniu [1]. Niska istotność statystyczna równania wyjaśnia, że wprowadzone zmienne samodzielnie nie objaśniają zadowalająco zmienności Or i równanie [3] nie jest stabilne.

Oszacowanie parametrów równania, w którym odpływ roczny stanowi funkcję zmienności elementów klimatycznych z roku poprzedniego (elementy: 1966–2015, Or: 1967–2016), dało równanie o postaci:

$$\text{Or}(k+1) = 68,52(\pm 15,29) + 0,08(\pm 0,02) \cdot P_{\text{RK}}(k) - 7,47(\pm 1,42) \cdot \text{TP}_{\text{RK}}(k), \quad [4]$$

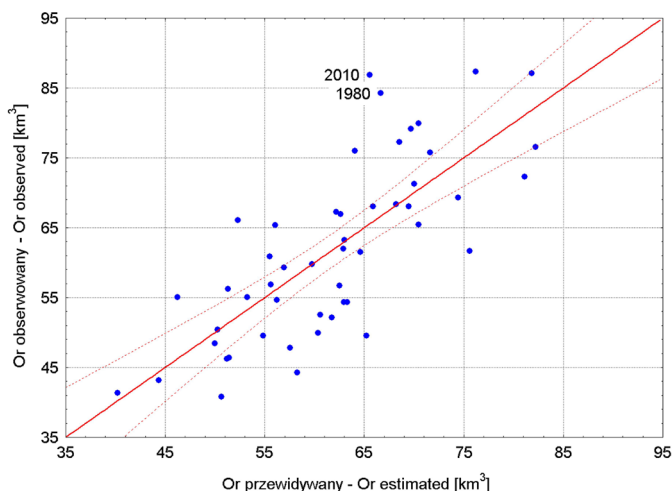
którego charakterystyka statystyczna przedstawia się następująco: $R = 0,76$, $\text{adj.}R^2 = 0,558$, $F(2,47) = 31,7$, $p < 0,001$, $\text{BSE} = 8,4$. Zarówno oszacowanie wartości wyrazu wolnego, jak i współczynników regresji w równaniu [4] jest wysoce istotne ($p < 0,001$). Jako zmienne objaśniające program wprowadził zmienne liczone dla roku kalendarzowego (01–12), a nie roku hydrologicznego (11–10).

Równanie [4] objaśnia ponad połowę (55,8%) wariancji Or w następnym roku, w tym zmienność rocznych sum opadów objaśnia 32,3, a zmienność temperatury rocznej 25,2% wariancji Or w roku następnym. Analiza reszt wykazuje, że ich rozkład w równaniu [4] jest normalny, a w przebiegu reszt, podobnie jak w przebiegu Or, występuje słaby trend ujemny. Charakterystyka statystyczna tego równania pozwala sądzić, że równanie to jest stabilne. Przebieg wartości obserwowanych Or i wartości przewidywanych za pomocą równania [4] przedstawia ryc. 1, a wykres rozrzutu wartości Or oszacowanych za pomocą tego równania *versus* wartości obserwowane – ryc. 2.



Ryc. 1. Przebieg obserwowanych wartości rocznego odpływu całkowitego rzek Polski (Or) i wartości Or oszacowanych za pomocą równania [4]

Fig. 1. The course of the observed values of the annual total runoff of Polish rivers (Or) and the values of Or estimated using equation [4]



Ryc. 2. Wartości Or estymowane za pomocą równania [4] względem wartości obserwowanych. Oznaczona prosta regresji i zakresy przedziału ufności = 95% (linie przerywane). Oznaczono lata, w których występują przypadki odstające (1980, 2010)

Fig. 2. Values of Or estimated using equation [4] with respect to the observed values. Labeled regression line and confidence ranges = 95% (dashed lines). Years with outliers are marked (1980, 2010)

