

METODY STATYSTYCZNE

w analizach hydrologicznych
środkowej Polski



WYDAWNICTWO
UNIwersytetu
ŁÓDZKIEGO

METODY STATYSTYCZNE

w analizach hydrologicznych
środkowej Polski

pod redakcją Pawła Jokiela

Paweł Jokieli – Uniwersytet Łódzki, Wydział Nauk Geograficznych
Katedra Hydrologii i Gospodarki Wodnej, 90-139 Łódź, ul. Narutowicza 88

RECENZENT

Urszula Somorowska

REDAKTOR WYDAWNICTWA UŁ

Katarzyna Gorzkowska

KOREKTA TECHNICZNA RYSUNKÓW

Adam Bartnik

SKŁAD I ŁAMANIE

AGENT PR

PROJEKT OKŁADKI

czartart.com: Izabela Surdykowska-Jurek

Zdjęcia wykorzystane na okładce: © Ivan Piven (Photoprince) – Fotolia.com

© Depositphotos.com/StevanZZ

W publikacji zostały zamieszczone rozdziały autorstwa: Adama Bartnika, Pawła Jokiela
Piotra Moniewskiego, Przemysław Tomalskiego, Edmunda Tomaszewskiego
Uniwersytet Łódzki, Wydział Nauk Geograficznych
Katedra Hydrologii i Gospodarki Wodnej, 90-139 Łódź, ul. Narutowicza 88

© Copyright by Uniwersytet Łódzki, Łódź 2015

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
Wydanie I. W.06914.15.0.K

Ark. wyd. 20,0; ark. druk. 18,375

ISBN 978-83-7969-670-3

e-ISBN 978-83-7969-671-0

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
90-131 Łódź, ul. Lindleya 8
www.wydawnictwo.uni.lodz.pl
e-mail: księgarnia@uni.lodz.pl
tel. (42) 665 58 63

Spis treści

Od redaktora (<i>Paweł Jokiel</i>)	9
1. Analiza chwilowych zmian przepływu w małej rzece miejskiej na przykładzie łódzkiej Sokołówki (<i>Adam Bartnik, Przemysław Tomalski</i>)	13
1.1. Wprowadzenie	13
1.2. Obszar badań i materiał źródłowy	14
1.3. Chwilowe zmiany natężenia przepływu	16
1.4. Maksymalne wzrosty i spadki natężenia przepływu	19
1.5. Chwilowe zmiany natężenia przepływu w trakcie wezbrań	21
1.6. Podsumowanie	25
2. Analiza sezonowej zmienności wybranych cech fizykochemicznych wody małych cieków odwadniających obszary o różnym stopniu antropopresji (<i>Adam Bartnik, Piotr Moniewski</i>)	27
2.1. Wprowadzenie	27
2.2. Materiał analityczny	30
2.3. Wskaźniki fizykochemiczne	33
2.4. Sezonowość cech fizykochemicznych	40
2.5. Wnioski	45
3. Analiza faz i form odpływu ze zlewni rzecznej na przykładzie Dzierżąznej (<i>Paweł Jokiel, Edmund Tomaszewski</i>)	49
3.1. Wprowadzenie	49
3.2. Obszar badań	50
3.3. Odpływy charakterystyczne	51
3.4. Roczne nadwyżki i niedobory odpływu	55
3.5. Wezbrania i niżówki	57
3.6. Formy odpływu	60
3.7. Powiązania i korelacje	64
4. Analiza trendów wieloletnich na przykładzie odpływów ekstremalnych ze zlewni środkowej Polski (<i>Paweł Jokiel</i>)	69
4.1. Wprowadzenie	69
4.2. Odpływy charakterystyczne w wieloleciu	70
4.3. Zmienność ekstremalnych odpływów miesięcznych	74
4.4. Trendy miesięcznych odpływów ekstremalnych	78

5. Analiza przepływów maksymalnych i miar pochodnych na przykładzie rzek Nizy Polskiego (Adam Bartnik, Paweł Jokiel)	87
5.1. Wprowadzenie	87
5.2. Podstawy analizy i materiał badawczy	89
5.3. Obwiednia przepływów maksymalnych	94
5.4. Odpięty jednostkowy	98
5.5. Indeksy K (François-Rodiera)	101
5.6. Prawdopodobieństwo wystąpienia skrajnie niekorzystnej sytuacji powodziowej	102
5.7. Indeksy wysokiej wody IWW	104
6. Analiza czasowej i przestrzennej zmienności niedoborów odpływu niżówkowego w środkowej Polsce (Edmund Tomaszewski)	107
6.1. Wprowadzenie	107
6.2. Materiał badawczy	109
6.3. Zmienność wieloletnia	111
6.4. Struktura sezonowa	114
6.5. Pora koncentracji suszy hydrologicznej	118
7. Analiza ekstremalnych stanów wód podziemnych na przykładzie płytkich poziomów wodonośnych środkowej Polski (Przemysław Tomalski)	129
7.1. Wprowadzenie	129
7.2. Obszar badań i materiał badawczy	130
7.3. Rozkłady prawdopodobieństwa ekstremów rocznych	133
7.4. Współczynniki autokorelacji ekstremów rocznych	142
7.5. Kwantyle prawdopodobieństwa ekstremów rocznych	146
7.6. Wieloletnia zmienność ekstremalnych stanów wód podziemnych	148
7.7. Podsumowanie	151
8. Analiza wydajności źródeł na przykładzie dwóch obiektów z okolic Łodzi (Piotr Moniewski)	153
8.1. Wprowadzenie	153
8.2. Pomiary wydajności i ich uzupełnianie	154
8.3. Wydajność źródeł	156
8.4. Sezonowa zmienność wydajności	158
8.5. Krzywe wysychania	159
8.6. Bezładność wydajności	162
8.7. Synchroniczność wydajności	164
8.8. Rola źródeł w zasilaniu cieków	168
8.9. Podsumowanie	171
9. Wieloaspektowa analiza statystyczna hydrogramu przepływu rzeki na przykładzie Pilicy w Przedborzu (Adam Bartnik, Paweł Jokiel)	173
9.1. Wprowadzenie	173
9.2. Materiał analityczny	175
9.3. Roczny hydrogram przepływu	176
9.4. Funkcje rozkładu przepływów dobowych i hydrogramy ich prawdopodobieństwa	181
9.5. Sezonowość przepływu	187
9.6. Zmiany i zmienność wieloletnia przepływu	191

10. Identyfikacja i analiza sezonów hydrologicznych na przykładzie dwóch rzek z obszaru środkowej Polski (Paweł Jokiel, Przemysław Tomalski)	201
10.1. Wprowadzenie	201
10.2. Materiał hydrometryczny i przygotowanie danych	202
10.3. Identyfikacja sezonów hydrologicznych	204
10.4. Sezony hydrologiczne w Nerze i Prośnie	208
10.5. Porównanie sezonów hydrologicznych i okresów hydrologicznych	211
10.6. Podsumowanie	213
11. Metody, formuły i wzory obliczeniowe zastosowane w pracy (Przemysław Tomalski, Edmund Tomaszewski)	215
11.1. Zagadnienia statystyczne	215
11.1.A. Przygotowanie szeregów pomiarowych do analiz statystycznych	216
11.1.B. Miary średnie	218
11.1.C. Miary rozrzutu i zmienności	220
11.1.D. Miary skośności	225
11.1.E. Miary koncentracji	226
11.1.F. Miary sezonowości	227
11.1.G. Współzmiennność	230
11.1.H. Regresja	234
11.1.I. Rozkłady statystyczne	238
11.1.J. Testy statystyczne	245
11.1.K. Analizy wielowymiarowe	251
11.2. Zagadnienia hydrologiczne	253
11.2.A. Charakterystyki pomiarowe	254
11.2.B. Miary odpływu	256
11.2.C. Przepływy i odpływy charakterystyczne	257
11.2.D. Formy odpływu	259
11.2.E. Fazy odpływu	265
11.2.F. Charakterystyki środowiskowe	270
Bibliografia	273
Wykaz symboli i oznaczeń	283
Spis tabel i rysunków	289

Od redaktora

...potwierdzenie hipotezy naukowej jest zaledwie nieudaną próbą jej obalenia.

Carl Popper

Ilość informacji, jaką zmuszeni jesteśmy absorbować i analizować we współczesnym procesie poznawczym stale rośnie. Wskutek tego, w czasie poznawania otaczającej nas rzeczywistości coraz bardziej niezbędne stają się różnego rodzaju narzędzia, które pomagają nam te informacje poprawnie zebrać, uporządkować i przeanalizować, a później – na drodze logicznego wnioskowania indukcyjnego czy dedukcyjnego – uchwycić prawidłowości lub zbudować wiarygodne modele, a na ich podstawie wyciągnąć pożyteczne wnioski. Jednym z takich narzędzi jest niewątpliwie *statystyka*, która z jednej strony umożliwia pełne wykorzystanie naszych zdolności twórczych w celu odkrywania nowych prawidłowości i identyfikacji różnych powiązań, lecz z drugiej – nie pozwala na czcze i bezowocne formułowanie teorii oraz hipotez nieprawdziwych i nieweryfikowalnych. Nauka ta bazuje bowiem na planowym, rzetelnym i optymalnym opracowaniu danych metodami wykorzystującymi aparat logiczny i matematyczny, a także na celowym testowaniu postawionych hipotez i wykrywaniu różnych możliwych alternatyw (Rao 1994). Mimo wielu ograniczeń i zagrożeń, jakie niesie w sobie wnioskowanie statystyczne, których wyrazem mogą być żartobliwe motta poprzedzające rozdziały prezentowanej monografii, nie ma wątpliwości, że wyniki analiz statystycznych są bardzo pożyteczne w odkrywaniu i wyjaśnianiu zjawisk oraz procesów zachodzących w środowisku.

W tytule poniższej książki pojawił się termin *środkowa Polska*. Jest to pojęcie nieostre i właściwie nie ma swego odpowiednika w powszechnie uznanych regionalizacjach i podziałach terytorialnych naszego kraju. Zakreślony na potrzeby tej monografii obszar badań nie jest w ścisłym znaczeniu tego słowa regionem fizycznogeograficznym czy krajobrazowym. Pojęcie to ma charakter czysto umowny i odnosi się do terytorium znajdującego się w centralnej Polsce, na którym przenikają się krajobrazy wyżyn, nizin i pojezierzy. Równocześnie – z uwagi na układ, sposób wykształcenia i wykorzystania sieci rzecznej oraz

zasoby wodne i elementy bilansu wodnego – tak zarysowany obszar można traktować jako swoiste zaplecze wodne aglomeracji miejskiej Łodzi. Już dziś wiadomo, że dostęp do niewielkich zasobów wodnych tego obszaru jest bardzo ograniczony i, niestety, będzie stale malał. Coraz trudniejsze i bardziej złożone staną się zatem nie tylko prognozy dalszych przemian struktury naturalnego bilansu wodnego, lecz pojawią się też istotne problemy przy zestawianiu różnoskalowych bilansów wodnogospodarczych, w pozyskiwaniu danych hydrologicznych dla projektów hydrotechnicznych, w ochronie przeciwpowodziowej i – co szczególnie ważne dla terenów środkowej Polski – w zapobieganiu skutkom susz hydrologicznych oraz zarządzaniu gospodarką wodną (Jokiel 2004). Wydaje się więc, że ze względów poznawczych, dydaktycznych i praktycznych przedstawienie przykładów różnorodnych analiz statystycznych, poprawnie wykonanych w odniesieniu do różnych grup obiektów, procesów, zmiennych środowiskowych i hydrologicznych tego regionu, może być użyteczne oraz interesujące poznawczo.

Książka, którą oddajemy do rąk Czytelnika, nie jest podręcznikiem do statystyki, gdyż tego rodzaju opracowań, i to znakomitych, napisano już bardzo wiele, a ich autorzy jawią się dużo lepszymi fachowcami w tej dziedzinie niż członkowie zespołu redakcyjnego. Z tego względu napisanie kolejnego podręcznika wydawało się nam niecelowe i mało interesujące. Z oczywistych powodów korzystaliśmy jednak z wielu różnego rodzaju prac i podręczników metodycznych, choćby po to, by wskazać Czytelnikowi alternatywne, a także – co istotne – poszerzające wiedzę źródła informacji metodycznej.

Niniejsze opracowanie nie jest również monografią hydrologiczną, której celem byłaby prezentacja szeroko pojętych stosunków wodnych środkowej Polski, choć w poszczególnych rozdziałach zamieściliśmy szereg ważnych merytorycznie informacji geograficznych i hydrologicznych, zaczerpniętych z licznie cytowanej literatury problemowej oraz regionalnej. Z jednej strony pozwoliło to na poprawne zdefiniowanie i objaśnienie zmiennych środowiskowych poddanych analizom statystycznym. Z drugiej natomiast – umożliwiło prawidłową i możliwie szeroką interpretację wyników analiz statystycznych, jak też poszukiwanie cennych poznawczo powiązań i prawidłowości.

Autorami poszczególnych rozdziałów są doświadczeni hydrologi i geografowie Wydziału Nauk Geograficznych Uniwersytetu Łódzkiego. Zaprezentowane przez nich przykłady statystycznych analiz różnych problemów hydrologicznych i środowiskowych zostały już wcześniej zweryfikowane i najczęściej zaprezentowane na forum naukowym w postaci referatów, artykułów i notatek. Zasięg tego rodzaju publikacji był jednak niewielki i ograniczony przeważnie do środowiska naukowego. Zatem zebranie tych doświadczeń przy jednoczesnym rozszerzeniu zawartych w nich wniosków merytorycznych oraz złożenie całości do postaci zwartej monografii, przeznaczonej dla szerszego odbiorcy, jest w mojej opinii celowe i uzasadnione.

Czego zatem Czytelnik może oczekiwać, biorąc do rąk prezentowaną monografię? Przede wszystkim przykładów rzetelnych, celowych i wielopłaszczyznowych interpretacji wyników podstawowych analiz statystycznych, przeprowadzonych w odniesieniu do procesów i zjawisk hydrologicznych zachodzących w środkowej Polsce w różnych skalach przestrzennych i czasowych. Należy podkreślić, że autorzy rozdziałów szczególnie duży nacisk położyli na aspekt interpretacyjny. Zauważyliśmy bowiem, że w statystycznych analizach zmiennych środowiskowych wiele uwagi poświęca się poprawności metodycznej i obliczeniowej modeli oraz procedur statystycznych (co nie jest oczywiście błędem), ale jednocześnie można w nich znaleźć zbyt mało wieloaspektowej oceny uzyskanych statystyk i modeli statystycznych. W skrajnych przypadkach stwarza to wrażenie, że nierzadko skomplikowane analizy statystyczne są celem samym w sobie, natomiast uzyskane wyniki są zinterpretowane nie tyle błędnie, ile mało dociekliwie.

Dla kogo zatem przeznaczona jest ta monografia? Przede wszystkim dla Czytelników mających już podstawową wiedzę z zakresu statystyki matematycznej i hydrologii oraz chcących ją dalej pogłębiać. Będzie ona szczególnie użyteczna dla badaczy, którzy pragną nie tylko poznać nowe zastosowania znanych już sobie metod, lecz dogłębnie i wieloaspektowo interpretować różne statystyki i modele statystyczne. Od dawna wiadomo, że statystyki najlepiej uczyć się na przykładach, a zatem zaproponowany układ monografii wydaje się poprawny i celowy, choć nie najłatwiejszy do studiowania. Ujmując rzecz praktycznie, książka ta może być szczególnie użyteczna dla licencjatów, magistrantów i doktorantów prowadzących badania środowiska (nie tylko wodnego) metodami statystycznymi. Może być też przydatna dla wszystkich, dla których obliczenie średniej, współczynnika korelacji czy określenie rozkładu zmiennej losowej jest dopiero początkiem dociekań naukowych.

Zaproponowany układ treści jest dość specyficzny. Kluczową rolę pełni w nim rozdział 11. Zawiera on bowiem definicje i informacje o różnych, często trudnych do zinterpretowania zmiennych, które zostały obliczone i których statystyki przeanalizowano we wcześniejszych rozdziałach. Zawiera on też krótkie informacje, podstawowe wzory i formuły niezbędne do obliczenia oraz prawidłowego zinterpretowania wykorzystanych w poszczególnych rozdziałach pracy statystyk, metod i procedur obliczeniowych. Integralną i ważną częścią tego rozdziału są odwołania do literatury, które wskazują Czytelnikowi nie tylko źródła informacji wykorzystane przez autorów, lecz także opracowania szczególnie użyteczne dla poszerzenia wiedzy metodycznej. Pozostałe 10 rozdziałów zawiera przykłady analiz statystycznych wykonanych w różnych skalach przestrzennych i czasowych, dotyczące różnych i – zdaniem autorów – ważnych problemów hydrologicznych. Istotnym elementem każdego rozdziału są odsyłacze do rozdziału ostatniego. Kierują one Czytelnika do stosownych definicji i formuł statystycznych i hydrologicznych, zapobiegając tym samym powtarzaniu informacji metodycznej w kolejnych rozdziałach.

Mimo że kolejne rozdziały prezentowanej monografii poprzedziliśmy żartobliwie i niekiedy przewrotnie brzmiącymi mottami dotyczącymi statystyki, to wszyscy jesteśmy zwolennikami szerokiego, aczkolwiek mądrego i racjonalnego wykorzystania metod statystycznych w hydrologii i naukach przyrodniczych. Zawsze musi temu jednak towarzyszyć myśl Irwina Brossa: „Metody statystyczne nie powiększają posiadanych informacji. Pozwalają jedynie na to, żeby te informacje maksymalnie wykorzystać”.

Zapraszam do lektury.

Paweł Jokiel

1.

Analiza chwilowych zmian przepływu w małej rzece miejskiej na przykładzie łódzkiej Sokołówki

Adam Bartnik, Przemysław Tomalski

*Komputery są doskonałe do trwonienia czasu,
który bez nich o wiele trudniej byłoby zmarnować.*

Clifford Stoll

1.1. Wprowadzenie

Współczesne badania hydrologiczne, zwłaszcza te dotyczące rzek, wymagają zwykle długich i wiarygodnych ciągów pomiarowych. W przypadku natężenia przepływu najczęściej wykorzystywane są dane o kroku dobowym, co jest skutkiem obliczania ich nie w sposób bezpośredni, lecz za pomocą ustalonej wcześniej relacji ze stanami wody obserwowanymi z taką częstotliwością (Kędra 2008) – por. podrozdz. 11.2.A. Częstsze próbkowanie można uzyskać, stosując limnigrafy lub inne urządzenia rejestrujące zjawisko w sposób ciągły. W tym przypadku należy jednak mieć świadomość błędów popełnianych przy wykorzystaniu związku: stan wody – natężenie przepływu. Wynikają one przede wszystkim z przyjmowanego, lecz nie zawsze prawdziwego założenia, że w krótkim przedziale czasowym stan wody zależy tylko od natężenia przepływu (w praktyce bardziej użyteczne jest odwrócenie tej relacji). Na przykład w czasie przejścia fali wezbraniowej mamy do czynienia z różnymi nachyleniami zwierciadła wody przy takim samym stanie. Skutkuje to pojawieniem się zjawiska histerezy krzywej natężenia przepływu i zachwianiem relacji: stan wody – przepływ (Byczkowski 1996). Z tego powodu szeregi stanów wody i przepływów o kroku krótszym niż

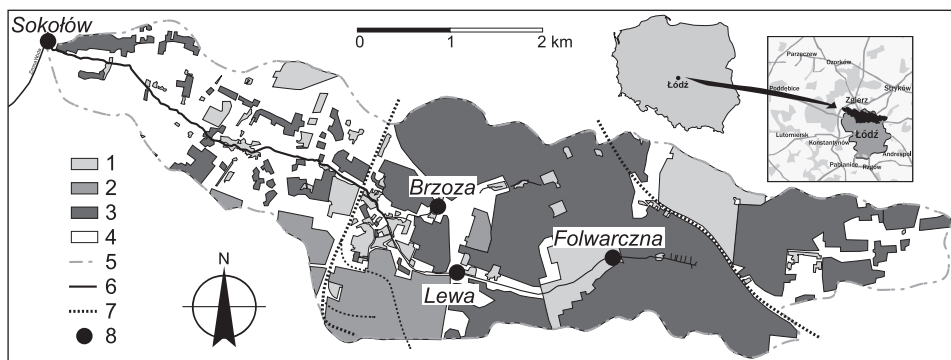
dobowy są rzadko analizowane – a szkoda, gdyż w przypadku zlewni miejskich, gdzie szybkość reakcji na zasilanie systemu cieków jest bardzo duża, badania takie mogą dostarczyć wielu ciekawych informacji hydrologicznych i z zakresu gospodarki wodnej.