Rycina 1 uwidacznia, że związek między przebiegiem rocznych obszarowych wartości sumy opadów i temperatury a odpływem rzeczny z obszaru Polski w roku następnym dość dobrze odtwarza okresy zwiększonych i zmniejszonych wartości odpływu. Rycina 2 ujawnia, że na tle nierównomiernie rozkładających się po obu stronach prostej regresji przypadków pojawiają się dwa przypadki silnie odstające z poważnym „niedoszacowaniem” wartości Or – są to lata 1980 i 2010. W latach tych błąd estymacji wartości Or przekroczył ponad dwukrotnie wartość standardowego błędu estymacji równania [4]. Oba te przypadki przypadają na lata, w których wystąpiły bardzo silne powodzie letnie (Jarosz 2014; Jokiel, Bartnik 2017), w związku z czym opady letnie, które miały miejsce w tych latach, siłą rzeczy nie mogły wpłynąć na sumę opadów w roku poprzedzającym, które stanowią argumenty funkcji odpływu.

Porównanie stopni objaśnienia wariancji $Or(k)$ przez równania [1], [2], [3] i [4] wskazuje, że proporcje interpretowania związków synchronicznych przez równania [1] i [3] do asynchronicznych [2] i [4] są podobne i wynoszą one około 1 : 2 – międzyroczna zmienność elementów klimatycznych w roku poprzedzającym odpływ objaśnia około dwukrotnie większy odsetek wariancji Or niż zmienność elementów w tym samym roku oraz zmienność Or.

Uwzględnienie wszystkich, zarówno synchronicznych (k), jak i asynchronicznych ($k-1$), zmiennych z roku hydrologicznego i roku kalendarzowego, z wyjątkiem ciśnienia atmosferycznego i wilgotności względnej (łącznie 22 zmienne),

daje równanie najlepszego dopasowania do przebiegu Or o pięciu zmiennych niezależnych. W równaniu tym oszacowanie współczynników regresji pierwszych czterech zmiennych jest istotne, ostatniej – piątej zmiennej objaśniającej ($V_{w_{RK}}(k)$) jest nieistotne ($p = 0,185$) i zmienną tę należy odrzucić⁶. Ponowna estymacja parametrów równania z czterema zmiennymi niezależnymi daje równanie [5]. W równaniu tym oszacowanie wyrazu wolnego i wszystkich współczynników regresji jest istotne statystycznie.

Dwie zmienne – roczne obszarowe sumy opadów (P_{RK}) i temperatura powietrza (T_{RH}) – są zmiennymi z roku poprzedzającego ($k-1$). Dwie pozostałe zmienne pochodzą z tego samego roku co Or (roku k). Są to roczne obszarowe usłonecznienie (U_{RK}) liczone w roku kalendarzowym i roczna obszarowa suma opadów w roku hydrologicznym (P_{RH}).

Równanie [5] objaśnia ($\text{adj.}R^2 \cdot 100\%$) 68,1% wariancji Or w latach 1966–2015, a jego błąd standardowy estymacji wartości Or jest równy 6,96 km³, co w przybliżeniu jest równe 11% średniego wieloletniego odpływu rocznego. Równanie to przybiera postać:

$$\text{Or}(k) = 45,553(\pm 16,711) + 0,095(\pm 0,014) \cdot P_{RK}(k-1) - 0,021(\pm 0,08) \cdot U_{RK}(k) - 4,596(\pm 1,270) \cdot T_{RH}(k-1) + 0,042(\pm 0,014) \cdot P_{RH}(k). \quad [5]$$

Charakterystyka statystyczna tego równania: $R = 0,84$, $\text{adj.}R^2 = 0,681$, $F(4,45) = 27,2$, $p \ll 0,001$. Bez objaśnienia przez równanie [5] pozostaje 32% wariancji Or. Istotność statystyczną oszacowania wyrazu wolnego i kolejnych zmiennych oraz stopień objaśnienia przez kolejne zmienne wariancji Or w latach 1966–2015 zestawiono w tab. 4.

Tabela 4. Istotność statystyczna oszacowania wartości wyrazu wolnego i poszczególnych współczynników regresji (p) oraz stopień objaśnienia przez zmienność kolejnych zmiennych wariancji odpływu rocznego z obszaru Polski (R^2 zmiana) i wzrost współczynnika determinacji równania [5] wraz z wprowadzeniem kolejnej zmiennej do równania (wielokrotne R^2)

Table 4. Statistical significance of estimating the value of the intercept and individual regression coefficients (p) and the degree of explanation by the variability of successive variables of the annual runoff from Poland (R^2 change) and an increase in the coefficient of determination of equation [5] with the introduction of another variable to the equation (multiple R^2)

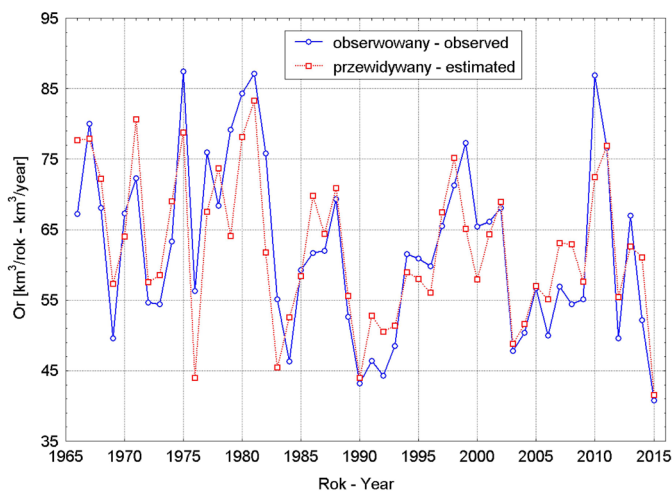
Zmienna / Variable	p	R^2 zmiana / R^2 change	Wielokrotne R^2 / Multiple R^2
Wyraz wolny / Intercept	0,009 106	–	–
$P_{RK}(k-1)$	0,000 001	0,2970	0,2970
$U_{RK}(k)$	0,011 429	0,2625	0,5596
$T_{RH}(k-1)$	0,000 747	0,0909	0,6505
$P_{RH}(k)$	0,005 053	0,0566	0,7036

⁶ Zmienną tą jest średnia roczna prędkość wiatru. $V_{w_{RK}}(k)$ w powiązaniu z pozostałymi zmiennymi objaśnia 1,16% wariancji $\text{Or}(k)$.

Uwzględnienie objaśnienia wariancji przez poszczególne zmienne równania [5] wskazuje (tab. 4), że w kształtowaniu odpływu w roku bieżącym zasadniczą rolę odgrywa wartość sumy opadów w roku poprzednim ($P_{RK}(k-1)$) oraz rozmiar strat (na parowanie) w tym samym roku, charakteryzowanych przez roczne usłonecznienie w roku kalendarzowym ($U_{RK}(k)$). Obie te zmienne objaśniają ponad połowę wariancji ($\sim 56\%$) $Or(k)$. Bardzo duża rola usłonecznienia w kształtowaniu odpływu, jak można sądzić, wynika z tego, że jako pośredni miernik ilości energii słonecznej dochodzącej bezpośrednio do podłoża lepiej wiąże odpływ roczny z rozmiarem strat niż temperatura powietrza. Od usłonecznienia bezpośrednio zależy temperatura gruntu (podłoża), z którego zachodzi parowanie i ewapotranspiracja.

W równaniu [5] może natomiast niepokoić bardzo mała rola zmienności rocznych sum opadów w tym samym roku ($P_{RH}(k)$) w kształtowaniu zmienności odpływu. Przypuszczalnie wariancję rocznych sum opadów w liczącej się części reprezentuje wariancja usłonecznienia rocznego. Zmianom usłonecznienia rocznego towarzyszą zawsze zmiany zachmurzenia o przeciwnym znaku, a z tą zmienną (N) bardzo silnie i wysoce istotnie powiązana jest roczna suma opadów (patrz tab. 3). Wyłonione przez procedurę obliczeniową zmienne w równaniu [5] również są w części redundantne (patrz tab. 3).