W ostatnich latach pojawiły się urządzenia umożliwiające ciągłe pomiary prędkości i głębokości płynącej wody, a zatem i natężenia przepływu. Bazują one na efekcie Dopplera i są coraz częściej używane do ciągłego monitoringu ilościowego w zlewniach eksperymentalnych. Ich zastosowanie stwarza możliwość opisu krótkotrwałych zmian natężenia przepływu o kroku krótszym niż dobowy. Zmiany takie mogą być naturalne i wynikać ze zmienności zasilania opadowego, roztopowego, dopływu wód podziemnych czy nawet krótkoterminowych zmian lokalnego parowania. Ale mogą też być antropogeniczne i mieć swój pełny wymiar w rzekach odbierających zrzuty z oczyszczalni ścieków, z odwadniania kopalń, czy też wynikać z gospodarki wodnej na sztucznych zbiornikach przepływowych o różnej pojemności i funkcji (Thirriot 1993). W tym rozdziale przedstawimy kilka prób celowej analizy statystycznej szeregów czasowych oraz różnych miar i charakterystyk opisujących krótkoterminowe zmiany natężenia przepływu, uzyskanych za pomocą urządzeń zamontowanych w korycie małej rzeki miejskiej z obszaru Łodzi. Szczególną uwagę zwrócimy na wnioski metodyczne i aplikacyjne płynące z tego rodzaju badań, a także wskażemy kilka kierunków i możliwości interpretacyjnych.

1.2. Obszar badań i materiał źródłowy

Od roku 2006 Katedra Hydrologii i Gospodarki Wodnej Uniwersytetu Łódzkiego prowadzi badania w zlewni Sokołówki będącej lewym dopływem Bzury. Obszar ten znajduje się w północnej części Łodzi i niemal w całości zawiera się w granicach administracyjnych miasta (rys. 1.1). Zlewnia Sokołówki jest w znacznym stopniu zurbanizowana – w jej górnej części znajduje się kilka osiedli domów jednorodzinnych, zaś środkową zajmują tereny przemysłowe (Bartnik i in. 2008). Początkowy fragment koryta Sokołówki jest przykryty betonowymi płytami i włączony w system kanalizacji deszczowej miasta. Obszary zabudowane zajmują ogółem 47% powierzchni zlewni, lasy i parki – 19%, a użytki rolne, skupione na obrzeżach miasta i w dolnej części zlewni – 23%. Wśród osadów budujących górną i środkową część zlewni dominują gliny zwałowe, natomiast w dolnej przeważają piaski wodnolodowcowe. Aż 71% utworów powierzchniowych charakteryzuje się bardzo dobrymi parametrami filtracyjnymi. Należy jednak zaznaczyć, że na obszarze miasta serie osadowe są często przesłonięte przez warstwę „narzutu antropogenicznego” (gruz, szlaka, ziemia z wykopów itp.), ograniczającego ich naturalną wodoprzepuszczalność.

Dane hydrometryczne wykorzystane w prezentowanej analizie pochodzą z zainstalowanych w Sokołowie przepływomierzy firmy Teledyne ISCO (model 2150) wykorzystujących efekt Dopplera (Szejba i in. 2009). Do ilościowych analiz statystycznych wybrano szeregi pomiarów natężenia przepływu tej rzeki o kroku 15-minutowym (Q_{15}) – por. podrozdz. 11.2.A. Pochodzą one z dwóch przekrojów pomiarowych i obejmują rok hydrologiczny 2009. Jeden z przekrojów zamyka zlewnię o charakterze typowo miejskim (przepływomierz w Parku A. Mickiewicza przy ul. Folwarcznej – $A = 5,72 \text{ km}^2$ – por. podrozdz. 11.2.F), drugi przepływomierz (położony niżej) zamyka większą już zlewnię, której część jest użytkowana rolniczo (Sokołów, $A = 19,21 \text{ km}^2$). Ich lokalizację przedstawiono na rys. 1.1.



Rys. 1.1. Użytkowanie terenu i posterunki hydrometryczne w zlewni Sokołowskiej*

Objaśnienia: 1 – lasy i parki; 2 – obszary przemysłowe; 3 – obszary o zabudowie mieszkalnej; 4 – nieużytki, łąki i pola uprawne; 5 – dział wodny; 6 – rzeki; 7 – linie kolejowe; 8 – przekroje pomiarowe.

Szeregi pomiarowe z obu przekrojów badawczych (liczba rekordów każdego szeregu $> 35\,000$) cechuje duża zmienność natężenia przepływu związana z funkcjonowaniem w zlewni kanalizacji deszczowej. Przeciętny przepływ w przekroju pomiarowym w górnej, zurbanizowanej części zlewni, obliczony na podstawie danych 15-minutowych z roku 2009, wynosił $0,007 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. W przekroju tym dochodziło niejednokrotnie do całkowitego ustania przepływu, a na odpływ rzeczny składały się głównie gwałtowne epizody wezbraniowe. Maksymalny, zanotowany w 2009 r., przepływ osiągnął $1,549 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, a jego zmienność w tym roku mierzona prostym współczynnikiem zmienności była bardzo duża $C_v Q = 5,91$ (591%) – por. podrozdz. 11.1.C). W przypadku przekroju położonego w dolnym odcinku Sokołowskiej przepływ średni wyniósł $0,079 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ i wahał się od $0,001 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ do $0,496 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Stabilność przepływu była tu zatem znacznie większa: $C_v Q = 0,96$ (96%) niż w górnym biegu rzeki.

* Tam, gdzie nie podano źródła, rysunki i tabele zostały przygotowane przez autorów rozdziału.

Terminy wystąpienia maksymalnych przepływów w obu przekrojach pomiarowych nie były zgodne. W górnej, zurbanizowanej części zlewni maksimum zostało wywołane gwałtownym opadem konwekcyjnym, którego suma godzinowa wyniosła 17 mm. Fala wezbraniowa miała jednak objętość tylko 2,6 tys. m³ (por. podrozdz. 11.2.E) i została skutecznie „spłaszczona” podczas przejścia przez sześć zbiorników przepływowych, jakie w tym czasie funkcjonowały na Sokołowie między przekrojami „Folwarczna” i „Sokołów”. Przepływ w dolnym punkcie pomiarowym wyniósł wtedy 0,430 m³·s⁻¹. Maksymalny przepływ w Sokołowie wystąpił natomiast podczas wezbrania roztopowego po śnieżnej zimie. Grubość pokrywy śnieżnej w połowie marca i na kilka dni przed tym wezbraniem wynosiła ok. 15 cm (Łukasiewicz i in. 2010). Rozłożenie w czasie procesu tajania pokrywy śnieżnej oraz dwa kolejne dni z niewielkimi, kilkumilimetrowymi opadami sprawiły, że w górnej części zlewni wystąpiło kilka kolejnych fal wezbraniowych (największa z przepływem kulminacyjnym wynoszącym 0,123 m³·s⁻¹ – por. podrozdz. 11.1.C.). Po transformacji tych fal przez zbiorniki przepływowe na Sokołowie oraz wskutek „nałożenia się” wód, które dopłynęły z innych źródeł, powstało w Sokołowie jedno duże wezbranie o długim czasie trwania (niemal 50 godzin) i objętości fali ponad 44 tys. m³ – por. podrozdz. 11.2.E.

1.3. Chwilowe zmiany natężenia przepływu

Szeregi natężenia przepływu zostały przeliczone na ciągi różnic pomiędzy kolejnymi ich wyrazami. Uzyskano w ten sposób szereg zmian natężenia przepływu z pomiaru na pomiar (ΔQ_{15}), które poddano dalszej analizie. Zmiany o mniej niż 0,001 m³·s⁻¹ traktowano jako przypadkowe i zapisywano jako brak zmiany natężenia przepływu. Tego rodzaju chwilowe różnice wynikają zwykle z dokładności próbkowania urządzenia pomiarowego (Szejba i in. 2009). Obliczenia wykonano według procedury przedstawionej w podrozdz. 11.2.A.

Dla tak utworzonych ciągów 15-minutowych zmian natężenia przepływu (ΔQ_{15}), uzyskanych dla obu przekrojów pomiarowych, obliczono podstawowe charakterystyki statystyczne: zmianę średnią – $\bar{S}rQ_{15}$, jej współczynnik skośności – $As\Delta Q_{15}$ i współczynnik kurtozy – $Ku\Delta Q_{15}$ oraz kwartyle ($\Delta Q_{15\ Q1}$, $Me\Delta Q_{15}$, $\Delta Q_{15\ Q3}$) i decyle ($\Delta Q_{15\ D1}$, $\Delta Q_{15\ D9}$) rozkładów empirycznych. Obliczenia przeprowadzono według procedur opisanych w podrozdz. 11.1.B–E. Wyniki zostały zestawione w tab. 1.1.

W obu przekrojach hydrometrycznych serie 15-minutowych (chwilowych) zmian natężenia przepływu cechują się prawostronną (dodatnią) skośnością ($As\Delta Q_{15}$), przy czym jest ona zdecydowanie większa w przypadku przekroju górnego, zamykającego całkowicie zurbanizowaną część zlewni. Oznacza to, że epizodycznie występują tam gwałtowne wzrosty przepływu, ale przez większą część roku nie ma zmian chwilowych lub są niewielkie. Potwierdza to analiza częstości pojawiania się przyrostów i spadków przepływu (tab. 1.2). W przypadku przekro-

ju górnego (przy ul. Folwarcznej), zdecydowanie dominują okresy braku zmian natężenia przepływu ($UAQ_{15,0}$). Stanowią one niemal 90% rekordów pomiarowych. W pozostałych przypadkach 7% stanowią spadki ($UAQ_{15,-}$), a tylko nieco ponad 4% przyrosty przepływu ($UAQ_{15,+}$) – por. podrozdz. 11.1.C. Te ostatnie mogą być jednak znaczące, nawet do $1 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. To zaś oznacza przyrost odpływu jednostkowego w ciągu 15 minut o ok. $170 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ – tab. 1.2.

Tabela 1.1. Podstawowe charakterystyki chwilowych zmian natężenia przepływu

Przekroje pomiarowe	$\acute{S}rQ_{15}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]	$Me\Delta Q_{15}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]	$As\Delta Q_{15}$	$Ku\Delta Q_{15}$	Kwartyle [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]		Decyle [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]	
					$\Delta Q_{15, Q1}$	$\Delta Q_{15, Q3}$	$\Delta Q_{15, D1}$	$\Delta Q_{15, D9}$
Folwarczna	$-3 \cdot 10^{-8}$	$-7 \cdot 10^{-8}$	27,69	1934	$-1 \cdot 10^{-7}$	$1 \cdot 10^{-10}$	$-5 \cdot 10^{-7}$	$2 \cdot 10^{-6}$
Sokołów	$4 \cdot 10^{-7}$	$-1 \cdot 10^{-10}$	0,82	30	-0,0027	0,0026	-0,008	0,008

Objaśnienia: $\acute{S}rQ_{15}$ – średnia, 15-minutowa zmiana natężenia przepływu; $Me\Delta Q_{15}$ – wartość środkowa (mediana) 15-minutowych zmian natężenia przepływu; $As\Delta Q_{15}$ – współczynnik skośności 15-minutowych zmian natężenia przepływu; $Ku\Delta Q_{15}$ – współczynnik kurtozy 15-minutowych zmian natężenia przepływu; $\Delta Q_{15, Q1}$ – kwartył 25% 15-minutowych zmian natężenia przepływu; $\Delta Q_{15, Q3}$ – kwartył 75% 15-minutowych zmian natężenia przepływu; $\Delta Q_{15, D1}$ – decyl 10% 15-minutowych zmian natężenia przepływu; $\Delta Q_{15, D9}$ – decyl 90% 15-minutowych zmian natężenia przepływu.

Tabela 1.2. Miary chwilowych wzrostów i spadków przepływu w Sokołowce

Przekrój	$UAQ_{15,0}$ [%]	Wzrosty				Spadki			
		$UAQ_{15,+}$ [%]	$\acute{S}r\Delta Q_{15,+}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]	$Max\Delta Q_{15,+}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]	$Max\Delta q_{15,+}$ [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$]	$UAQ_{15,-}$ [%]	$\acute{S}r\Delta Q_{15,-}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]	$Max\Delta Q_{15,-}$ [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]	$Max\Delta q_{15,-}$ [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$]
Folwarczna	88,4	4,3	0,018	0,974	170,3	7,3	0,012	0,515	90,0
Sokołów	23,7	37,8	0,008	0,201	10,5	38,6	0,007	0,151	7,9

Objaśnienia: $UAQ_{15,0}$ – udział procentowy 15-minutowych pomiarów bez zmiany natężenia przepływu; $UAQ_{15,+}$ – udział procentowy 15-minutowych pomiarów ze wzrostem natężenia przepływu; $\acute{S}r\Delta Q_{15,+}$ – średni 15-minutowy przyrost natężenia przepływu; $Max\Delta Q_{15,+}$ – maksymalny 15-minutowy przyrost przepływu; $Max\Delta q_{15,+}$ – maksymalny 15-minutowy przyrost odpływu jednostkowego; $UAQ_{15,-}$ – udział procentowy 15-minutowych pomiarów ze spadkiem natężenia przepływu; $\acute{S}r\Delta Q_{15,-}$ – średni 15-minutowy spadek natężenia przepływu; $Max\Delta Q_{15,-}$ – maksymalny 15-minutowy spadek przepływu; $Max\Delta q_{15,-}$ – maksymalny 15-minutowy spadek odpływu jednostkowego.

Wszystko to oczywiście wynika ze sposobu funkcjonowania tego odcinka rzeki. Powyżej górnego przekroju pełni on bowiem funkcję kolektora zbiorczego dla wód burzowych odprowadzanych z ulic. Uszczelnienie koryta na znacznych

odcinkach powoduje tu prawie całkowite odcięcie cieków od zasilania wodami podziemnymi. W efekcie przepływ w okresie bezopadowym jest minimalny lub całkowicie ustaje. Natomiast pojawienie się nawet niewielkiego opadu powoduje błyskawiczną reakcję w postaci wzrostu lub pojawienia się przepływu w pustym korycie. Ma to też swe odbicie w kształcie rozkładu empirycznego (por. podrozdz. 11.1.I) 15-minutowych zmian natężenia przepływu w tym przekroju pomiarowym. Przypomnijmy, że jedną z cech rozkładów skośnych prawostronnie jest dodatnia różnica wartości średniej i mediany (średnia jest większa od mediany) – por. podrozdz. 11.1.D. Jednak bardzo wysoki współczynnik kurtozy (por. podrozdz. 11.1.E) wskazuje, że rozkład ten jest silnie „spiczasty”, a zatem większość elementów ciągu grupuje się wokół wartości przeciętnych (średniej i mediany). I właśnie z tego powodu, mimo prawostronnej skośności, różnica między nimi jest nieznaczna (widoczna dopiero na ósmym miejscu po przecinku). Podobny obraz otrzymamy, obliczając kwartyle i decyle (por. podrozdz. 11.1.C) rozkładu empirycznego chwilowych zmian natężenia przepływu (tab. 1.2), których rozstęp jest również niewielki i liczony w tysięcznych częściach $\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$.

Zaprezentowane wyżej podstawowe charakterystyki statystyczne dowodzą, że górny odcinek Sokołówki, odwadniający małą, ale zurbanizowaną część zlewni, funkcjonuje bardzo podobnie do cieków górskich odwadniających mało zasobne, cienkie pokrywy zwietrzelinowe położone na skałach słabo przepuszczalnych i odbierających wody z gęstej sieci strug o epizodycznym przepływie. Pogląd o takim zachowaniu małych cieków z obszarów silnie zurbanizowanych jest powszechny i często spotykany w literaturze przedmiotu (Smith, Ward 1998, Marsalek i in. 2008, Bartnik, Jokiel 2012).

Piętnastominutowe zmiany natężenia przepływu (ΔQ_{15}) zdecydowanie częściej pojawiają się w dolnej części rzeki zamkniętej przekrojem pomiarowym w Sokołowie (tab. 1.1). Ich szereg cechuje się również prawostronną (dodatnią) skośnością (por. podrozdz. 11.1.D), ale jest ona w tym przekroju zdecydowanie mniejsza niż w górnym. Zmiany przepływu (zarówno przyrosty ($U\Delta Q_{15+}$), jak i ubytki ($U\Delta Q_{15-}$) stanowią tu ponad 75% wszystkich rekordów pomiarowych, przy czym oba typy zmian występują niemal równie często. Maksymalne zanotowane w tym roku przyrosty natężenia przepływu ($Max\Delta Q_{15+}$) nieznacznie przekraczały $0,2 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Daje to wzrost odpływu „tylko” o $10,5 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ w ciągu 15 minut, a więc znacznie mniej niż w górnej części zlewni (tab. 1.2). Zjawisko to jest skutkiem wyrównywania przepływu rzecznoego przez zbiorniki przepływowe (pomiędzy omawianymi przekrojami istniało wówczas sześć stawów, a projektowane były kolejne) oraz przez drenaż liniowy płytkich wód podziemnych przez koryto dolnego, niezabudowanego odcinka Sokołówki.

Także współczynnik kurtozy (por. podrozdz. 11.1.E) jest tu zdecydowanie mniejszy niż w górnej części zlewni, co oznacza, że rozkład empiryczny chwilowych zmian natężenia przepływu jest relatywnie bardziej „płaski” niż omawiany

wcześniej. Należy jednak zaznaczyć, że skupienie wokół przeciętnych jest nadal wysokie. Średnia jest tu już wyraźnie większa od mediany (wynoszą one: $\bar{S}r\Delta Q_{15} = 3 \cdot 10^{-7} \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, $Me\Delta Q_{15} = 1 \cdot 10^{-10} \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$). Rozstęp między pierwszym i trzecim kwartylem rozkładu empirycznego jest niewielki i wynosi ok. $5 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, zaś podobny rozstęp między pierwszym a dziewiątym decylem wynosi $16 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ – por. podrozdz. 11.1.C. Dzięki niewielkiej skośności są one niemal symetrycznie rozłożone wokół wartości średniej. Przyrost wielkości zlewni oraz obecność kilku przepływowych zbiorników na Sokołowie jest więc przyczyną istotnej transformacji fal wezbraniowych i relatywnie częstego występowania wzrostów oraz spadków natężenia przepływu. Wyrażna symetria rozkładu empirycznego sugeruje natomiast, że objętości wzrostów i spadków przepływu są do siebie podobne. Odbyna się to głównie dzięki niższym niż w górnym odcinku rzeki, maksymalnym wzrostom natężenia przepływu.