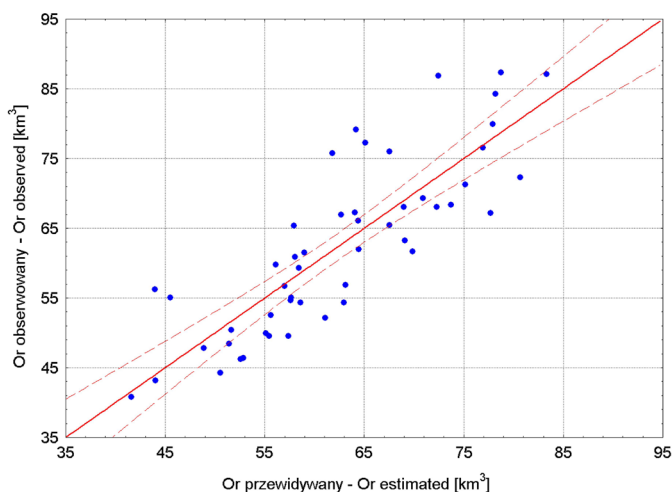
Na ryc. 3 wartości estymowane Or dobrze odtwarzają kilkuletnie okresy wzmoczonego i osłabionego odpływu, choć nie zawsze dobrze odtwarzają mniejsze wahania międzyroczne. Wykres rozrzutu wartości estymowanych za pomocą równania [5] względem obserwowanych wartości Or w latach 1966–2015



Ryc.3. Przebieg wartości odpływu rocznego rzek Polski (1966–2015) obserwowany (Or obs.) i estymowany (Or pred.) za pomocą równania [5]

Fig.3. The course of the annual runoff of Polish rivers (1966–2015) observed (Or obs) and estimated (Or pred) using equation [5]

przedstawia ryc. 4. W stosunku do ryc. 2 znacznemu zmniejszeniu uległo rozproszenie punktów wokół linii regresji, w tym obniżyły się wartości odstające. Stanowi to skutek uwzględnienia w równaniu [5] sum opadów rocznych z tego samego roku ($P_{RH}(k)$), w którym szacuje się wartość Or. Jednak kompensacja „niedoszacowania” największych wartości odpływu nie jest całkowita, o czym świadczy większa odległość i rozproszenie punktów oszacowanych wartości Or powyżej prostej regresji w stosunku do punktów estymowanych odpływów poniżej tej linii. Po części taki rozkład punktów wokół linii regresji można interpretować jako skutek objaśniania zmienności sumy opadów przez usłonecznienie, po części może to stanowić rezultat tego, że rozkład wartości Or nie jest rozkładem normalnym.



Ryc. 4. Wykres rozrzutu wartości Or estymowanych za pomocą równania [5] (Or pred.) względem wartości obserwowanych (Or obs.)

Fig. 4. Scatter plot of Or values estimated using equation [5] (Or pred.) in relation to the observed values (Or obs.)

Zatem również równanie [5] potwierdza to, że o wartości odpływu z obszaru Polski w danym roku stanowi przebieg warunków pogodowych z okresu dwu lat i wskazuje, że większe znaczenie dla wartości odpływu w roku (k) ma przebieg warunków pogodowych w roku poprzedzającym odpływ (38,8% objaśnionej wariancji w roku $k-1$) niż w roku, w którym określa się jego wartość (31,9% objaśnionej wariancji przez zmienne z roku k).

Ponieważ kwestia „proporcji” wpływu zmienności elementów klimatycznych z roku bieżącego (k) i roku poprzedzającego ($k-1$) na wartość odpływu w roku bieżącym (k) wydaje się ważna, a równanie [5] szacuje ten wpływ w sposób wyraźnie odbiegający od równań [3] i [4], należy rozstrzygnąć tę kwestię.