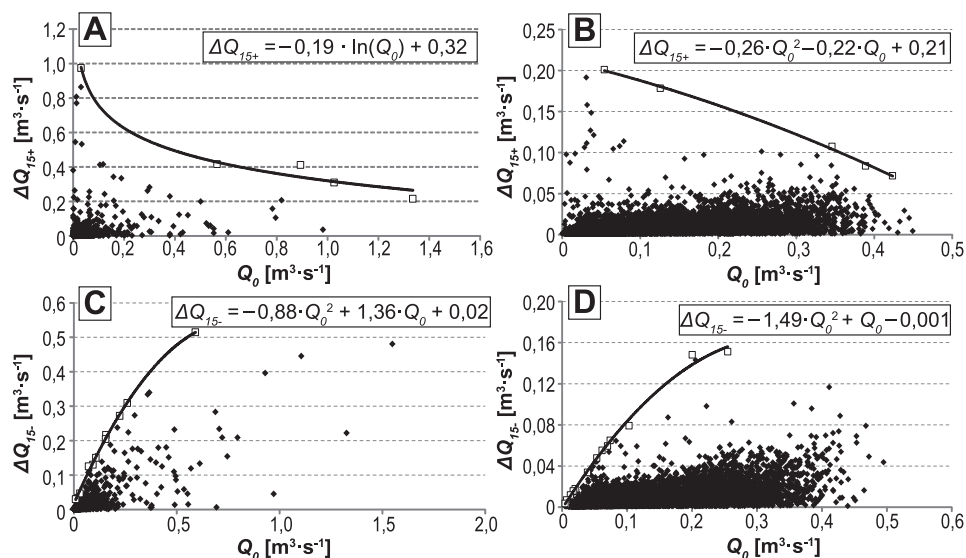
1.4. Maksymalne wzrosty i spadki natężenia przepływu

Przepływ w cieku jest wypadkową różnych form odpływu nakładających się na siebie w korycie rzecznym – por. podrozdz. 11.2.D. Nie wszystkie z nich są ciągle w czasie, a ich aktualna wielkość zależy od wielu czynników stacjonarnych i niestacjonarnych (Soczyńska 1997). W efekcie chwilowe zmiany natężenia przepływu mogą być bardzo różne nawet przy podobnej wielkości przepływu. Obserwując jednak 15-minutowe wzrosty (ΔQ_{15+}) i spadki (ΔQ_{15-}) natężenia przepływu w Sokołowie w roku 2009, łatwo można zauważyć, że istnieje pewna górna granica, do której dążą chwilowe zmiany natężenia przepływu (rys. 1.2). Wydaje się przy tym, że można wyznaczyć maksymalne możliwe chwilowe wzrosty oraz spadki natężenia przepływu, charakterystyczne dla danego przekroju pomiarowego. Zależność między początkowym natężeniem przepływu a jego maksymalnym wzrostem lub spadkiem można opisać równaniami wycinków funkcji „obwiedni” (por. podrozdz. 11.1.H). Równania takie były już wykorzystywane do opisu maksymalnych zmian wypełnienia poziomów wodonośnych i wydajności źródeł (Sawicki 1986, Tomaszewski 1990, Jokiel, Tomalski 2009, Tomalski 2011).

W obu przekrojach pomiarowych maksymalne 15-minutowe przyrosty natężenia przepływu (ΔQ_{15+}) maleją wraz ze wzrostem przepływu (rys. 1.2 A, B). Opisujące ten związek funkcje aproksymujące przybierają jednak różną postać. Natomiast chwilowe spadki natężenia przepływu (ΔQ_{15-}) maleją wraz ze zmniejszaniem się przepływu początkowego (rys. 1.2 C, D), przy czym w obu przekrojach dopasowane funkcje są tego samego typu.

Obie zlewnie częściowe Sokołówki cechują się, jak pamiętamy, różnym stopniem przekształceń środowiska wpływającym na obieg wody. Górna część zlewni została zdecydowanie bardziej przekształcona, co wpłynęło na zmianę sposobu alimentacji koryta tej rzeki, który przejawia się wzrostem znaczenia szybkich form

odpływu. Przy niemal zerowych przepływach w przekroju „Folwarczna” (bardzo utrudniony podziemny drenaż linijny) możliwe są jednocześnie duże dostawy wód z kanalizacji burzowej, powodujące gwałtowne wzrosty przepływu. Dlatego też najlepiej aproksymuje tę sytuację funkcja logarytmiczna, która przy parametrze kształtu z przedziału $(-1, 0)$ jest funkcją malejącą. Jednocześnie spadki przepływu są największe przy niskich wielkościach zmiennej niezależnej (w tym przypadku Q_0). W świetle tych informacji ciekawe jest, że podobna funkcja najlepiej aproksymuje też dwutygodniowe wzrosty wydajności źródła w Ciosnach (Jokiel, Tomalski 2009). Jest to źródło odwadniające, mało zurbanizowany fragment sandru grotnicko-lućmierskiego położonego w strefie podmiejskiej Łodzi.

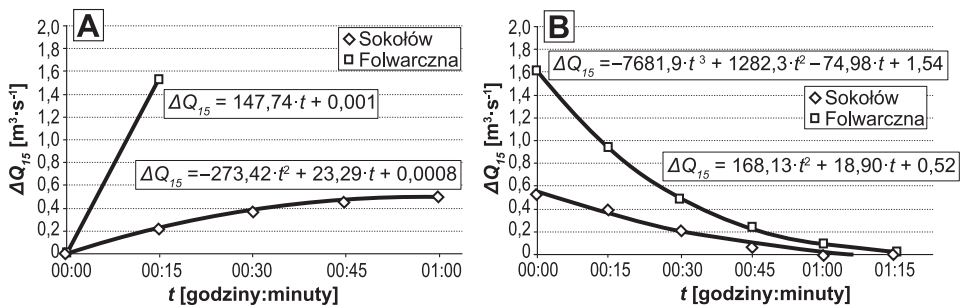


Rys. 1.2. Piętnastominutowe zmiany natężenia przepływu (ΔQ_{15}) w funkcji przepływu początkowego (Q_0)

Objaśnienia: A, B – wzrosty natężenia przepływu (ΔQ_{15+}); C, D – spadki natężenia przepływu (ΔQ_{15-}); A, C – przekrój pomiarowy przy ul. Folwarcznej; B, D – przekrój pomiarowy w Sokołowie. Linia ciągła obrazuje „funkcję obwiedni” maksymalnych wzrostów i spadków natężenia przepływu.

Dysponując równaniem funkcji obwiedni chwilowego (15-minutowego) wzrostu natężenia przepływu, obliczono też kolejne teoretyczne natężenia przepływu w odstępach co kwadrans. Projekcję taką prowadzono aż do osiągnięcia maksymalnego zanotowanego natężenia przepływu. Uzyskany układ punktów aproksymowano różnymi funkcjami, wybierając najlepiej opisującą (jako kryterium dopasowania posłużył tu współczynnik determinacji R^2 – por. podrozdz. 11.1.G) – rys. 1.3. Analogiczna procedura została zastosowana do projekcji maksymalnych spadków natężenia przepływu od największego do najmniejszego.

Najkrótszy czas wzrostu natężenia przepływu, od wartości minimalnej do maksymalnej, w przypadku zlewni silnie zurbanizowanej wynosi około 15 minut (rys. 1.3 A). Dzieje się tak, gdyż woda „dobiega” tu do przekroju kontrolnego z sieci kanalizacji deszczowej lub spływa do koryta wprost z powierzchni ulic i chodników. Zatem opory hydrauliczne i odległości są tu niewielkie. Nieco dłuższy czas propagacji fali wezbraniowej (około 1 godziny) zanotowano w dolnej części zlewni (rys. 1.3 A).



Rys. 1.3. Krzywe maksymalnego wzrostu (A) i maksymalnego spadku (B) natężenia przepływu (ΔQ_{15}) w dwóch przekrojach hydrometrycznych Sokołówki w 2009 r.

Różnice między analizowanymi przekrojami pomiarowymi w fazie maksymalnego tempa recesji przepływu nie są już tak duże (rys. 1.3 B). Należy jednak zwrócić uwagę, że teoretyczny czas obniżenia się przepływu do minimum jest w obu przekrojach pomiarowych taki sam i wynosi 1,25 godziny. Z kształtu dopasowanych funkcji teoretycznych można wnioskować, iż różnice między maksymalnymi chwilowymi spadkami natężenia przepływu w obu przekrojach maleją w czasie. Podobieństwo maksymalnych krzywych spadku wynika zapewne z tego, że na sposób opróżniania koryta rzecznoego wpływa przede wszystkim jego charakter (kształt, zabudowa itd.). W obu przekrojach pomiarowych jest on podobny. Oba odcinki koryta są uregulowane i tak przegłębione, by mogły odbierać duże ilości wód opadowych odprowadzanych kanalizacją burzową, a ewentualne różnice dotyczą tylko stopnia szczelności koryt.

1.5. Chwilowe zmiany natężenia przepływu w trakcie wezbrań

Z szeregów czasowych 15-minutowych pomiarów natężenia przepływu (ΔQ_{15+}) do kolejnej analizy zostały wybrane tylko okresy wezbraniowe. Okresy te zidentyfikowano, biorąc pod uwagę kryterium genetyczne – por. podrozdz. 11.2.D. Dla górnej, miejskiej części zlewni Sokołówki wezbrań takich wyróżniono 125, podczas gdy dla przekroju zamykającego zlewnię – 103.

W literaturze można spotkać różne propozycje miar służących do opisu kształtu fal wezbraniowych (Cinger 1960, Ciepielowski 1987, Ciepielowski 2001, Szeląg i in. 2014). Najczęściej używane są charakterystyki opisujące symetrię fali wezbraniowej (np. współczynnik kształtu WKF) oraz jej smukłość (np. współczynnik smukłości WSF) – por. podrozdz. 11.1.D. W klasycznej postaci miary te skonstruowano dla przepływów średnich dobowych. Dysponując jednak danymi hydrometrycznymi o wielokrotnie krótszym kroku czasowym, podjęto próbę skonstruowania podobnych miar opisujących fale wezbraniowe jednak z krokiem 15-minutowym (Bartnik, Tomalski 2010) – por. podrozdz. 11.1.D. Wszystkie cztery charakterystyki obliczono dla 228 fal wezbraniowych zidentyfikowanych w obu przekrojach w 2009 r., a następnie zbadano ich korelację – por. podrozdz. 11.1.G (tab. 1.3).

Tabela 1.3. Współczynniki korelacji (R) między charakterystykami fal wezbraniowych w badanych przekrojach pomiarowych

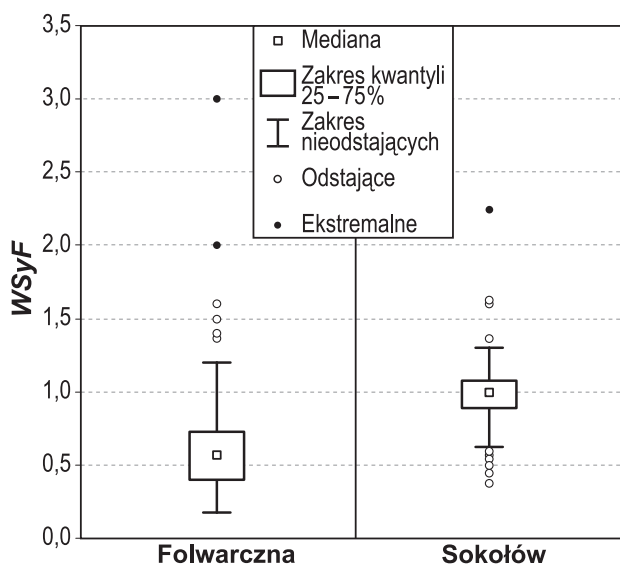
	„Folwarczna”		„Sokołów”	
	$WSyF$	WGF	$WSyF$	WGF
WSF	-0,22*	0,17	-0,42*	-0,002
WKF	0,46*	-0,09	0,47*	0,04

Objaśnienia: $WSyF$ – współczynnik symetrii fali wezbraniowej; WGF – współczynnik gładkości fali wezbraniowej; WKF – współczynnik kształtu fali wezbraniowej; WSF – współczynnik smukłości fali wezbraniowej; * – współczynniki korelacji (R) istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

Analiza wykazała, że nowo proponowane miary ($WSyF$ i WGF) są słabo skorelowane z charakterystykami klasycznymi (WSF i WKF) – tab. 1.3. Relatywnie największą współzmiennością charakteryzują się w obu przekrojach pomiarowych: współczynnik kształtu fali (WKF) i współczynnik symetrii fali wezbraniowej ($WSyF$). W obu przypadkach zależność jest istotna statystycznie ($\alpha = 0,05$), ale niezbyt silna (współczynnik korelacji R nie przekracza 0,5). Zwraca również uwagę słaba współzmiennosc współczynników symetrii i smukłości, mimo że oba obliczono na podstawie czasu propagacji i recesji fal wezbraniowych. Wskazuje to na małą przydatność miar opartych na średnich dobowych przepływach do opisu wezbrań w małych rzekach miejskich, gdzie fale wezbraniowe formują się bardzo szybko i równie szybko zanikają. Można nawet postawić tezę, że im krótsze czasy propagacji fali, tym mniejsza przydatność miary opartej na danych dobowych (tak jak w przekroju „Folwarczna”).

Interesujące wydaje się też porównanie zmienności obliczonych charakterystyk fal wezbraniowych w różnych sezonach roku hydrologicznego. W przypadku współczynnika symetrii fali wezbraniowej ($WSyF$) daje się zauważyć wyraźne różnice między typowo miejską częścią zlewni a zlewnią zawierającą także tereny mniej intensywnie użytkowane (rys. 1.4). W górnej części, w której zasilanie

zależy od wydajności i sposobu funkcjonowania systemu kanalizacji burzowej, zaznacza się wyraźna asymetria kształtu fal wezbraniowych. Duży udział skanalizowanych powierzchni nieprzepuszczalnych powoduje, że dominują tu szybkie formy odpływu – por. podrozdz. 11.2.D. Koncentracja fali wezbraniowej następuje więc bardzo szybko i w związku z tym gałąź propagacji jest krótka, a możliwe maksymalne przyrosty natężenia przepływu są duże (tab. 1.1, rys. 1.4). Jednocześnie gałąź recesji fali jest relatywnie długa, a to ze względu na dobieg do przekroju kontrolnego wody ze znacznie oddalonych obszarów (por. podrozdz. 1.4).



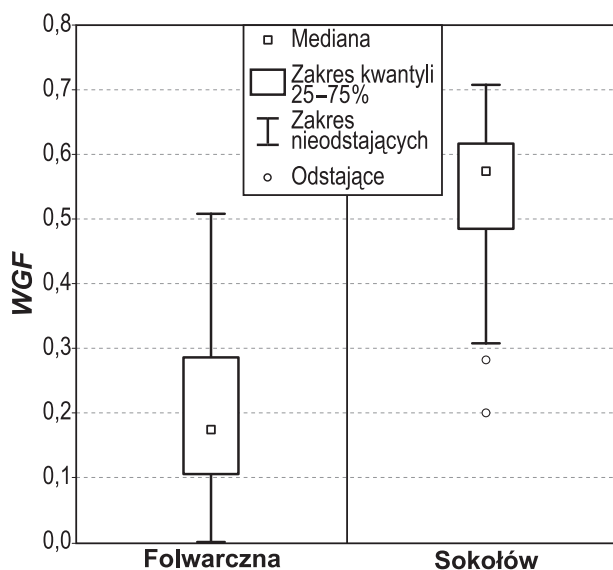
Rys. 1.4. Zróżnicowanie współczynników symetrii fal wezbraniowych ($WSyF$) Sokołówki w roku 2009

Objaśnienia: $WSyF$ – współczynnik symetrii fali wezbraniowej.

Przekrój kontrolny w dolnej części zlewni cechuje się relatywnie symetrycznymi, ale też zróżnicowanymi w czasie wskaźnikami symetrii fal wezbraniowych. Wpływ na to ma niewątpliwie transformacja fal przemieszczających się z górnej części zlewni przez stawy przepływowe. Większy jest również udział powierzchni nieuszczelnionych i nieobjętych systemem kanalizacji burzowej, przez co zwiększają się możliwości powstawania wolniejszych form odpływu.

Fale wezbraniowe formujące się w górnej, zurbanizowanej części zlewni cechują się „prostszy” kształtem niż te, które obserwowano w dolnej, mniej zurbanizowanej (rys. 1.5). Fale notowane w przekroju „Folwarczna” były przeważnie „jednowierzchołkowe”, a ich przeciętny współczynnik smukłości wynosił 0,18 (przy $\bar{S}rWSF = 0,53$ w dolnym przekroju w Sokołowie). Wynika to z odmiennych warunków kształtowania się obiegu wody. W górnej części zlewni Sokołówki

czasy dobiegu wody nawet z najdalej położonych jej fragmentów są podobne i relatywnie krótkie. W dolnej części fale z bliżej położonych kolektorów oraz te, które formują się na dopływach, mają bardzo różne czasy dobiegu. Zwykle też pojawiają się wcześniej niż fala wezbraniowa przemieszczająca się ciekami głównym z górnej części zlewni. Na dodatek fala ta ulega transformacji w korycie oraz w wyniku przemieszczania się przez kilka zbiorników przepływowych (Szymkiewicz, Gąsiorowski 2010). Skutkuje to tym, że w czasie wezbrania pojawiają się częste załamania fali (przejścia ze wzrostów do spadków natężenia przepływu), fale mają kilka wierzchołków, a w efekcie ich współczynniki gładkości (WGF) są relatywnie wysokie.

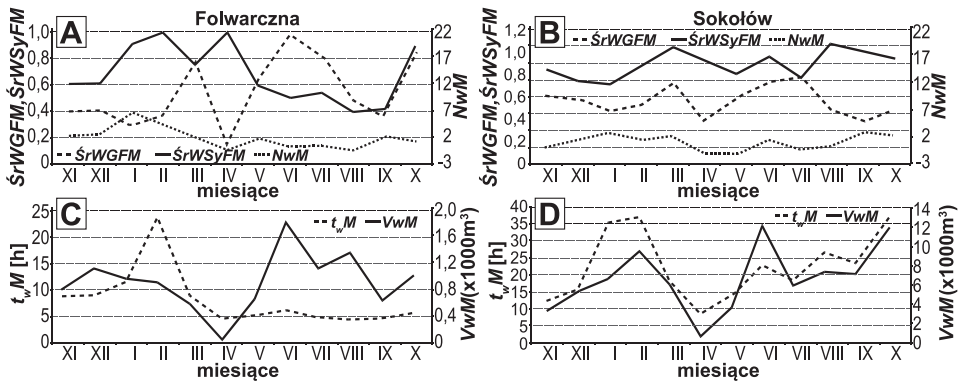


Rys. 1.5. Zróżnicowanie współczynników gładkości fal wezbraniowych (WGF) Sokołówki w 2009 r.

Objaśnienia: WGF – współczynnik gładkości fali wezbraniowej.

Dla obu posterunków pomiarowych obliczono również średnie miesięczne charakterystyki fal wezbraniowych ($\bar{S}rWSyFM$, $\bar{S}rWGFM$), a dodatkowo objętości odpływu wezbraniowego V_m (por. podrozdz. 11.2.D) i łączny czas trwania wezbrań w danym miesiącu t_wM (por. podrozdz. 11.2.E) – rys. 1.6. W górnej części zlewni (rys. 1.6 A) fale wezbraniowe w ciepłej połowie roku są bardziej asymetryczne od fal w półroczu chłodnym, co jest oczywiście spowodowane ich inną genezą. Wezbrania w okresie od maja do września są generowane głównie przez krótkotrwałe ulewne opady. Skutkuje to ich lewostronną asymetrią (gałęzie wznoszące fali wezbraniowej są zdecydowanie krótsze od gałęzi opadających) oraz relatywnie dużą objętością odpływu wezbraniowego przy krótkim czasie jego trwania (rys. 1.6 C). Jest ich również znacznie więcej niż w chłodnej połowie roku.

W półroczu chłodnym fale wezbraniowe generowane są głównie przez roztopy. To zaś skutkuje ich dłuższym czasem trwania. Zauważmy również, że dolnym przekroju (rys. 1.6 B) nie ma wyraźnych różnic w symetrii fal powodziowych między półroczami. Wynika to zapewne z modyfikującego wpływu na fale wezbraniowe zbiorników przepływowych licznie występujących w tej części doliny Sokołówki.



Rys. 1.6. Zmienność charakterystyk fal wezbraniowych Sokołówki w poszczególnych miesiącach 2009 r.

Objaśnienia: A – współczynniki kształtu fal i liczba wezbrań w przekroju „Folwarczna”; B – współczynniki kształtu fal i liczba wezbrań w przekroju pomiarowym „Sokołów”; C – objętości fal wezbraniowych i czas ich trwania w przekroju pomiarowym „Folwarczna”; D – objętości fal wezbraniowych i czas ich trwania w przekroju „Sokołów”; $\dot{S}rWGFM$ – średni miesięczny współczynnik gładkości fali wezbraniowej; $\dot{S}rWSyFM$ – średni miesięczny współczynnik symetrii fali wezbraniowej; NwM – liczba fal wezbraniowych w danym miesiącu; $t_w M$ – czas trwania wezbrań w danym miesiącu; VwM – miesięczna objętość odpływu wezbraniowego.

Współczynnik gładkości ($\dot{S}rWGFM$) nie wykazuje wyraźnej zmienności sezonowej. Jedynie w zurbanizowanej części zlewni fale wezbraniowe formowane w wyniku opadów półroczu ciepłego (szczególnie te będące skutkiem opadów nawałnych) cechują się nieco większą gładkością. W obu przekrojach pomiarowych da się też zauważyć niewielką objętość fal wezbraniowych w kwietniu. Jest to jednak najprawdopodobniej wywołane specyfiką roku 2009. W górnej części zlewni wystąpiło wtedy tylko jedno wezbranie kwietniowe.

1.6. Podsumowanie

Szeregi chwilowych przepływów rzek, uzyskiwane dzięki monitoringowi prowadzonemu przepływomierzami dopplerowskimi lub innymi urządzeniami o podobnej gęstości próbkowania, będą coraz liczniejsze, łatwiej dostępne

i częściej analizowane. Ich pozyskiwanie i analizy będą szczególnie użyteczne w przypadku małych cieków, w których proces formowania się fal wezbraniowych przebiega bardzo szybko, a opis chwilowych zmian natężenia przepływu był dotychczas poważnie utrudniony. Należy również podkreślić wagę tego rodzaju badań przy weryfikacji jakości różnych modeli zlewni, w tym modeli typu opad-odpływ, konstruowanych dla zlewni miejskich.

Uzyskane przez autorów szeregi czasowe 15-minutowych wielkości natężenia przepływu Sokołówki cechuje duża zmienność, związana z funkcjonowaniem na terenie zlewni kanalizacji deszczowej oraz z różnicami w użytkowaniu terenu. W górnej, silnie przekształconej części zlewni Sokołówki chwilowe zmiany natężenia przepływu w rzece są gwałtowne, choć występują relatywnie rzadko. Najkrótszy czas wzrostu natężenia przepływu od stanu minimalnego do maksymalnego wynosi tu ok. 15 minut (być może okazałoby się, że jest nawet krótszy, gdyby przebadać ciągi rejestrowane z większą rozdzielczością). W dolnej części zlewni, obejmującej również mniej intensywnie użytkowane obszary, chwilowych zmian natężenia przepływu jest zdecydowanie więcej, lecz są one mniejsze (wpływ na to mają m.in. stawy przepływowe w dolinie Sokołówki). Czas osiągnięcia maksymalnego przepływu wynosi w dolnym przekroju pomiarowym około 1 godziny. Różnice w maksymalnych spadkach przepływu nie są już tak wyraźne, a fakt ten jest bezpośrednio związany z podobnym przekrojem, wielkością i charakterem koryta w górnym i dolnym biegu rzeki.

Charakterystyki fal wezbraniowych stosowane dotychczas, a liczone w oparciu o dane dobowe są słabo skorelowane z podobnymi miarami uzyskanymi dla krótkiego przedziału próbkowania (15 minut). Wskazuje to na potrzebę poszukiwania nowych, lepszych miar kształtu fal wezbraniowych dostosowanych do krótkiego kroku czasowego, z jakim mogą już dziś być rejestrowane przepływy. Miary zaproponowane wcześniej przez autorów wskazują, że w silnie zurbanizowanej części zlewni fale wezbraniowe są asymetryczne, o stromej gałęzi propagacji i zdecydowanie łagodniejszej recesji. Są też relatywnie proste i mają zwykle jedną kulminację. Fale przemieszczające się w dolnej części rzeki, odwadniającej również tereny mniej intensywnie użytkowane, są bardziej symetryczne, ale mają „mniej gładki” kształt oraz wiele większych lub mniejszych kulminacji i fal nakładających się na siebie.

2.

Analiza sezonowej zmienności wybranych cech fizykochemicznych wody małych cieków odwadniających obszary o różnym stopniu antropopresji

Adam Bartnik, Piotr Moniewski

*Ekspert to ktoś, kto ma coraz większą wiedzę w coraz mniejszym zakresie,
aż wreszcie wie absolutnie wszystko o niczym.*

Niels Bohr

2.1. Wprowadzenie

Monitoring jakości wody jest obecnie prowadzony najczęściej w celu lepszego zarządzania zasobami wodnymi i poprawy jakości wody. Wody powierzchniowe są jednym z najbardziej narażonych na antropopresję elementów środowiska. Stosunkowo szybka migracja jonów w epigeosferze powoduje dynamiczną interakcję pomiędzy jej antropogenicznymi składnikami a wodami rzek i zbiorników wodnych. Dlatego wiedza o stopniu antropogenicznego przekształcenia obszaru zlewni ma zasadnicze znaczenie dla poznania mechanizmów rządzących lokalnym obiegiem wody.

Stopień presji człowieka zależy pośrednio od liczby ludności zamieszkującej dany obszar. Zwarte skupiska ludzkie (miasta, osiedla) znacznie silniej wpływają na zmianę stosunków wodnych na danym obszarze niż strefy rozproszonego osadnictwa wiejskiego. Zlewnie miejskie charakteryzują się odmiennymi cechami niż zlewnie położone w strefie rolniczego wykorzystania powierzchni. Do czynników w największym stopniu wpływających na zmiany jakościowych i ilościowych cech wody należy zaliczyć m.in. zmiany: form użytkowania terenu i związanej z nimi

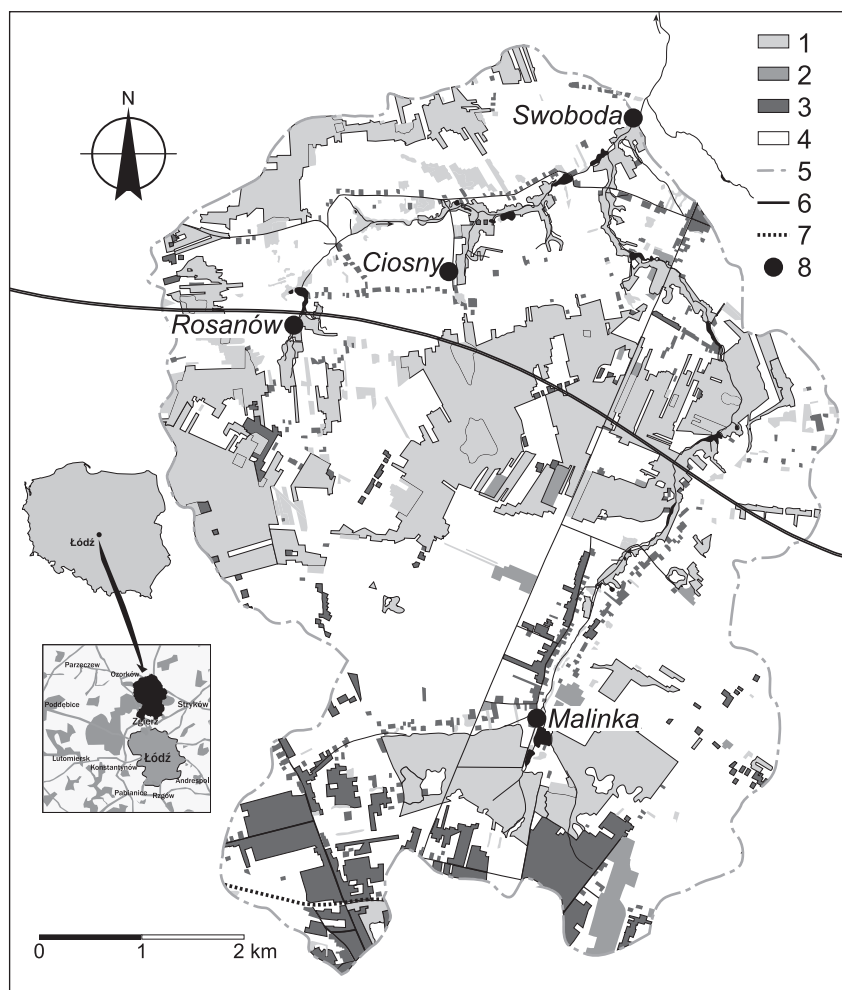
przepuszczalności podłoża, poziomu i ukształtowania zwierciadła wód podziemnych, stopnia uwilgotnienia stref dolinnych oraz wielkości i kierunków migracji zanieczyszczeń powstających na danym obszarze. W tym ostatnim przypadku największą rolę odgrywa podatność utworów powierzchniowych na rozprzestrzenianie się zanieczyszczeń i właściwa dla danego fragmentu zlewni gospodarka wodno-ściekowa. Ważnym elementem jest także charakter koryta i sposób zagospodarowania doliny rzecznej, które mogą oddziaływać na jakość wód rzecznych. Jeszcze inną rolę pełni charakter systemu odwodnienia sieci dróg o utwardzonej nawierzchni, który przez powiązanie z siecią rzeczną dostarcza ładunki zanieczyszczeń wprost do wód powierzchniowych (Marsalek i in. 2008).

Obszary silnie zurbanizowane w szczególny sposób wpływają na warunki krążenia wody w zlewni. Urbanizacja, w obecnym tego słowa znaczeniu, stanowi specyficzny przejaw przemian, jakie miały miejsce od początku XIX w., a które są mocno związane z industrializacją (Liszewski, Maik 2000). Zastąpienie terenów zielonych (lasów i łąk) zabudową mieszkaniową, przemysłową i komunikacyjną skutkuje zwiększeniem powierzchni uszczelnionych, co powoduje znaczne ograniczenie wsiąkania wody opadowej oraz przyspieszenie spływu powierzchniowego. W efekcie podczas intensywnych opadów dużo większa ich część bardzo szybko trafia – bezpośrednio lub przez kanalizację – do rzeki, powodując skrócenie czasu koncentracji odpływu oraz zwiększenie jego kulminacji. Wyraźna jest też następująca zależność: im większe i gęściej zabudowane miasto, tym fale wezbraniowe są wyższe i zdarzają się częściej (Ciepielowski 1987, Geiger i in. 1987, Maksimović, Radojković 1986). Woda, która spływa z miasta, jest przy tym bardzo mętna i niesie ogromny ładunek różnorodnych zanieczyszczeń.

Łódzkie rzeki nie różnią się zbytnio od innych, odwadniających polskie miasta (Kowalczak, Kundzewicz 2011). Zarówno ich koryta, jak i całe doliny zostały przekształcone tak, by mogły być włączone w miejski system kanalizacji burzowej. Wyprostowanie i wybetonowanie koryt sprzyja, z jednej strony, szybkiemu odprowadzeniu wody poza teren zurbanizowany, z drugiej jednak powoduje, iż rzeki takie stają się pozbawionymi roślinności i ryb rowami, które mieszkańcy przestają traktować jak rzeki, a utożsamiają je ze sztucznymi kanałami.

Odrębną kategorię stanowią hydrochemiczne konsekwencje urbanizacji. Dość tu wymienić: większą mobilność metali ciężkich, znaczny udział chlorków, procesy eutrofizacyjne spowodowane przez związki azotu i fosforu, zwiększenie niedoborów tlenu rozpuszczonego przy jednoczesnym kumulowaniu biomasy, wzrost koncentracji amoniaku, chloru, cyjanków, siarczków, fenoli i substancji powierzchniowo czynnych, wpływający na ogólną toksyczność ścieków odprowadzanych do rzek na obszarach miejskich. Głównymi winowajcami zanieczyszczającymi wody rzeczne na obszarach zurbanizowanych są: transport drogowy i kolejowy (paliwa, płyny, spaliny, oleje, środki zimowego utrzymania dróg, produkty ścierania opon i nawierzchni) oraz niekontrolowane zrzuty z kanalizacji socjalno-bytowej (*czarna i szara woda*).

Niniejszy rozdział zawiera statystyczną analizę kilku szeregów czasowych pomiarów właściwości fizykochemicznych wód dwóch rzek: Dzierżąznej i Sokołówki, różniących się stopniem antropogenicznego przekształcenia zlewni (rys. 2.1 i rys. 1.1) W celu uwidocznienia cech ich rozkładów do opisu zastosowano metodę analizy graficznej. Szczególną uwagę zwrócono na te cechy rozkładów, które wskazują i opisują sezonowy aspekt zmienności właściwości fizykochemicznych wód rzecznych. W drugiej części rozdziału obliczono i przeanalizowano syntetyczne wskaźniki sezonowości Markhama oraz przeprowadzono ich analizę genetyczną.



Rys. 2.1. Użytkowanie terenu i przekroje pomiarowe w zlewni Dzierżąznej

Objaśnienia: 1 – lasy i parki; 2 – tereny przemysłowe; 3 – obszary zabudowy mieszkaniowej i jednorodzinnej; 4 – łąki i grunty orne; 5 – granice zlewni; 6 – rzeki; 7 – koleje; 8 – punkty pomiarowe.

Serie pomiarowe parametrów fizykochemicznych wody wykazują pewne specyficzne właściwości statystyczne. Zwykle nie podlegają one rozkładowi normalnemu (por. podrozdz. 11.1.I), często zawierają charakterystyki bardzo odstające od innych elementów szeregu, mają luki pomiarowe, a czasem nawet wartości poniżej granicy wykrywalności (Fu, Wang 2012). W tej sytuacji w celu wyciągnięcia właściwych wniosków niezbędne jest zastosowanie odpowiedniej metodologii statystycznej. Szczególnie pomocne na początkowym etapie analiz statystycznych są różnego typu wykresy i diagramy. Pozwalają one na wstępne wizualne podsumowanie informacji zebranych podczas pomiarów, a ich wnikliwa analiza umożliwia często wyciągnięcie wielu ciekawych wniosków. Na ich podstawie możliwa jest np. odpowiedź na pytanie: czy konieczne jest bardziej skomplikowane modelowanie statystyczne? Jednymi z częściej stosowanych metod graficznych zapewniających opisane wyżej korzyści są wykresy typu „pudełko z wąsami” (*box & whisker's*) – por. podrozdz. 11.1.C. Ważną ich cechą jest m.in. to, że umożliwiają prezentację różnic pomiędzy kilkoma populacjami (próbkami) bez znajomości ich rozkładu statystycznego.

Można stosować dwa sposoby przedstawienia charakterystyk rozkładu za pomocą wspomnianych diagramów: na podstawie miar pozycyjnych (kwantyli) – por. podrozdz. 11.1.C lub momentów – por. podrozdz. 11.1.B. W pierwszym przypadku poszczególne elementy graficzne wykresu przedstawiają: minimum, pierwszy kwantyl (por. podrozdz. 11.1.C), medianę (por. podrozdz. 11.1.B), lustrzany kwantyl i maksimum (por. podrozdz. 11.1.C). W drugim przypadku, mediana i kwantyle zastępowane są średnią arytmetyczną (por. podrozdz. 11.1.B) oraz wielkościami obliczonymi przez dodanie i odjęcie wielokrotności odchylenia standardowego (por. podrozdz. 11.1.C) do (od) średniej arytmetycznej. W przedstawionej poniżej analizie zdecydowano się na pierwsze rozwiązanie, przy czym kwantylami będą kwartyle rozkładu. Jest wiele dowodów (niektóre przedstawimy niżej), że właśnie tego rodzaju podejście poprawnie obrazuje wewnętrzną strukturę badanych zmiennych. Dopelnieniem każdego analizowanego diagramu będą wykresy liniowe przedstawiające średnie miesięczne poszczególnych zmiennych.

2.2. Materiał analityczny

Badania stanu i jakości wód prowadzono na obszarze dwóch zlewni odwadniających zachodnią część Wzniesień Łódzkich (rys. 2.1 i 1.1). Rzeźba tego regionu jest rezultatem akumulacji osadów zlodowacenia warty i została ostatecznie ukształtowana w wyniku holocenijskiej działalności rzek. Wzniesienia znajdują się na rzędnych 130–230 m n.p.m., a przeciętna roczna suma opadów atmosferycznych waha się tutaj od 600 do 650 mm. Całkowity odpływ jednostkowy (por. podrozdz. 11.2.B) wynosi ok. $5,3 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$. Średni wieloletni

przepływ (por. podrozdz. 11.2.C) Sokołówki jest równy $0,075 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, a Dzierżąskiej $0,23 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Obie zlewnie, położone w północnej części aglomeracji łódzkiej, charakteryzują się odmiennym sposobem użytkowania terenu i charakterystykami koryta rzecznego.

Sokołówka należąca do zlewni Bzury, wraz ze swoim prawym dopływem – Brzozą, odwadniają północną część Łodzi. Powierzchnia zlewni zamknięta wodowskazem w Sokołowie wynosi $19,2 \text{ km}^2$. Wśród utworów budujących obszar zlewni przeważają gliny zwałowe i piaski wodnolodowcowe o niewielkiej miąższości. Dolina Sokołówki charakteryzuje się znacznym nachyleniem zboczy, a przeciętny spadek koryta wynosi $7,0\%$ (por. podrozdz. 11.2.F). Zlewnia Sokołówki jest typową zlewnią zurbanizowaną, niemal w całości zlokalizowaną w granicach administracyjnych miasta. Udział powierzchni leśnych i parkowych w strukturze użytkowania powierzchni jest stosunkowo niewielki i wynosi zaledwie 19% (rys. 1.1). Największą jej część zajmuje zabudowa mieszkaniowa: osiedlowa i jednorodzinna oraz przemysłowa (47%). Niemal cały obszar zlewni znajduje się w zasięgu kanalizacji sanitarnej (Bartnik, Moniewski 2011). Równocześnie zurbanizowana część zlewni charakteryzuje się znacznym udziałem powierzchni nieprzepuszczalnych – ulic, chodników, dachów budynków, utwardzonych placów i parkingów. Większość obszaru leży w zasięgu sieci kanalizacji deszczowej, odprowadzającej wody opadowe i roztopowe licznymi kolektorami wylotowymi uchodzącymi bezpośrednio do koryta rzeki. Wpływa to zarówno na dynamikę przepływu w sztucznie ukształtowanym, umocnionym betonem korycie, jak i na dużą zmienność cech fizykochemicznych wód Sokołówki (Bartnik, Moniewski 2012).