W równaniach [3] i [4] zmiennymi niezależnymi były nieskorelowane ze sobą $P_{RH}(k)$ i $T_{RH}(k)$ oraz $P_{RK}(k)$ i $TP_{RK}(k)$. Są to dwa czynniki określające w bilansie

„przychód” i „straty”. Aby zmniejszyć liczbę zmiennych niezależnych w równaniu, a jednocześnie zachować jak największy zasób informacji zawarty w czterech wymienionych zmiennych, można przekształcić je w „dzielniki opadowe” (Okołowicz 1969), przyjmując na przykład jako zmienne niezależne wskaźnik suchości klimatu (dalej Ws) de Martonne’a (1926a; 1926b). Wskaźnik ten jest niezmiernie prosty:

$$Ws = P/(T + 10), \quad [6]$$

gdzie: P – roczna suma opadów, T – temperatura roczna.

W zamyśle twórcy tego wskaźnika wartość Ws powinno obliczać się ze średnich wieloletnich wartości P i T na danej stacji. Ponieważ nie chodzi tutaj o charakterystykę klimatu jako takiego, nic nie stoi na przeszkodzie, aby obliczać wartość tego wskaźnika dla wartości rocznych, tworząc szereg czasowy wskaźników suchości de Martonne’a. Obliczone wartości Ws , osobno dla roku hydrologicznego (Ws_{RH}) i kalendarzowego (Ws_{RK}), oraz te same zmienne „przesunięte” w czasie o rok ($k+1$) stanowiły zbiór zmiennych niezależnych w procedurze estymacji parametrów równania, w którym $Or(k)$ jest funkcją wymienionych zmiennych z momentów ($k-1$) i (k). Procedura estymacji dla okresu 1966–2015 dała równanie o postaci⁷:

$$Or(k) = -37,97(\pm 10,45) + 1,55(\pm 0,22) \cdot Ws_{RK}(k-1) + 1,27(\pm 0,23) \cdot Ws_{RH}(k), \quad [7]$$

w którym wskaźnik suchości z poprzedzającego roku kalendarzowego ($Ws_{RK}(k-1)$) objaśnia ~46% wariancji Or w roku k , a wskaźnik suchości z roku bieżącego, obliczany dla roku hydrologicznego $Ws_{RH}(k)$ ~21%. W równaniu [7] wszystkie jego parametry (wyraz wolny, współczynniki regresji) oszacowane są z wysoką istotnością ($p < 0,001$), tym samym i całe równanie [7] jest wysoce istotne ($R = 0,82$, $adj.R^2 = 0,656$, $F(2,47) = 47,7$, $p < 0,001$, $BSE = 7,23$). Błąd standardowy estymacji (BSE) stanowi 11–12% średniej wieloletniej (1966–2015) wartości Or . Porównanie wykresów rozrzutu wartości obserwowanych Or z przewidywanymi za pomocą równania [5] i [7] wskazuje na ich daleko posunięte podobieństwo, z tym że estymacja według równania [7] w nieco większym stopniu zaniża wartości największych odpływów rocznych niż w równaniu [5].

Analiza reszt równania [7] wykazuje, że w szeregu reszt występuje trend ujemny, reszty i usunięte reszty powiązane są ściśle liniowo, a rozkład reszt jest normalny. Wykres rozrzutu wartości obserwowanych i kwadratów reszt sugeruje, że w równaniu [7] powinna znaleźć się co najmniej jeszcze jedna zmienna niezależna. Tak jest istotnie – zmienną tą jest $U_{RH}(k)$, której wprowadzenie do równania

⁷ Równanie [7], tak jak poprzednie, wyraża Or w $km^3 \cdot rok^{-1}$. Postać równania wyrażającego Or w mm słupa odpływającej w ciągu roku wody jest: $Or(k) = -109,12(\pm 30,04) + 4,45(\pm 0,63) Ws_{RK}(k-1) + 3,65(\pm 0,67) Ws_{RH}(k)$.