Kilkanaście kilometrów na północ od Sokołówki płynie Dzierżązna – niewielki ciek odwadniający północne stoki Wzniesień Łódzkich – w kierunku Pradoliny Warszawsko-Berlińskiej. Jej zlewnia charakteryzuje się znaczną, jak na warunki środkowej Polski, deniwelacją (por. podrozdz. 11.2.F) sięgającą 85 m . Powierzchnia zlewni Dzierżąskiej, licząca $42,9 \text{ km}^2$, opada w kierunku północnym kilkoma stopniami morfologicznymi. W budowie geologicznej południowej i południowo-wschodniej części zlewni dominują gliny zwałowe. Środkowa część zlewni przykryta jest kilkunastometrowej miąższości piaskami i żwirami fluwiogłacjalnymi o charakterze sandru. W części północnej zlewni Dzierżąskiej jest zdecydowanie bardziej płaska, a wśród utworów powierzchniowych dominują mułki zastoiskowe (Jokiel 2002b). Sieć rzeczna zlewni składa się z głównego cieku o długości $9,2 \text{ km}$ oraz jego lewego dopływu – Ciosenki, biorącej początek z wydajnego (ponad $40 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) źródła w Rosanowie, zasilanego z utworów sandrowych. Drugie, mniejsze źródło (niespełna $20 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) położone jest w miejscowości Ciosny i również zasila Ciosenkę (Jokiel 2002b, Moniewski 2004).

Zlewnia Dzierżąskiej jest reprezentatywna dla obszarów podmiejskich, na których dotychczasowy, rolniczy sposób użytkowania terenu ustępuje wpływom rozszerzającej się zabudowy i przyrostu infrastruktury komunikacyjnej

(Jokiel 2002a). Najczęściej zabudowane skupiska osadnicze znajdują się w południowej części zlewni, powyżej źródłowych odcinków rzek i sięgają przedmieść Zgierza (dzielnice Rudunki i Proboszczewice) – rys. 1.1. Drugim obszarem zwartej zabudowy jest Rosanów. Miejscowość ta w ostatnich dekadach stała się atrakcyjnym letniskiem dla mieszkańców Łodzi. Decyduje o tym jej położenie wśród lasów porastających piaszczysto-żwirowe osady sandru grotnicko-lućmierskiego. Znaczna część zabudowy ma charakter całoroczny, jednorodzinny, a sposób zagospodarowania działek nie odbiega od warunków miejskich. Rosanów, jak i pozostałe miejscowości na obszarze zlewni, jest wyposażony w sieć wodociągową, jednak w odróżnieniu od terenów miejskich nie zbudowano tu ani kanalizacji sanitarnej, ani deszczowej.

Sieć drogowa na obszarze zlewni ma głównie charakter lokalny. Ponadlokalną rolę spełniają tylko: droga wojewódzka nr 702 Zgierz–Kutno oraz jedna z najważniejszych inwestycji drogowych w Polsce – autostrada A2. Jej odcinek Emilia–Stryków, oddany do użytku w lipcu 2006 r., przecina równoleżnikowo obszar zlewni Dzierżąnej na długości 7 km. System odwodnienia autostrady składa się z uszczelnionych folią rowów, wprowadzających wodę deszczową do separatorów oleju. Stamtąd trafia ona bądź bezpośrednio do koryta Dzierżąnej, bądź do osadników – płytkich zbiorników infiltracyjnych, zlokalizowanych w pobliżu koryta Ciosenki (Moniewski, Tomalski, 2008, Bartnik i in. 2013).

Wzdłuż biegu obu badanych cieków zlokalizowanych jest po kilka przepływowych zbiorników wodnych. W zlewni Sokołówki pełnią one głównie funkcję krajobrazową (w parkach miejskich) i ekologiczną, bowiem ich obecność powoduje depozycję i redukcję zanieczyszczeń transportowanych rzeką. Kaskadowy układ zbiorników odgrywa też rolę przeciwpowodziową, łagodząc wezbrania formujące się w zlewni miejskiej. Natomiast wzdłuż biegu Dzierżąnej i Ciosenki znajdują się liczne stawy hodowlane. Ich obecność skutkuje zwiększeniem amplitudy temperatury wód rzecznych i wzrostem stężenia tlenu rozpuszczonego w efekcie kontaktu z powietrzem atmosferycznym i produkcją roślinną (Bartnik i in. 2013).

W celu identyfikacji przestrzennego zróżnicowania i sezonowych zmian podstawowych cech fizykochemicznych wód powierzchniowych, na obszarze obu zlewni założono sieć kilkunastu stałych punktów, w których wykonywane były pomiary ekspedycyjne (rys. 2.1 i 1.2). Co dwa tygodnie była w nich mierzona konduktywność (przewodność elektrolityczna) wody, jej odczyn, temperatura, stężenie tlenu rozpuszczonego (metodami elektrochemicznymi) oraz mętność (metodą nefelometryczną). Dane wykorzystane w prezentowanym opracowaniu pochodzą z okresu 2007–2012. Ponadto, w każdej ze zlewni, w wybranych czterech punktach kontrolnych, od 2011 r. pobierane były próby wody, dla których wybrane wskaźniki jakości (m.in. stężenie chlorków i azotu azotanowego) oznaczano laboratoryjnie.

2.3. Wskaźniki fizykochemiczne

Analizując przestrzenne zróżnicowanie konduktywności (por. podrozdz. 11.2A) wód powierzchniowych obu zlewni warto zauważyć, że jest ona silnie uzależniona od stopnia zurbanizowania ich powierzchni. Przeciętna konduktywność wód Sokołówki, wyrażona średnią arytmetyczną, jest dwu- lub nawet trzykrotnie większa niż konduktywność wód Dzierżąskiej (tab. 2.1). Najwyższy jej poziom notowany jest w górnej, najsilniej zmienionej części zlewni Sokołówki (przekrój „Folwarczna” – $1409 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$) oraz w zlewni jej dopływu – Brzozy ($1074 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$). Wraz z biegiem Sokołówki poziom konduktywności maleje (w przekroju „Sokołów” – $765 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$). Podobną zależność można zaobserwować w zlewni Dzierżąskiej, gdzie średnią przewodność elektrolityczną większą niż $400 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$ odnotowano w najwyższych położonych punktach pomiarowych (przekroje: „Malinka” i źródło „Rosanów”). Również i tu następuje obniżanie konduktywności w dół rzeki (przekrój „Swoboda”). W obu przypadkach wyraźny spadek przewodności jest efektem procesów biologicznych zachodzących w płytkich przepływowych zbiornikach wodnych. W okresie wegetacyjnym roślinność wodna absorbuje część zanieczyszczeń – głównie związki biogenne. Jest to widoczne także w skali redukcji stężeń azotu azotanowego pomiędzy przekrojami zamykającymi górne i dolne części obu zlewni, a także w podwyższaniu depozycji zawiesiny, mierzonej wskaźnikiem *NTU*. Najniższą przeciętną konduktywność notuje się jednak w wodach źródłiska w Ciośnach, którego zlewnia jest częściowo zalesiona, a na pozostałym jej obszarze znajduje się bardzo niewiele rozproszonych gospodarstw rolnych. Oba źródłiska charakteryzuje najniższa przeciętna temperatura wody, najmniejsza i stała (ze względu na stabilną wydajność) mętność wody oraz najniższe stężenie tlenu rozpuszczonego – por. podrozdz. 11.2.A (ze względu na podziemne zasilanie).

Średni wieloletni odczyn wody (*pH*) – por. podrozdz. 11.2.A – we wszystkich ośmiu punktach kontrolnych jest zbliżony do obojętnego. W zlewni Dzierżąskiej jest on nieco bardziej zasadowy, ze względu na intensywną hodowlę ryb prowadzoną w zbiornikach wodnych i rekreacyjny charakter stawów w Malince (kąpielisko), powodujące podwyższenie *pH* wody. Znaczenie ma tu również mniejszy udział kwaśnych wód opadowych i roztopowych bezpośrednio dopływających do koryt rzecznych. Dopływ bezpośredni i znacznie większa dynamika przepływu w okresach wezbraniowych skutkują relatywnie dużym natlenieniem wody w Sokołowce i jej dopływach. Jej temperatura jest kształtowana głównie pod wpływem termiki przepływowych zbiorników, ale wyższa temperatura wód Sokołówki w stosunku do Dzierżąskiej wynika także z silniejszego nagrzewania się powierzchni zlewni miejskiej. Ma to miejsce szczególnie latem. Brak w niej natomiast stabilizującego temperaturę wpływu bezwładnych termicznie wód podziemnych. Jest to determinowane przez ich ograniczony kontakt hydrauliczny z uszczelnionym korytem i obniżone zwierciadło wody podziemnej w obrębie dna doliny.

Tabela 2.1. Średnie wieloletnie charakterystyki podstawowych cech fizykochemicznych wód Sokołówki i Dzierżąnej w wybranych przekrojach pomiarowych w latach 2006–2012, na tle wód innych rzek aglomeracji łódzkiej (2001–2011)

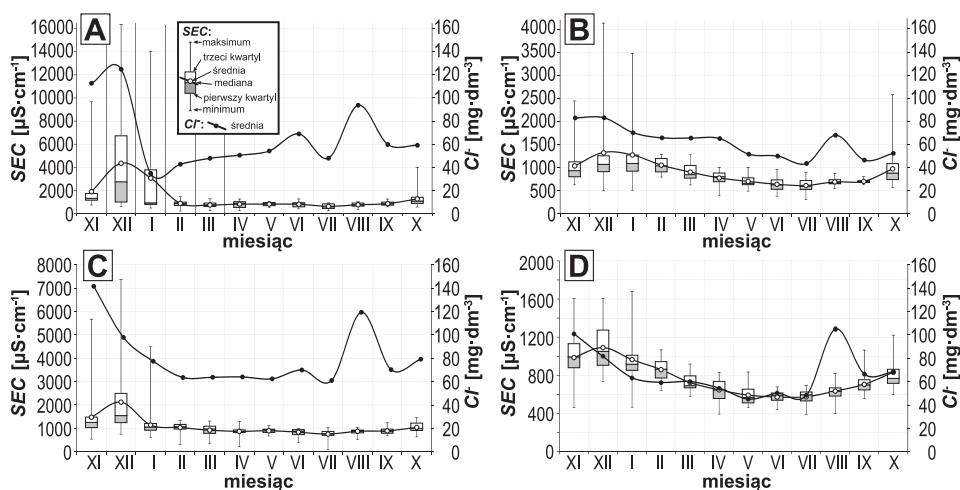
Rzeka	Przekrój	SEC ($\mu S \cdot cm^{-1}$)	pH	T ($^{\circ}C$)	O_2 ($mg \cdot dm^{-3}$)	NTU	$Cl^{- (2)}$ ($mg \cdot dm^{-3}$)	$N-NO_3^{- (2)}$ ($mg \cdot dm^{-3}$)
Sokołówka	„Folwarczna”	1409	7,03	10,9	8,20	59,1	66	3,13
	„Lewa”	889	6,98	11,5	8,91	13,3	63	0,63
	„Brzoza”	1074	6,93	10,5	7,53	15,4	83	1,49
	„Sokołów”	765	7,07	9,8	8,70	7,1	63	1,27
Dzierżąna	„Malinka” ⁽¹⁾	467	7,73	11,3	7,81	13,3 ⁽³⁾	21 ⁽³⁾	2,31 ⁽³⁾
	„Rosanów”	418	7,39	9,8	6,94	1,8	16	1,51
	„Ciosny”	363	7,19	9,9	7,44	2,5	–	–
	„Swoboda”	394	7,39	10,5	7,79	5,2	15	0,87
Bzura	„Aniołów” ⁽⁴⁾	1077	7,34	11,3	8,05	–	123	6,26
Jasień	„Odrzańska” ⁽⁵⁾	881	7,47	10,7	8,96	–	107	1,43
Ner	„Smulsko” ⁽⁶⁾	631	7,62	10,1	9,45	–	49	2,29
Łódka	„Krańcowa” ⁽⁷⁾	1093	7,51	9,9	8,24	–	108	3,16

Objaśnienia: SEC – konduktywność wody; pH – odczyn; T – temperatura; O_2 – zawartość tlenu; NTU – mętność (w jednostkach nefelometrycznych); Cl^{-} – stężenie jonów chlorkowych; $N-NO_3^{-}$ – stężenie azotu azotanowego; ⁽¹⁾ dane z lat 2004–2005; ⁽²⁾ dane z lat 2011–2012; ⁽³⁾ dane dla przekroju Dąbrowka; ⁽⁴⁾ dane z lat 2001–2009; ⁽⁵⁾ dane z lat 2001–2011; ⁽⁶⁾ dane z lat 2004–2009; ⁽⁷⁾ dane z lat 2001–2006.

Wszystkie badane cechy wody charakteryzują się zmiennością sezonową, która jest szczególnie wyraźna w odniesieniu do temperatury. Warto zaznaczyć, że wśród obserwowanych obiektów tylko temperatura wód źródeł charakteryzuje się niewielką amplitudą roczną i jest kształtowana wyłącznie przez czynniki naturalne. Najwyższą temperaturę wody w źródle „Ciosny”, mierzoną u wylotu z niszy, notuje się (średnio) w sierpniu (12,1 $^{\circ}C$), a najniższą – w lutym (5,6 $^{\circ}C$). Równie silnie nagrzewają się wody źródła w Rosanowie (11,9 $^{\circ}C$), jednak maksimum temperatury pojawia się tu już w kwietniu. Powodem jest stosunkowo duży, już w tym miesiącu, kąt padania promieni słonecznych na powierzchnię niszy źródłkowej, przy skąpym jeszcze – w porównaniu z miesiącami letnimi – ulistnieniu drzew. Natomiast minimum termiczne występuje w grudniu (6,6 $^{\circ}C$).

W przypadku pozostałych przekrojów badawczych temperatura wód rzecznych modyfikowana jest w głównej mierze przez wpływ sztucznych zbiorników wodnych, przez które przepływają cieki. Zależy ona od ekspozycji lustra wody na bezpośrednie promieniowanie słoneczne, wynikającej z wielkości zbiorni-

ka, stopnia zacienienia jego brzegów i samego koryta przez wysoką roślinność. Warto zaznaczyć, że zbiorniki są dużymi absorberami ciepła, przyczyniając się do zwiększenia bezwładności termicznej wód rzecznych. Ich maksima temperatury przypadają zatem na miesiące letnie (od maja do sierpnia) i wynoszą ok. 20°C. Najwyższą temperaturę (24,4°C) odnotowano w maju 2005 r. w Malince, tuż poniżej dużego zbiornika wodnego, który jest zasilany bardzo niewielkim, bo liczącym zaledwie kilka $\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ przepływem górnej Dzierżanej. Umożliwia to, zwłaszcza w okresie letnim, silne nagrzewanie wody. W upalne dni, wskutek wzmożonego parowania, obserwowano nawet brak odpływu ze zbiornika. Zano-towano tu też stosunkowo dużą zmienność temperatury wody wiosną i jesienią.



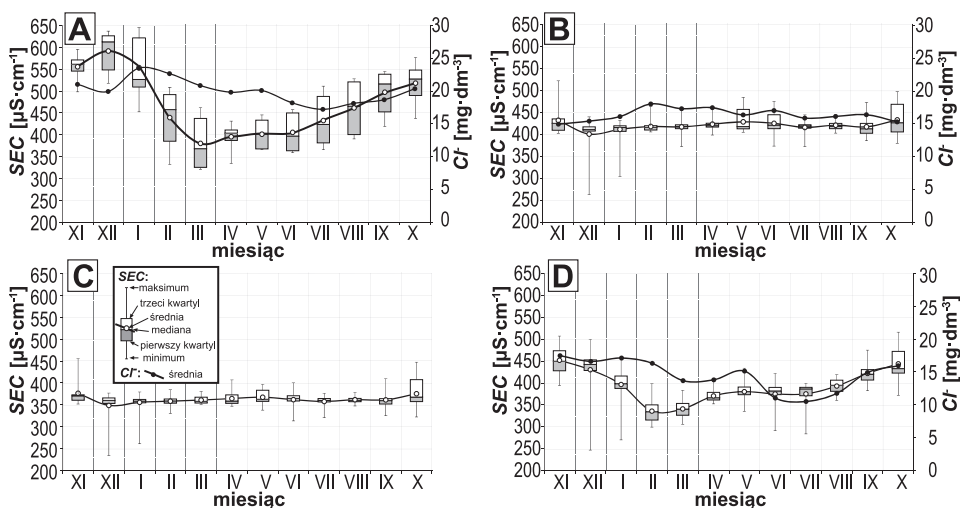
Rys. 2.2. Sezonowa zmienność przewodnictwa elektrolitycznego (SEC) w latach 2006–2012 i stężenia jonów chlorkowych (Cf) w okresie 2011–2012 w badanych przekrojach pomiarowych Sokołówki

Objaśnienia: A – „Folwarczna”; B – „Lewa”; C – „Brzoza”; D – „Sokołów”.

Minima temperatury, ok. 1,4–2,2°C, w większości punktów pomiarowych odnotowywano w styczniu. Jedynie w wodach Brzozy, płynącej częściowo w krytym kanale, amplituda temperatury była dość mała: od 5,2°C w lutym do 16,2°C w sierpniu. W marcu 2008 r. zanotowano tu nawet temperaturę 20,6°C, lecz incydent ten wywołany był rozszczelnieniem pobliskiego ciepłociągu i wyciekami wody do koryta. Wysoka była też minimalna temperatura wód Sokołówki w przekroju „Lewa” (3,7°C), a to z uwagi na dopływ wód roztopowych podziemną siecią kanalizacji deszczowej.

Przewodność elektrolityczna wody charakteryzuje się także znaczną zmiennością sezonową. W przypadku zlewni miejskiej roczny rytm jej przebiegu wynika z okresowego dopływu zanieczyszczeń będących efektem zimowego utrzymania dróg (rys. 2.2). Dlatego najwyższą przeciętną konduktywność rejestruje się

w lutym i to w wodach górnych odcinków cieków: Sokołówki w przekroju „Folwarczna” ($3689 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$) i Brzozy ($2123 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$). Cechą charakterystyczną jest też duża zmienność konduktywności w całym sezonie zimowym. Zanotowane w opisanych przekrojach maksima osiągnęły w lutym 2009 r. odpowiednio 16 360 i $7370 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$. Znacznie mniejszą konduktywność zimą (1100–1300 $\mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$) notuje się w niżej zlokalizowanych przekrojach, gdy wody rzeczne wymieszają się już z wodami zbiorników przepływowych. Natomiast najmniejsze przewodnictwo ($572\text{--}626 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$) cechuje wody rzeczne we wrześniu. Jest to okres niskich przepływów, a jednocześnie pełnego rozwoju roślinności wodnej zdolnej zaabsorbować znaczną część zanieczyszczeń biogenych.



Rys. 2.3. Sezonowa zmienność przewodnictwa elektrolitycznego (SEC) w latach 2006–2012 i stężenie jonów chlorkowych (Cl^-) w okresie 2011–2012 w wodach Dzierżącej w badanych przekrojach pomiarowych

Objaśnienia: A – „Malinka” i „Dąbrówka” (chlorki); B – „Rosań”; C – „Ciosny”; D – „Swoboda”.

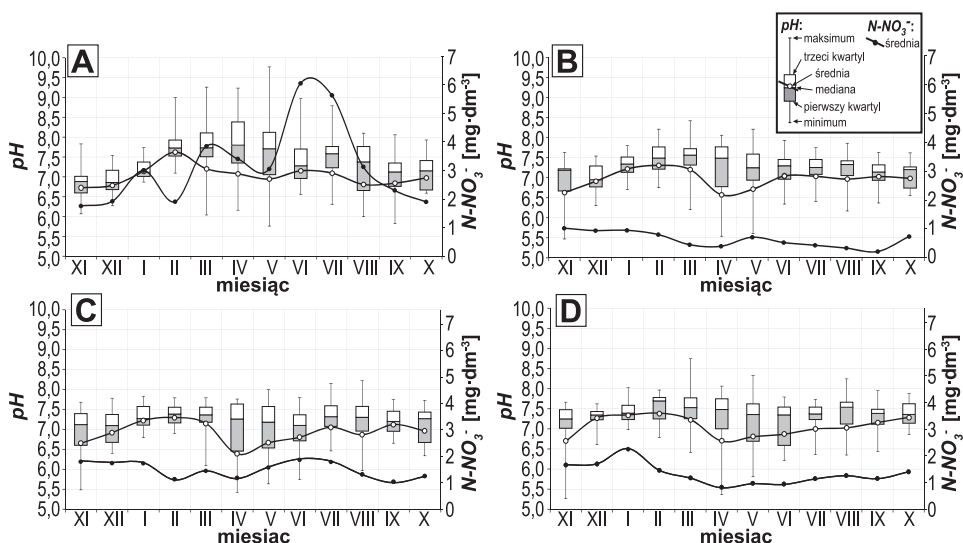
W zlewni Dzierżącej tylko źródłowy odcinek głównego cieku wykazuje roczny rytm zmian konduktywności zbliżony do notowanego w Sokołówce. Maksimum ($592 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$) przypada tutaj na luty (rys. 2.3). Natomiast najmniejszym przewodnictwem charakteryzują się wody tej rzeki od maja do sierpnia ($380\text{--}406 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$). Podobieństwo do zlewni miejskiej nie jest przypadkowe, bowiem ten odcinek głównego cieku znajduje się pod wpływem oddziaływania kanalizacji deszczowej Zgierza. Podwyższona konduktywność wód zimą (w styczniu) notowana jest także w przekroju „Swoboda” ($453 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$) oraz w Ciosnach ($377 \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$). Oba punkty położone są poniżej miejsc zrzutu wód deszczowych z odwodnienia autostrady A2. Zatem powodem lokalnego wzrostu

konduktywności są zapewne zanieczyszczenia komunikacyjne. Pomiary wykonywane w kolektorach wylotowych z systemów odwodnienia wykazały, że przewodnictwo wód odprowadzanych z autostrady może w okresie zimowym osiągnąć $18\,800\ \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$ (grudzień 2010 r.), a nawet $21\,300\ \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$ (luty 2009 r.). Relatywnie niską konduktywność wód rzecznych w zlewni Dzierżąskiej notuje się natomiast wiosną, w czasie intensywnego dopływu słabo zmineralizowanych wód roztopowych i deszczowych.

Nieco inaczej kształtuje się reżim konduktywności wód źródłiska w Rosanowie. Największe przewodnictwo elektrolityczne notowane jest tu także w styczniu ($429\ \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$), ale niemal równie wysokie jest drugie maksimum, obserwowane od czerwca do sierpnia ($421\text{--}426\ \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$). Miesiące letnie są bowiem okresem intensywnego zrzutu ścieków powstających w tym popularnym letnisku. Trzeba podkreślić, że na tym pozbawionym kanalizacji sanitarnej obszarze odbiornikiem ścieków z nieszczelnych szamb są wody gruntowe zasilające źródłisko. Najmniejszą konduktywność wód źródłiska obserwowano w lutym ($398\ \mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$), przy czym większa jej zmienność, podobnie jak w przypadku pozostałych przekrojów, charakterystyczna jest dla miesięcy półroczna chłodnego (XI–III).

Nietrudno zauważyć, że za konduktywność wody, a zwłaszcza za jej wyraźny wzrost w okresie zimowym w znacznym stopniu odpowiedzialne są jony chlorkowe (por. podrozdz. 11.2.A), pochodzące z rozpuszczania środków zimowego utrzymania dróg (tab. 2.1). Ich stężenie było największe w styczniu ($84\text{--}145\ \text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$) i w wodach rzeki miejskiej kilkakrotnie przekroczyło maksymalne wartości notowane w ciekach zlewni podmiejskiej ($21,5\text{--}28,4\ \text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$). W zlewni Sokołówni, w miesiącach letnich, poziom chlorków maleje dwukrotnie w stosunku do okresu zimowego (rys. 2.2 i 2.3). W zlewni Dzierżąskiej spadek ten jest również proporcjonalny, ale w przypadku źródłiska w Rosanowie to właśnie latem notowany jest wzrost stężenia chlorków pochodzących zapewne z wylewisk (szamb chłonnych) w sąsiednich gospodarstwach rolnych.

Inaczej kształtuje się stężenie azotu azotanowego (por. podrozdz. 11.2.A) w wodach rzecznych. W większości przekrojów wysoki jego poziom i większą zmienność notuje się zimą, podczas gdy latem i jesienią stężenia maleją (rys. 2.4 i 2.5). Jest to szczególnie wyraźne w odcinkach rzek przepływających przez zbiorniki wodne, dzięki czemu stężenia azotu azotanowego rzadko przekraczają tam $2,0\ \text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$. W górnych odcinkach cieków zlewni miejskiej („Folwarczna” i „Brzoza”), tam gdzie z powodu braku zbiorników nie następuje redukcja biogenów przez roślinność wodną, w okresie letnim dochodzi do zatężania azotu do poziomu przekraczającego $4,0\ \text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$. Zimą, wskutek rozkładu obumierającej roślinności zbiorników wodnych, dochodzi do wtórnego zanieczyszczenia wody poprzez uwalnianie azotu azotanowego, przez co poziom tego pierwiastka może również osiągać $4,0\ \text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$. W silnie zanieczyszczonych wodach podziemnych (górna część zlewni Dzierżąskiej) stężenie azotu azotanowego może nawet przekroczyć $20,0\ \text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$.



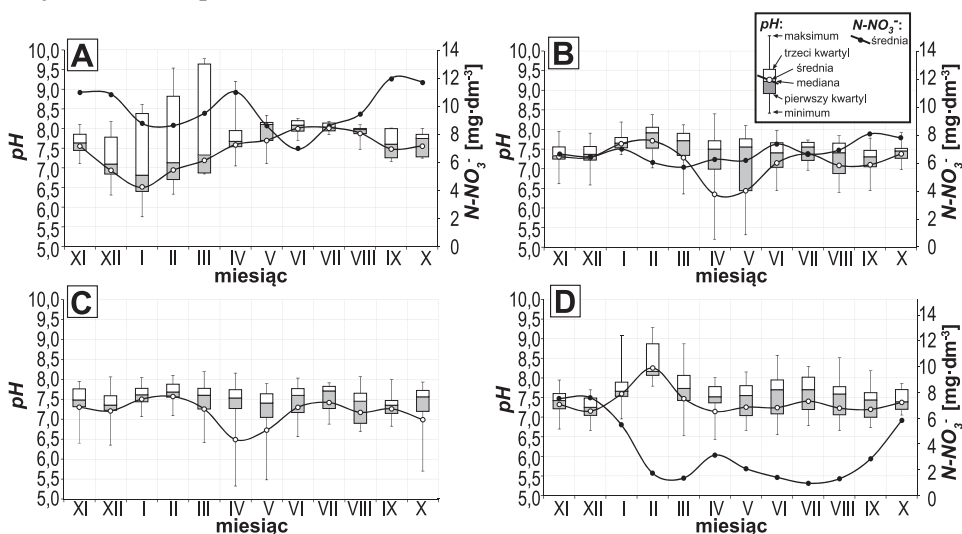
Rys. 2.4. Sezonowa zmienność odczynu (pH) wód Sokołówki w latach 2006–2012 oraz koncentracji azotu azotanowego ($N-NO_3^-$) w okresie 2011–2012 w badanych przekrojach pomiarowych

Objaśnienia: A – „Folwarczna”; B – „Lewa”; C – „Brzoza”; D – „Sokołów”.

Zanim przejdziemy do analizy wyników pomiarów odczynu wody, warto zwrócić uwagę na sposób obliczania średniego pH . Często bowiem zdarza się, iż nieświadomy badacz wylicza średnią arytmetyczną z wyników pomiarów odczynu wyrażonego w skali pH . Jest to błąd. Należy bowiem pamiętać, że choć pH jest wielkością charakteryzującą zawartość w roztworze jonów wodorowych (a mówiąc poprawnie: na skutek solwatowania, czyli elektrolitycznego otaczania cząsteczek wody jonami wodorowymi – jonów hydroniowych, H_3O^+), to mierzona jest ona według skali logarytmicznej. Rodzi to oczywiste konsekwencje arytmetyczne. Zatem właściwym sposobem postępowania w procedurze obliczania średniej i jej pochodnych (np. odchylenia standardowego) jest zdelogarytmowanie (potęgowanie przy podstawie 10) poszczególnych wyników pomiaru odczynu w skali pH . W ten sposób uzyskujemy stężenia jonów hydroniowych w badanych roztworach w toku poszczególnych pomiarów. Następnie należy obliczyć ich średnią arytmetyczną, którą logarytmujemy (przy podstawie 10), uzyskując właściwą wartość przeciętną – por. podrozdz. 11.1.B.

W niemal wszystkich analizowanych punktach pomiarowych najbardziej zasadowym odczynem charakteryzują się wody rzeczne w kwietniu, zanim jeszcze roślinność wodna znajdzie się w pełni swego rozwoju (rys. 2.4 i 2.5). W górnych biegach obu rzek (przekroje: „Folwarczna”, „Malinka”) odczyn wody jest też zwykle bardziej zasadowy ($pH > 8,0$) niż w ich dalszym biegu. Wynika to z większego obciążenia dolnych odcinków ściekami bytowymi. Intensywna hodowla ryb powoduje, że w przekroju „Swoboda” zamykającym zlewnię Dzierżąskiej odczyn

wody w kwietniu ($pH = 8,26$) jest o blisko jedną jednostkę bardziej zasadowy niż w przekroju zamykającym zlewnię miejską ($pH = 7,40$). Warto przy tym wspomnieć, że zrzuty z systemu odwodnienia autostrady i pozostałej sieci drogowej mogą mieć w okresie zimowym silnie zasadowy charakter – pH w kolektorach niejednokrotnie przekraczało 10.



Rys. 2.5. Sezonowa zmienność odczynu (pH) wód Dzierżąskiej w latach 2006–2012 oraz koncentracji azotu azotanowego ($N-NO_3^-$) w okresie 2011–2012 w badanych przekrojach pomiarowych

Objaśnienia: A – „Malinka”, B – „Rosanów”, C – „Ciosny”, D – „Swoboda”.

W rocznym przebiegu odczynu często zaznacza się drugie maksimum jesienne, związane ze zmniejszaniem przepływów i zatężaniem roztworów. Natomiast odczynem najbardziej zbliżonym do obojętnego charakteryzują się wody wczesnym latem i zimą. Latem jest to spowodowane bujnym rozwojem roślinności wodnej, natomiast zimą – dopływem wód roztopowych, których odczyn jest zbliżony do odczynu wód deszczowych. Efekt ten jest widoczny przede wszystkim w zlewni miejskiej, stąd zimą notuje się tu odczyn 6,70–7,30. W Dzierżąskiej rola spływu powierzchniowego w formowaniu przepływu rzeki jest na ogół nieznaczna, dlatego też odczyn jej wód kształtuje się na nieco innym poziomie: 7,16–7,38. Wyjątkiem są wody roztopowe, które zasilają górny bieg Dzierżąskiej wiosną 2005 r. (pH w marcu = 6,50).

Tlen rozpuszczony w wodzie (O_2) pochodzi nie tylko z powietrza, lecz także jest produkowany przez roślinność wodną. Pewna jego część dostaje się do wody rzecznej wraz z dobrze natlenionymi opadami. W litoralnej strefie płytkich zbiorników wodnych odbywa się również proces produkcji tlenu przez rośliny. Zdolność rozpuszczania gazów maleje wraz z temperaturą wody. Dlatego najwyższe stężenia tlenu rozpuszczonego (80–90%) notowane są najczęściej nie latem, lecz

w kwietniu. Obie zlewnie są pod tym względem podobne, bowiem w obu znajdują się zbiorniki wodne kształtujące zarówno życie biologiczne, jak i warunki termiczne rzek. Większa dynamika ruchu wody sprzyja jednak większemu natlenieniu wód zlewni Sokołówki.

W zlewni miejskiej stężenie tlenu wyraźnie maleje w okresie jesiennym, bowiem jest on zużywany do rozkładu materii organicznej wypełniającej dna zbiorników i transportowanej wodami rzeczными. W górnych przekrojach jest to około 55%, w dolnym biegu – 70%. Z kolei w zlewni Dzierżąnej minimum stężenia tlenu rozpuszczonego notowane jest już w czerwcu (42–51%). Jest to prawdopodobnie skutkiem dopływu pozbawionych tlenu wód podziemnych, intensywnie drenowanych wzdłuż całego jej biegu. Zasilanie podziemne stanowi bowiem ponad 80% odpływu całkowitego Dzierżąnej (Jokiel 2002b). Dopiero w kolejnych miesiącach (lipiec, sierpień) wpływ wód podziemnych na warunki tlenowe jest rekompensowany przez zwiększoną produkcję tlenu przez rośliny zbiorników wodnych i koryt.

Wyraźne różnice pomiędzy zlewniami można również zauważyć, analizując sezonową zmienność mętności wody (*NTU*). Najniższą mętnością – od 0,9 do 2,8 jednostek *NTU* – charakteryzują się, z oczywistych względów, wody wypływające ze źródeł. Największa jej zmienność, zależna od przebiegu roztopów i spłukiwania, obserwowana jest zimą, a także w maju, gdy następuje bujny rozwój roślinności i mikroorganizmów wodnych. Nieco wyższym poziomem, z maksimum w kwietniu (8,1) i minimum w grudniu (2,3), cechują się wody Dzierżąnej w przekroju „Swoboda”. Jest to efekt rozwoju szaty roślinnej doliny rzecznej w okresie wegetacyjnym, która hamuje spływ powierzchniowy. Największa mętność wody właściwa jest dla zlewni miejskiej, a notowane wartości maleją z biegiem rzeki. Przyczyną tego stanu jest nie tylko prędkość wody, która maleje w miarę zmniejszania się spadku koryta, lecz przede wszystkim depozycja unosin w zbiornikach przepływowych. Największą mętność obserwuje się zimą w górnych odcinkach cieków („Folwarczna” – 136,8, „Brzoza” – 59,9), ale wartości powyżej 100 *NTU* mogą się zdarzać niemal w każdym miesiącu (najczęściej spowodowane są pracami ziemnymi w obrębie koryt rzecznych). Miesiące zimowe, wiosenne i letnie charakteryzują się dużą zmiennością mętności, zależną od przebiegu roztopów lub wezbrań opadowo-nawałnych. Minimalne mętności natomiast rejestrowane są jesienią, gdy dominują niskie przepływy.

2.4. Sezonowość cech fizykochemicznych

Analizę sezonowości cech fizykochemicznych wody przeprowadzono z zastosowaniem metody wektorów, zaproponowanej przez Ch. G. Markhama (1970) do badania nierównomierności opadów atmosferycznych. Później była ona także wykorzystywana m.in. w interpretacji sezonowego rozkładu przepływów i odpły-

wów rzecznych (Bartnik, Jokiel 2001, Tomaszewski 2001, Bartnik 2005), wydajności źródeł (Moniewski 2015), jak również cech fizykochemicznych wody (Stolarska 2008). Procedura obliczeniowa umożliwia obliczenie dwóch miar sezonowości: indeksu I_s oraz pory koncentracji Wpk – por. podrozdz. 11.1.F.

Indeks sezonowości (I_s) może przyjmować wartości w zakresie od 0 do 100%. Najsilniejszą sezonowością charakteryzują się cechy o natężeniu wyraźnie skoncentrowanym w określonym miesiącu (dniu) roku. Najmniejsze wartości z reguły oznaczają równomiernie rozłożone w roku wielkości danej charakterystyki lub sytuację, w której są one skupione w dwóch przeciwstawnych porach roku (miesiącach), np. w kwietniu i październiku.

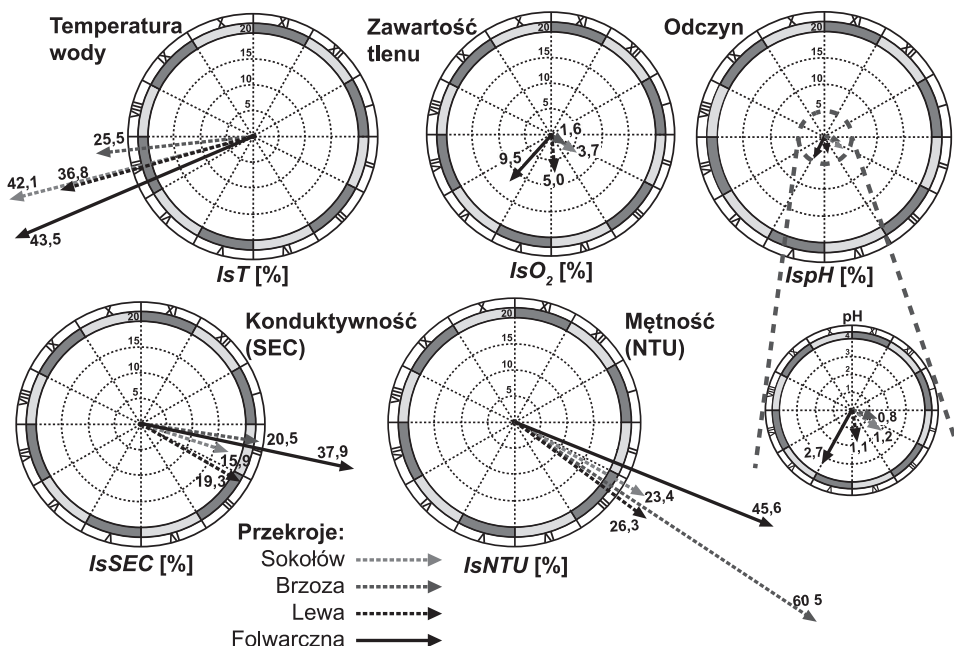
Graficznym odzwierciedleniem obliczonych wskaźników Markhama są wykresy zegarowe przedstawione na rys. 2.6 (Sokołówka) i na rys. 2.7 (Dzierżązna). Każdy z nich odpowiada innej wybranej charakterystyce fizykochemicznej wód Sokołówny i Dzierżąznej. Konstrukcja wykresów nawiązuje do tarczy zegara. Grafy podzielono na 12 części. Liczby wskazujące godziny zastąpiono poszczególnymi miesiącami, a minutom przyporządkowano kolejne dni miesiąca (1 dzień $\approx 0,986^\circ$). Wskazówki przedstawiają sezonowość danej charakterystyki w określonym przekroju pomiarowym. Ich długość odpowiada obliczonym indeksom sezonowości, a kierunek wskazuje na porę koncentracji (konkretny dzień w roku).