zwiększa R do 0,84, a $\text{adj.}R^2$ do 0,713. Zmienna ta ($U_{RH}(k)$), w kombinacji z pozostałymi zmiennymi równania [7], objaśnia 4,2% wariancji $Or(k)$. Zwiększa to objaśnienie wariancji Or przez zmienne z roku k do ~25%. Wzrost stopnia objaśnienia wariancji $Or(k)$ o zaledwie ~4% poprzez wprowadzenie trzeciej zmiennej niezależnej nie uzasadnia komplikowania tego równania⁸.

Równanie [7] daje nieco tylko mniejsze objaśnienie wariancji $Or(k)$ od równania [5] (~0,66 i ~0,68 odpowiednio). Zaletą równania [7] jest między innymi to, że argumenty jego funkcji (Ws_{RK} , Ws_{RH}) oblicza się z rocznych sum opadów i rocznej temperatury powietrza, a więc elementów mierzonych na największej liczbie polskich stacji i najłatwiejszych do uzyskania. Może to mieć znaczenie przy obliczaniu średnich obszarowych dla mniejszych zlewni.

Zestawiając odsetek objaśnionej wariancji Or w roku bieżącym (k), przez elementy klimatyczne z roku ($k-1$) i roku (k) w kolejnych równaniach (tab. 5), dochodzi się do wniosku, że zmienne niezależne z roku poprzedzającego konsekwentnie, choć z pewnym zróżnicowaniem, objaśniają większy odsetek wariancji odpływu niż zmienne z tego samego roku. Średnie wartości objaśnienia to około 47 i 27%.

Tabela 5. Odsetek objaśnionej wariancji całkowitego odpływu rocznego w roku bieżącym ($Or(k)$) przez zmienne niezależne z roku poprzedzającego ($k-1$) i roku bieżącego (k) w kolejnych równaniach Dane z lat 1951–2015

Table 5. Percentage of the explained variance of the total annual runoff in the current year ($Or(k)$) by independent variables from the preceding year ($k-1$) and the current year (k) in subsequent equations. Data from 1951–2015

Zmienne z roku Variables from year	Równanie / Equation				Średnio/Medium
	[3]	[4]	[5]	[7]	
$k-1$	–	56	39	46	47
k	29	–	32	21	27

Podsumowując przeprowadzoną analizę statystyczną zależności międzyrocznej zmienności odpływu rocznego z obszaru Polski (Or) od międzyrocznej zmienności elementów klimatycznych, można stwierdzić, że zmienność elementów w roku poprzedzającym ($k-1$) objaśnia od 39 do 56% wariancji odpływu w roku k , a zmienność elementów klimatycznych w tym samym roku (k) co odpływ od około 21 do około 32% wariancji całkowitego odpływu rocznego z obszaru Polski. Nieobjaśnione przez zmienność tutaj analizowanych elementów klimatycznych pozostaje 20–30% wariancji odpływu. Sprawdzenie stabilności równania [7], wiążącego odpływ w roku (k) ze zmiennością rocznych sum opadów i rocznej temperatury w roku ($k-1$) oraz roku (k) na całym szeregu Or (1952–2020; 69 lat) wykazuje, że równania te są stabilne, potwierdzając tym samym zasadniczą rolę warunków pogodowych w roku poprzedzającym ($k-1$) w kształtowaniu wartości odpływu rzek w roku bieżącym (k).

⁸ Zachodzi w tym przypadku konieczność zmiany modelu na równanie bez wyrazu wolnego.