Obliczone indeksy sezonowości charakteryzowały się zróżnicowaną wielkością, zarówno w odniesieniu do wybranych parametrów fizykochemicznych, jak i badanych przekrojów. Można zatem mówić o pewnym „poziomie sezonowości” zjawiska, przyjmując, iż o bardzo niskim poziomie sezonowości świadczy indeks sezonowości o wartości nieprzekraczającej 5%. Niski poziom sezonowości odpowiada zakresowi $5\% < I_s < 15\%$, średni (umiarkowany) – $15\% < I_s < 25\%$, zaś poziomy wysoki i bardzo wysoki odpowiednio dla: $25\% < I_s < 50\%$ oraz $I_s > 50\%$.

Roczny przebieg temperatury wody w największym stopniu uzależniony jest od sezonowych wahań temperatury powietrza. Świadczą o tym wysokie w przypadku Sokołówny (rys. 2.6) oraz średnie i wysokie w zlewni Dzierżąznej (rys. 2.7) indeksy sezonowości. Są one też proporcjonalne do ekspozycji zwierciadła wody w przekroju na promieniowanie słoneczne. W przypadku obu zlewni pora koncentracji temperatury we wszystkich przekrojach przypada na najcieplejszy z miesięcy – lipiec. Zauważalne jest przy tym, iż najwcześniej występuje ona w najwyżej położonych przekrojach obu cieków. Zróżnicowanie siły koncentracji jest w przypadku badanych obszarów związane najprawdopodobniej z wpływem dużych powierzchni nieprzepuszczalnych (Sokołówka) oraz znacznej zasobności wodnej stabilnych pod względem temperatury poziomów wodonośnych, zasilających ciek w zlewni Dzierżąznej.

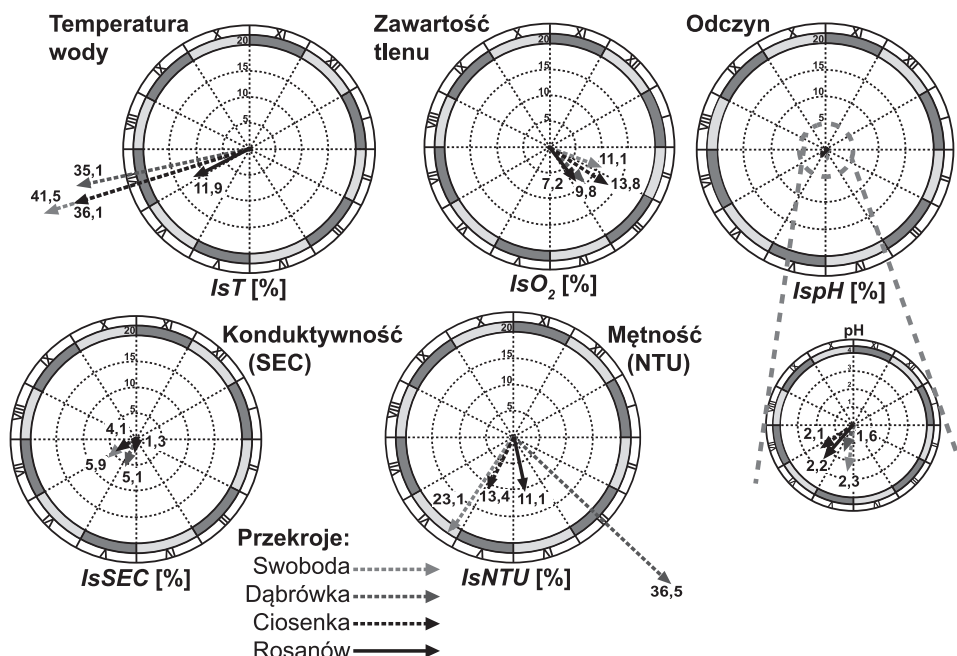
W przekrojach: „Sokołów” oraz „Drozdowa” poziom sezonowości temperatury wód Sokołówny w całym wieloleciu był wysoki i – na co warto zwrócić uwagę – względnie stały. Indeks sezonowości I_s był zawsze bliski 40%, co przy dużo większej zmienności indeksu sezonowości temperatury powietrza atmosferycznego

rycznego (od 47% w 2008 r. aż do ponad 80% w roku 2010) potwierdza fakt dużej pojemności cieplnej wód powierzchniowych. Średnio, najwyższe temperatury wód przypadły odpowiednio na 14 i 15 lipca, a więc na miesiąc, w którym obserwowano również najwyższe temperatury powietrza atmosferycznego. W tym samym czasie wypadła też pora koncentracji temperatury wody na posterunku „Lewa”, jednak „siła” sezonowości była tu wyraźnie mniejsza.



Rys. 2.6. Graficzna interpretacja wskaźników sezonowości Markhama obliczonych dla wybranych parametrów fizykochemicznych wód Sokołówki (2006–2012)

W przekroju „Lewa” średni indeks sezonowości temperatury wód był równy 37%. Ten sam wskaźnik dla przekrojów zlokalizowanych w dolnym biegu Sokołówki był o 6% większy. Jak pamiętamy, od ok. 300 m powyżej ul. Folwarcznej rzeka ta płynie krytym odcinkiem koryta, przez co oddziaływanie warunków termiczno-wilgotnościowych atmosfery na temperaturę wód Sokołówki jest tutaj niewielkie. W Sokołowie, gdzie rzeka płynie otwartym, *quasi*-naturalnym korytem, reakcja wód na zmienne warunki otoczenia jest z kolei szybka i wyraźna. W przekroju „Lewa” mniejsze indeksy sezonowości wynikają też najprawdopodobniej z obecności zlokalizowanych powyżej, przepływowych zbiorników wodnych. Zmagazynowana w nich woda, z uwagi na swą objętość i ograniczoną cyrkulację, nagrzewa się znacznie dłużej. Dłużej też oddaje ciepło, przez co temperatura wód w rzece jest bardziej wyrównana w ciągu roku.



Rys. 2.7. Graficzna interpretacja wskaźników sezonowości Markhama obliczonych dla wybranych parametrów fizykochemicznych wód Dzierżąskiej (2007–2012)

Duże różnice w charakterystyce wód Sokołówki i Dzierżąskiej uwidaczniają się w przypadku konduktywności. Zlewnia miejska silnie reaguje w okresie zimowym (luty–początek marca) na spływ dużych ilości środków ochrony przeciwozdrobiowej dróg, docierających licznymi kolektorami do jej koryt. Wody Dzierżąskiej charakteryzuje z kolei bardzo mała zmienność konduktywności w skali roku, co znajduje odzwierciedlenie w bardzo niskim indeksie sezonowości (rys. 2.6 i 2.7).

Największym poziomem sezonowości charakteryzowała się przewodność elektrolityczna wody w przekrojach zlokalizowanych w górnym biegu Sokołówki. W 2007 r. indeks sezonowości w przekroju „Folwarczna” przekroczył 60%. Jednak, co ciekawe, ten sam wskaźnik dla 2011 r. osiągnął zaledwie 5% i był równie mały, jak w przekrojach Dzierżąskiej. W tym samym roku indeksy sezonowości obliczone dla pozostałych przekrojów w zlewni Sokołówki były nawet o blisko 10% większe („Sokołów”, „Drozdowa”).

Indeksy sezonowości odczynu wody są małe. Cała zmienność średnich miesięcznych pH wód Dzierżąskiej w wieloleciu zawiera się w obrębie jednej jednostki. Najbardziej zbliżonym do obojętnego odczynem wody charakteryzuje się okres od listopada do lutego, gdy możliwy jest bezpośredni dopływ wód z opadów i topniejącej pokrywy śnieżnej (rys. 2.7). Wraz z jego ustaniem, odczyn wody

staje się bardziej zasadowy, aż do wiosennego początku rozwoju roślinności. Koncentracja odczynu wody (najbardziej zasadowe pH) przypada na maj, zaś jej pora notowana jest wcześniej w górnych odcinkach cieków, a później w dolnych.

W zmianach odczynu wód Sokołówki składowa sezonowa zaznacza się słabo (rys. 2.6). Bardzo małe indeksy sezonowości – od 0,78% na Brzozie do 2,71% w przekroju „Folwarczna” na Sokołowce – dobrze dokumentują ten fakt. Obliczone wskaźniki pory koncentracji wskazują natomiast, iż w przekroju „Sokołów” najsilniej alkaliczne wody płynęły zwykle w marcu, zaś w przekroju „Folwarczna” w maju. Zatem różnica czasowa „pór koncentracji” pH dla tych posterunków wynosi blisko 30 dni. Natomiast pora koncentracji odczynu wód Brzozy wypada na koniec lutego, a w przekroju „Lewa” – na koniec kwietnia. Mimo dużego zróżnicowania, odczyn wód obu rzek jest mało zmienny w ciągu roku.

Poziom sezonowości zawartości tlenu rozpuszczonego w wodach Sokołówki kształtował się bardzo różnie i to zarówno w poszczególnych zlewniach cząstkowych, jak i w odniesieniu do średnich rocznych z badanego wielolecia (rys. 2.6). Największą sezonowością cechował się rok 2009. W przekrojach „Folwarczna” i „Deczyńskiego” względnie wysoki I_s uzyskano również dla lat wcześniejszych (w roku 2008 na obu posterunkach był bliski 20%). W kolejnych latach był on jednak wyraźnie mniejszy i dla obu przekrojów wyniósł średnio ok. 10%. Charakterystyczne jest to, że w przekroju „Folwarczna” największe stężenia O_2 w wodzie, zarówno w poszczególnych latach, jak i średnio w ciągu całego wielolecia, występowały w miesiącach wiosennych (zwłaszcza w czerwcu), a rzadziej w letnich – zwykle w lipcu. W 2010 r. w przekroju „Folwarczna” Wpk wskazał wyjątkowo na luty, co przy niskim, niespełna 1% indeksie sezonowości pozwala wnioskować, iż była to sytuacja wyjątkowa. Można przypuszczać, że decydujące znaczenie w kształtowaniu czasowej zawartości tlenu rozpuszczonego w wodzie odgrywała w obu rzekach aktywność roślin wodnych, zwłaszcza glonów (Dzierzążna), które w procesie oddychania wytwarzają znaczne ilości tlenu. Nie bez znaczenia był też dopływ dobrze natlenionych wód deszczowych, przy czym w większym stopniu dotyczyło to Sokołówki niż Dzierzążnej.

W przypadku Dzierzążnej zmiany stężenia rozpuszczonego tlenu charakteryzują się znaczną amplitudą i sezonowością, wzrastającą wraz z odległością od źródeł (rys. 2.7). Pora koncentracji przypada na pierwszą połowę marca, z wyjątkiem źródła „Rosanów”, gdzie notowana jest o miesiąc później. Zauważmy, iż wiosną zbiorniki wodne są już pozbawione pokrywy lodowej, temperatura wody jest jeszcze względnie niska, a przepływy i prędkości wody w korycie – wysokie. Decydujące znaczenie ma tu jednak dopływ względnie dobrze natlenionych wód opadowych i roztopowych, obserwowany przez całą zimę. Natomiast jesienne deficyty tlenowe, w tym w pozostałych przekrojach Dzierzążnej, powodowane są przez utlenianie obumierających szczątków roślinnych.

Największą sezonowością w całym wieloleciu charakteryzowała się mętność wód (*NTU*) Sokołówki (rys. 2.6). Zwraca uwagę fakt, że w Sokołowce i w jej dopływach terminy pojawiania się maksimów przewodności elektrolitycznej i mętności praktycznie się pokrywają. Zatem silnie zasolone wody roztopowe są równocześnie bardzo mętne.

W przypadku Dzierżąnej (rys. 2.7) poziom sezonowości *NTU* w poszczególnych przekrojach był bardzo zróżnicowany. W ogólności zarówno Dzierżąna, jak i jej dopływ Ciosenka są rzekami o wysokiej przezroczystości wody. Duża liczba przepływowych zbiorników znacznie redukuje ilość unosin, utrudniając tym samym właściwą ocenę znaczenia cyrkulacji wody w transporcie materii nierozpuszczonej. Niemniej jednak, w sezonowym zróżnicowaniu zmacenia wody można wyróżnić dwie fazy intensyfikacji tego procesu. W okresie zimowo-wiosennym pozbawiona pokrywy roślinnej gleba jest bardziej podatna na splukiwanie (por. przekroje „Dąbrówka” i „Rosanów”), zaś latem intensywne opady uruchamiają proces erozji (por. przekroje „Swoboda” i „Ciosny”).

2.5. Wnioski

Sposób i skala przekształcenia zlewni przez działalność człowieka może w różnorodny sposób wpływać na jakościowe aspekty obiegu wody. Zmiany użytkowania terenu, najbardziej widoczne w zlewni miejskiej, decydują o tempie i kierunkach migracji zanieczyszczeń w środowisku, jak również o zdolności środowiska wodnego do ich redukcji. Uszczelnienie powierzchni spływu i infiltracji zwiększa dynamikę odpływu, powoduje zmniejszenie zasilania wód podziemnych i obniżenie ich poziomu. Skutkiem tego jest bardzo duża zmienność wszystkich niemal cech fizykochemicznych wody, spowodowana okresowym brakiem bądź poważnym niedoborem wody w korycie, głównie w okresie zimowym. Tymczasem właśnie wtedy do rzek dociera najwięcej zanieczyszczeń wskutek coraz silniej rozwiniętej komunikacji i stosowania chemicznych środków zimowego utrzymania dróg.

Bardzo istotną rolę w małych zlewniach odgrywają przepływowe zbiorniki wodne. Rośliny wodne pomagają w mechanicznej depozycji osadów, będąc jednocześnie biologicznym filtrem redukującym zawartość biogenów w wodzie i producentem niezbędnego do ich rozkładu tlenu. Szata roślinna dolin rzecznych spełnia podobną rolę w odniesieniu do wód spływających po ich zboczach. Zwiększenie infiltracji przyczynia się jednocześnie do wydłużenia drogi migracji zanieczyszczeń i możliwości ich neutralizacji w środowisku.

Powyższa analiza sezonowej zmienności wybranych cech fizykochemicznych wód dwóch rzek, różniących się stopniem ich przekształcenia przez człowieka, upoważnia do wysnucia kilku wniosków. Należy przy tym zaznaczyć, iż tylko niektóre z nich mają charakter ogólny, gdyż w przypadku wielu omówionych

wyżej procesów i prawidłowości decydującą rolę w ich kształtowaniu odgrywają stacjonarne warunki lokalne oraz czynniki zmieniające się w czasie (np. wielkość dopływu ścieków). Warto jednak podkreślić, że mechanizmy rządzące procesami przemian fizykochemicznych wód na obszarach miejskich pozostają niezmiennie, przynajmniej w naszej strefie klimatycznej.

1. Wszystkie badane cechy wody charakteryzują się zmiennością sezonową, która jest szczególnie wyraźna w odniesieniu do temperatury wód rzecznych. Roczny przebieg zmian temperatury wody jest bowiem w największym stopniu uzależniony od sezonowych wahań temperatury powietrza. Jest on jednak modyfikowany, w głównej mierze przez wpływ sztucznych zbiorników wodnych, przez które przepływają ciekły. Minima temperatury w większości punktów pomiarowych odnotowywano w styczniu. Maksima przypadają na miesiące letnie (od maja do sierpnia). Zróżnicowanie pory koncentracji i indeksu sezonowości w obu zlewniach jest związane z wpływem dużych powierzchni nieprzepuszczalnych (Sokołówka) oraz ze znaczną zasobnością wodną i stabilnymi pod względem termicznym poziomami wodonośnymi zasilającymi Dzierżazną.

2. Konduktywność wód powierzchniowych obu zlewni jest silnie uzależniona od stopnia zurbanizowania ich powierzchni. Można przy tym zaobserwować obniżanie się konduktywności wody z biegiem obu rzek. Zjawisko to jest w głównej mierze efektem procesów biologicznych zachodzących w płytkich przepływowych zbiornikach wodnych. W przypadku zlewni miejskiej roczny rytm przebiegu konduktywności wynika też z sezonowego dopływu zanieczyszczeń związanych z zimowym utrzymaniem dróg. Skutkuje to także relatywnie wysoką sezonowością konduktywności, wyrażoną stosownym indeksem I_s . W ogólności za przewodnictwo elektrolityczne wody, a zwłaszcza za jego wyraźny wzrost w sezonie zimowym, w największym stopniu i w przypadku obu rzek odpowiedzialne są jony chlorkowe pochodzące z rozpuszczania środków zimowego utrzymania dróg.

3. Stężenie azotu azotanowego ma inny przebieg roczny niż stężenie chlorów. W większości przypadków jego wyższe stężenia i większą ich zmienność notuje się zimą, podczas gdy latem i jesienią ich stężenia oraz dyspersja maleją.

4. Najbardziej zasadowym odczynem charakteryzują się wody rzeczne w kwietniu, zanim jeszcze roślinność wodna znajdzie się w pełni swego rozwoju. W rocznym przebiegu odczynu często zaznacza się drugie maksimum jesienne, związane ze zmniejszaniem przepływów i zateżaniem roztworów. Natomiast najbardziej zbliżonym do obojętnego odczynem charakteryzują się wody wczesnym latem i zimą. Indeksy sezonowości odczynu wody są relatywnie niskie. Cała zmienność średnich miesięcznych pH wód Dzierżaznej w wieloleciu zawiera się w obrębie jednej jednostki. Najbardziej zbliżonym do obojętnego odczynem wody charakteryzuje się okres od listopada do lutego, gdy możliwy jest bezpośredni dopływ wód z opadów i topniejącej pokrywy śnieżnej.

5. Poziom sezonowości zawartości tlenu rozpuszczonego w wodach obu rzek kształtował się bardzo różnie i to zarówno w poszczególnych zlewniach cząstko-

wych, jak i w odniesieniu do średnich rocznych z badanego wielolecia. W zlewni miejskiej stężenie tlenu wyraźnie maleje w okresie jesiennym. Jest on bowiem wtedy zużywany do rozkładu materii organicznej wypełniającej dna zbiorników i transportowanej wodami rzecznyymi. W zlewni podmiejskiej minimum stężenia tlenu rozpuszczonego notowane jest już w czerwcu. Jest to prawdopodobnie skutkiem intensywnego dopływu pozbawionych tlenu wód podziemnych. Można przypuszczać, iż decydujące znaczenie w kształtowaniu czasowej zawartości tlenu rozpuszczonego w wodzie odgrywała w obu rzekach aktywność roślin wodnych, zwłaszcza glonów (Dzierżazna), które w procesie oddychania wytwarzają znaczne ilości tlenu. Nie bez znaczenia był też dopływ dobrze natlenionych wód deszczowych, przy czym w większym stopniu dotyczyło to Sokołówki niż Dzierżaznej.

6. Największe różnice pomiędzy zlewniami można zauważyć, śledząc roczny przebieg zmienności mętności wody (*NTU*). Najmniejszą mętnością charakteryzują się wody wypływające ze źródeł w zlewni Dzierżaznej, zaś największa jest charakterystyczna dla zlewni miejskiej, przy czym notowane wartości maleją z biegiem rzeki. Przyczyną tego stanu jest nie tylko prędkość płynięcia wody, która maleje w miarę zmniejszania się spadku koryta, lecz przede wszystkim depozycja unosin w zbiornikach przepływowych. Duża liczba zbiorników znacznie redukuje ilość unosin, utrudniając tym samym właściwą ocenę znaczenia cyrkulacji wody w transporcie materii nierozpuszczonej.