WNIOSKI

Przeprowadzone analizy wykazują, że wartość całkowitego odpływu rocznego rzek z obszaru Polski zawiera w sobie bardzo silnie zaznaczający się element inercyjny w stosunku do przebiegu elementów klimatycznych – zwłaszcza rocznych sum opadów i temperatury rocznej. O ile synchroniczna (w tym samym roku) zmienność rocznych sum opadów i temperatury powietrza objaśnia przeciętnie ~27% wariancji odpływu rocznego z obszaru Polski, o tyle wcześniejsza o rok zmienność tych samych elementów objaśnia ~47% wariancji odpływu. Można tym samym twierdzić, że wartość odpływu rzek z obszaru Polski w danym roku jest w zasadniczej mierze determinowana przez wcześniejszy o rok przebieg warunków pogodowych nad obszarem kraju. Pozwala to zgrubnie sądzić o roli odpływu podziemnego w alimentacji odpływu rocznego na obszarze Polski.

Nie oznacza to, że wniosek taki można rozciągać na wszystkie zlewnie rzek występujących na obszarze Polski. Wobec silnego zróżnicowania budowy geologicznej obszaru Polski oraz zróżnicowania przestrzennego rocznych sum opadów i temperatury powietrza, można oczekiwać, że poszczególne zlewnie charakteryzować się mogą zróżnicowaną inercją odpływu, a rola przebiegu poszczególnych elementów klimatycznych w kształtowaniu wartości odpływu rocznego może również wykazywać indywidualne cechy dla każdej zlewni (patrz Czetwertyński 1958). Występującą inercję można traktować jako przejaw „pamięci” zlewni. Miarą tej „pamięci” (Pz) może na przykład być:

$$Pz = [M_{W_{s_{RK}}(k-1)} + (100 - M_{W_{s_{RH}}(k)})] / M_{W_{s_{RH}}(k)}, \quad [8]$$

gdzie: $M_{W_{s_{RK}}(k-1)}$ – odsetek objaśnionej wariancji Or przez zmienność wskaźnika suchości de Martonne’a z poprzedniego roku kalendarzowego, $M_{W_{s_{RH}}(k)}$ – odsetek objaśnionej wariancji Or przez zmienność wskaźnika suchości de Martonne’a z tego samego roku hydrologicznego (patrz równanie [7]).

Tłumacząc zależność [8] werbalnie – jest to stosunek sumy objaśnionej wariancji Or w danym roku hydrologicznym przez wskaźnik suchości klimatu de Martonne’a z poprzedniego roku kalendarzowego (k-1) i nieobjaśnionej wariancji Or przez wskaźnik de Martonne’a z bieżącego roku hydrologicznego (k) do odsetka wariancji objaśnionej przez wskaźnik de Martonne’a z bieżącego roku hydrologicznego. Dla obszaru Polski w okresie 1966–2015 ten stosunek jest równy 3,86. Im większa jest wartość tego stosunku, tym większa inercja zlewni i większa rola odpływu podziemnego w kształtowaniu wartości odpływu.

Warto zwrócić również uwagę na fakt, że silna składowa inercyjna w wartościach odpływu pozwala, z wyprzedzeniem około 9-miesięcznym, dać orientacyjną prognozę tego parametru hydrologicznego (równanie [4]). Roczne wartości sumy opadów i temperatury powietrza są możliwe do uzyskania już w styczniu,

po zakończeniu roku kalendarzowego, a więc w tym samym miesiącu można dać orientacyjną prognozę Or z przeciętną dokładnością w granicach $\pm 15\%$ na koniec roku hydrologicznego. Można przypuszczać, że rola składowej inercyjnej w przebiegu wartości rocznego odpływu całkowitego powinna zostać również uwzględniona w długookresowych prognozach odpływu rzek z obszaru Polski, niezależnie od tego, czy inne wyłonione predyktory będą miały charakter wskaźników wielkoskalowej cyrkulacji atmosferycznej, „czynnika słonecznego” (Stachy 1969), czy też stanowić będą wskaźniki charakteryzujące wpływ działania czynnika oceanicznego (Marsz i in. 2016).

LITERATURA

- Bac S., jun., 1968: *Studia nad parowaniem z wolnej powierzchni wodnej, parowaniem terenowym i ewapotranspiracją potencjalną*. Zeszyty Naukowe WSR we Wrocławiu nr 80, Melioracja, 13, 7–68.
- Biuletyn Państwowej Służby Hydrologiczno-Meteorologicznej, 2020, 13 (228), 1–67.
- Czetwertyński E., 1958: *Hydrologia*. Wyd. Arkady, Warszawa, 1–364.
- Draper N.R., Smith H., 1973: *Analiza regresji stosowana*. Biblioteka Naukowa Inżyniera, PWN, Warszawa, 1–459.
- Fal B., Bogdanowicz E., 2002: *Zasoby wód powierzchniowych Polski*. Wiadomości IMGW, 25 (2), 3–38.
- Jajuga K., 1993: *Statystyczna analiza wielowymiarowa*. Wyd. Naukowe PWN, Warszawa, 1–276.
- Jarosz D., 2014: *Historia powodzi w Polsce 1945-1989: prolegomena do badań*, [w:] *Polska 1944/45–1989. Studia i Materiały*, 12/2014, 71–95.
- Jokiel P., Bartnik A., 2017: *Wezbrania i powodzie*, [w:] P. Jokiel, W. Marszałewski i J. Pociask-Karteczka (red.), *Hydrologia Polski*. PWN, Warszawa, 167–175.
- Kalnay E., Kanamsitu M., Kistler R., Collins W., Deaven D., Gandin L., Iredell M., Saha S., Withe G., Woolen J., Zhu Y., Chelliah M., Ebisuzaki W., Higgins W., Jankowiak J., Mo C.K., Ropelewski C., Wang J., Leetmaa A., Reynolds R., Jenne R., Joseph D., 1996: *The NCEP/NCAR 40-Year Reanalysis Project*. Bulletin of the American Meteorological Society, 77 (3), 437–471.
- Kędziora A., 1999: *Podstawy agrometeorologii*. Państwowe Wydawnictwo Rolnicze i Leśne, Warszawa, 1–364.
- Marsz A.A., Styszyńska A., Krawczyk W.E., 2016: *Długookresowe wahania przepływów głównych rzek w Polsce i ich związek z cyrkulacją termohalinową Atlantyku Północnego*. Przegląd Geograficzny, 88 (3), 295–316.
- Martonne de E., 1926a: *Aerisme, et indices d'aridite*. Comptes Rendus de L'Academie des Sciences, 182, 1395–1398.
- Martonne de E., 1926b: *L'indice d'aridite*. Bulletin de l'Association de géographes français, N°9, 3e année, mai 1926, 3–5.
- Michalczyk Z., 2017: *Odpływ średni, zmienność w czasie i zróżnicowanie przestrzenne*, [w:] P. Jokiel, W. Marszałewski i J. Pociask-Karteczka (red.), *Hydrologia Polski*. PWN, Warszawa, 153–160.
- Mikulski Z., 1963: *Zarys hydrografii Polski*. PWN, Warszawa, 1–286.
- Okołowicz W., 1969: *Klimatologia ogólna*. PWN, Warszawa, 1–395.

- Schmuck A., 1960: *Zarys hydrometeorologii*. Wyd. 2., PWN, Wrocław, Warszawa, 1–108.
- Stachy J., 1969: *Wieloletnia prognoza odpływu rzek polskich*. Wiadomości Służby Hydrologicznej i Meteorologicznej, 5 (17), 3 (79), 23–34.
- Statistica PL, 1997: t. 1. r. 12 (Regresja wielokrotna). StatSoft Polska, 1633–1680.
- StatSoft *Electronic Statistics Textbook*: 1984–2011 (<https://www.statsoft.pl/textbook/stathome.html>) [dostęp 5.06.2021].
- Wibig J., 2017: *Klimatyczny bilans wodny*. [w:] P. Jokiel, W. Marszałewski i J. Pociask-Karteczka (red.), *Hydrologia Polski*. PWN, Warszawa, 49–54.