W odpowiedzialnym planowaniu przestrzennym ważne jest uwzględnienie możliwie dużej liczby interakcji pomiędzy działaniami podejmowanymi przez człowieka a ich skutkami w środowisku wodnym. Poznanie sezonowej zmienności podstawowych cech fizykochemicznych wody krążącej w środowisku jest zawsze niezbędne i celowe, gdyż zwykle pozwala na właściwą predykcję zaplanowanych przekształceń w zlewni oraz odpowiednie zaprojektowanie gospodarki wodno-ściekowej na obszarach o różnym stopniu urbanizacji.

3.

Analiza faz i form odpływu ze zlewni rzecznej na przykładzie Dzierżanej

Paweł Jokiel, Edmund Tomaszewski

Normalność nie jest kwestią statystyki.

George Orwell

3.1. Wprowadzenie

Wymienione w tytule fazy i formy odpływu są pojęciami ściśle związanymi z definiowaniem i pojmowaniem reżimu wodnego rzeki. Od charakteru, liczby oraz rozmieszczenia w czasie wezbrań i niżówek, a jednocześnie od sposobu alimentacji rzeki w okresach ich występowania zależy bowiem ustrój rzeki, jej zasobność wodna i podatność na ewentualne zmiany antropogeniczne w elementach bilansu wodnego jej zlewni. Do szczególnie ważnych w tym względzie faz odpływu zaliczymy oczywiście wezbrania i niżówki, a do najważniejszych jego form – odpływ podziemny i powierzchniowy.

Dynamika rzeki zależy nie tylko od wysokości wezbrań i głębokości niżówek, lecz także od ich częstotliwości i czasu trwania. Jednocześnie wszystkie te cechy dynamiki są wypadkową sposobów zasilania rzeki i ich rozłożenia w czasie. Problem jest jednak bardzo złożony. Choć niektórzy hydrologowie (Ozga-Zielińska, Brzeziński 1994) kontestują tezę, iż w czasie niżówki w korycie rzeczonym płyną wyłącznie wody pochodzące z zasilania podziemnego, to nie sposób nie zgodzić się z opinią innych badaczy (Jokiel 1994b, Kasprzyk, Kupczyk 1998, Tokarczyk 2001, Tomaszewski 2007c, 2012), którzy twierdzą, że od intensywności chwilowej podziemnej alimentacji rzeki zależy głębokość niżówki, zaś aktualne

zasoby wód podziemnych strefy hydrologicznie czynnej determinują jej długo-trwałość. Natomiast w przypadku wezbrań opinie hydrologów są raczej zgodne. W trakcie tej fazy odpływu rzeka zasilana jest zarówno wodami pochodzącymi z szybkich form odpływu (powierzchniowego i podpowierzchniowego), jak i odpływem podziemnym, przy czym ich wzajemne relacje ilościowe oraz jakościowe są zmienne nie tylko w czasie, ale i w przestrzeni. Lecz tu pojawia się problem zmniejszenia dopływu wód podziemnych do koryta w wyniku lokalnego, ograniczonego do strefy brzegowej, „podparcia” zwierciadła wód podziemnych przez podniesiony stan zwierciadła wód rzecznych (Jokiel 1994b).

Problemy pojawiają się również przy ocenach form odpływu. Dla przykładu, stosowane dość powszechnie pojęcie *odpływ powierzchniowy* w odniesieniu do wód formujących falę wezbraniową rzeki jest często nadużywane, a dotyczy to zarówno aspektu ilościowego, jak i jakościowego. Istnieje już bowiem wiele dowodów na to, że stosowane metody separacji hydrogramu przepływu, a także wiele eksploatowanych dziś modeli hydrologicznych bardzo przeszacowuje tę formę alimentacji koryt rzecznych kosztem odpływu podpowierzchniowego (Jokiel 2002b, Szymczak, Szelenbaum 2002, Piętka 2013). Dotyczy to zwłaszcza cieków nizinnych, gdzie odpływ powierzchniowy występuje lokalnie i epizodycznie, a ilościowo jest formą mało znaczącą. Natomiast jego wartości uzyskiwane przy pomocy różnych metod rachunkowych dorównują nieraz zasilaniu podziemnemu (Jokiel 1994b, Wrzesiński 1999). Pewnym usprawiedliwieniem dla takich przeszacowań może być tylko fakt, że rozdzielenie obu szybkich form odpływu (powierzchniowego i podpowierzchniowego) na hydrogramie przepływu rzeki jest bardzo trudne i nie zawsze przekonujące (Kaniecki 1982).

W niniejszym rozdziale przedstawimy kilka metod służących identyfikacji oraz analizie wymienionych wyżej faz i form odpływu rzecznych na przykładzie danych hydrometrycznych z małej zlewni nizinnej położonej na obszarze środkowej Polski. Pokażemy również kilka możliwych rozwiązań, które służą do oceny wieloaspektowych powiązań między fazami i formami odpływu w skali badanego okresu, a także przedstawimy pewne proste rozwiązania formalne i metodyczne, pozwalające lepiej poznać różne aspekty reżimu odpływu z małej zlewni nizinnej.

3.2. Obszar badań

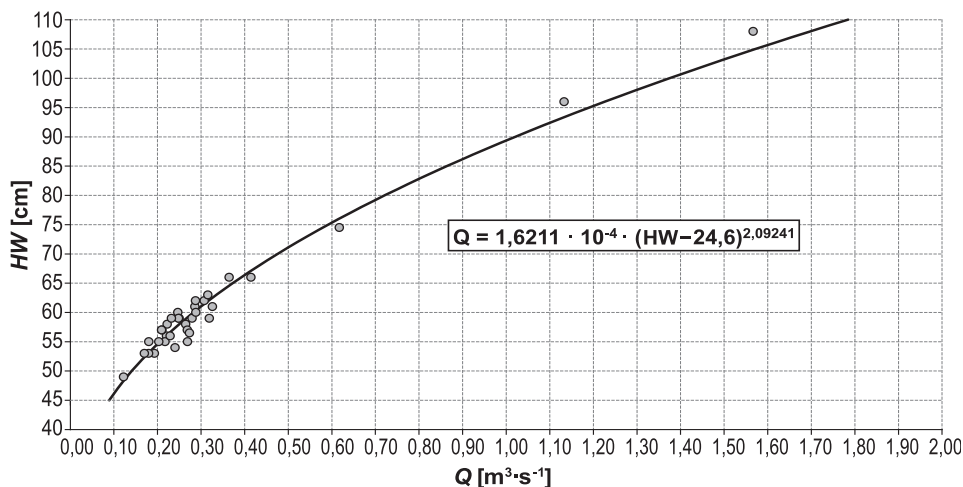
Liczbowy materiał badawczy (hydrometryczny) pochodzi z posterunku wodowskazowego „Swoboda” na rzece Dzierżanej ($A = 43 \text{ km}^2$), który funkcjonuje od 1998 r. w ramach zlewni badawczej należącej do Katedry Hydrologii i Gospodarki Wodnej UŁ (Jokiel 2002b). Zlewnia rzeczna jest naturalnie i względnie jednoznacznie wyodrębnionym zbiorem ekosystemów, w którym odbywa się lokalny obieg wody, a w dużej mierze również całe lokalne krążenie materii i energii. Można ją więc z powodzeniem traktować jako elementarną jednostkę przestrzenną o charakterze „zorganizowanej złożoności”. Sama Dzierżana, a także jej główny dopływ

– Ciosenka, należały i również dziś należą do najczystszych strug w obrębie całej strefy podmiejskiej Łodzi (por. rys. 2.1). Oba ciekі odwadniają obszar bezpośrednio przylegający do terenów miejskich Zgierza, położony niemal w całości w obrębie podlódzkiej strefy ONO (Obszary Najwyższej Ochrony wód podziemnych kredowej niecki łódzkiej). Równocześnie tereny tej zlewni znajdują się w strefie bezpośredniego oddziaływania autostrady A2 i towarzyszących jej obiektów.

Z uwagi na położenie w otulinie aglomeracji miejskiej Łodzi oraz ze względu na dobrze rozwiniętą sieć komunikacyjną obszar zlewni Dzierżanej jest dziś szczególnie intensywnie urbanizowany i zagospodarowywany. Jednocześnie, ponieważ wykazuje on duże walory przyrodnicze, odznacza się słabymi glebami i związaną z tym niską produktywnością rolną, znaczny odsetek jego powierzchni jest intensywnie wykorzystywany rekreacyjnie (zespoły działek leśnych) i turystycznie (obszary wypoczynku sobotnio-niedzielnego – np. kąpieliska, łowiska komercyjne, duży kompleks leśny).

3.3. Odpływy charakterystyczne

Seria codziennych przepływów Dzierżanej w przekroju „Swoboda” liczy 9 lat. Przepływy dobowe uzyskano na podstawie codziennych obserwacji wodowskazowych oraz ustalonej dla przekroju i systematycznie aktualizowanej krzywej przepływu (krzywej konsumcyjnej) – rys. 3.1. W okresie zarastania i złożenia przekroju stosowano przy tym odpowiednie poprawki (Jokiel 2002b). Serię codziennych przepływów przeliczono na dobowe odpływy jednostkowe (q_t) – por. podrozdz. 11.2.B.



Rys. 3.1. Podstawowa krzywa przepływu dla Dzierżanej w przekroju „Swoboda”

Objaśnienia: HW – stan wody na wodowskazie; Q – natężenie przepływu przez przekrój wodowskazowy.

Średni odpływ jednostkowy (SSq) ze zlewni Dzierżanej w latach 1998–2006 był nieco wyższy od $5,0 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$, a więc zbliżony do średniej krajowej, ale wyraźnie mniejszy od przeciętnej dla tej części Polski. Dobowe odpływy ekstremalne wynosiły zaś: $WWq = 67,2 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ (w roku 1999) i $NNq = 2,27 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ (w roku 2006) – por. podrozdz. 11.2.C. Pierwsza wartość jest stosunkowo niska i wskazuje, że jak na tę część Polski i wielkość zlewni odpływy w kulminacjach wezbrań są niewielkie. Odpływ najniższy jest z kolei relatywnie duży i wskazuje na znaczący udział podziemnego zasilania w strukturze odpływu. Stosunek obu tych wartości jest bliski 30 : 1. Biorąc to wszystko pod uwagę, można stwierdzić, że obszar zlewni charakteryzuje się dużymi możliwościami retencyjnymi, a duża część szybkich form odpływu transformowana jest tu w odpływ podziemny. Tabela 3.1 prezentuje miesięczne odpływy charakterystyczne, uzyskane dla poszczególnych lat.

Tabela 3.1. Miesięczne odpływy charakterystyczne Dzierżanej w „Swobodzie” (por. podrozdz. 11.2.C)

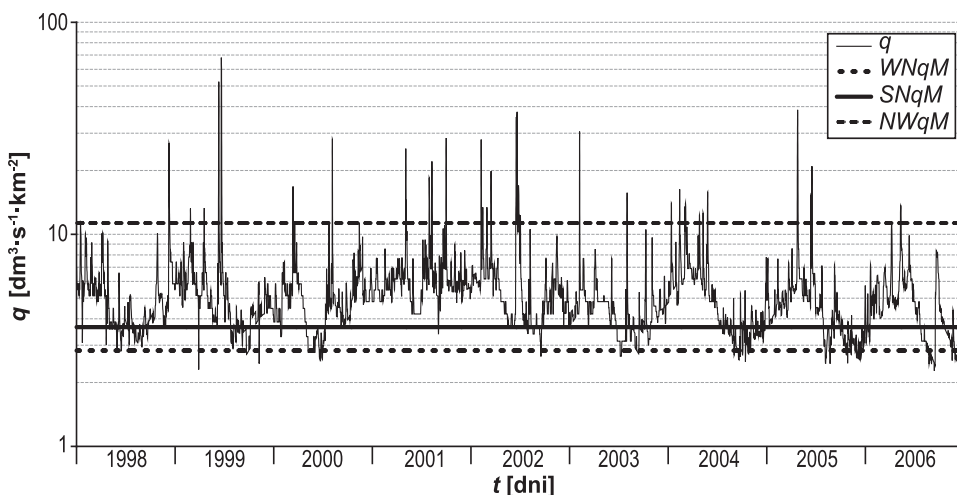
Rok	Odpływy niskie [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$]			Odpływy średnie [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$]			Odpływy wysokie [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$]		
	$NNqM$	$SNqM$	$WNqM$	$NSqM$	$SSqM$	$WSqM$	$NWqM$	$SWqM$	$WWqM$
1998	2,83*	3,37	4,80	3,45	4,57	6,19	3,98	7,71	11,30*
1999	2,30	3,53	4,63	3,34	5,85	12,18	4,39	14,44	67,19
2000	2,48	3,52	5,13	2,89	4,79	7,04	3,30	8,80	28,15
2001	2,78	3,90	5,13	4,02	5,46	7,72	5,84	11,91	30,31
2002	2,66	3,82	5,13	3,53	5,63	9,85	4,21	14,51	37,62
2003	2,66	3,60	4,82	3,05	4,52	6,31	3,14	9,48	30,30
2004	2,54	4,07	6,16	3,15	5,21	8,31	4,51	9,11	16,32
2005	2,45	3,54	5,27	2,97	4,77	8,42	3,48	10,35	38,65
2006	2,27	3,53	5,42	2,65	4,61	6,58	3,07	7,27	13,68

Objaśnienia: pogrubiono wartości ekstremalne; * – odpływy graniczne wezbrań i niżówek głębokich.

Dobową zmienność odpływów w badanym wieloleciu prezentuje rys. 3.2. Sezonowa powtarzalność wymienionych wyżej faz odpływu jest tu doskonale widoczna, choć niekiedy zaburzana przez fluktuacje pogodowe, np. w latach 2000–2002. Na hydrogamie zaznaczono też przyjęte w opracowaniu graniczne wartości odpływów wezbraniowych (wezbrań): $NWqM = 11,3 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ oraz odpływów niżówkowych (niżówek płytkich): $SNqM = 3,65 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ i niżówek głębokich: $WNqM = 2,83 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$. Nie zamieszczoną w tab. 3.1 granicę niżówek płytkich i zarazem niżówek w ogóle obliczono jako średnią z mie-

sięcznych minimów odpływu (Jokiel 1994b). Uzyskane w ten sposób wartości wyznaczyły na hydrogramie okresy wezbrań oraz niżówek płytkich i głębokich, a w dalszym etapie posłużyły do obliczenia rocznych nadmiarów i deficytów odpływu, czasów trwania poszczególnych faz odpływu oraz przeanalizowania ich charakteru.

Tabela 3.2 prezentuje współczynniki korelacji ($R_{(M;M)}$) między odpływami charakterystycznymi dwu sąsiadujących ze sobą miesięcy – por. podrozdz. 11.1.A. Z analizy ich wartości wynika, że niskie odpływy miesięczne (NqM), zwłaszcza w miesiącach jesiennych i zimowych, są ze sobą mocno skorelowane (uzależnione), np. odpływ listopada zależy od październikowego, a odpływ z lutego jest mocno związany ze styczniowym. Prawidłowość ta przenosi się również na odpływy średnie (SqM). Tu również zaznacza się bezwładność warunkowana retencją. Wysoki odpływ średni w grudniu wywoływał podwyższony odpływ w styczniu, a wysoki odpływ wrześnieowy powodował relatywny wzrost odpływu w październiku i następnie w listopadzie.



Rys. 3.2. Hydrogram dobowych odpływów jednostkowych (q) i wybrane odpływy charakterystyczne (granice wezbrań i niżówek) w latach 1998–2006 (Dzierżazna – „Swoboda”)

Objaśnienia: q – dobowy odpływ jednostkowy; $WNqM$ – najwyższy z niskich dobowych odpływów jednostkowych; $NWqM$ – najniższy z wysokich dobowych odpływów niżówkowych; $SNqM$ – średni odpływ jednostkowy z minimów miesięcznych [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$].

Znacznie słabsze powiązania występują w wektorze odpływów wysokich (WqM). Warto tu jednak wskazać na częste, a niekiedy statystycznie istotne, ujemne współczynniki korelacji (tab. 3.2). Zanotowano je zarówno w odniesieniu do kwietnia i maja oraz odpływów wysokich, jak też dla lipca i sierpnia oraz odpływów niskich. Z relacji tych wynika, że jeśli wyjątkowo wysokie odpływy

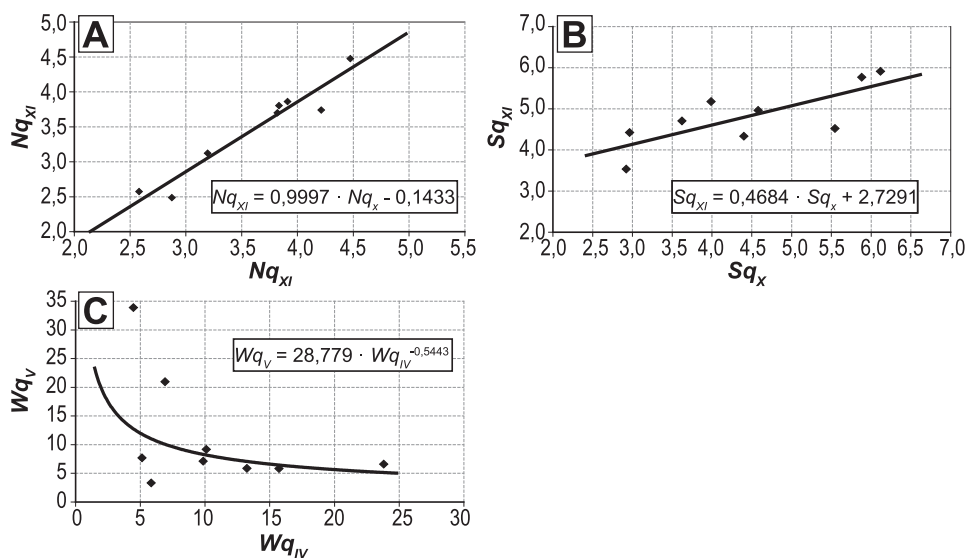
wystąpiły w kwietniu, to w maju WqM był stosunkowo niski, natomiast jeśli w lipcu niżówka była głęboka, to stosunkowo wysokie odpływy niskie pojawiały się w sierpniu. Niektóre tego rodzaju powiązania prezentuje rys. 3.3.

Z prezentowanych równań regresji i istotnych związków korelacyjnych nie należy jednak wyciągać daleko idących wniosków, zwłaszcza w aspekcie prognostycznym. Powstały one bowiem na podstawie krótkiej serii, zawierają znaczne błędy standardowe estymacji parametrów oraz duże błędy regresji (por. podrozdz. 11.1.H).

Tabela 3.2. Korelacja przepływów charakterystycznych w sąsiednich miesiącach

R/XqM	$R_{(XI; XII)}$	$R_{(XII; I)}$	$R_{(I; II)}$	$R_{(II; III)}$	$R_{(III; IV)}$	$R_{(IV; V)}$	$R_{(V; VI)}$	$R_{(VI; VII)}$	$R_{(VII; VIII)}$	$R_{(VIII; IX)}$	$R_{(IX; X)}$	$R_{(X; XI)}$
NqM	0,67	0,47	0,58	0,41	0,27	0,57	-0,13	0,39	<u>-0,48</u>	-0,09	0,76	0,96
SqM	0,20	0,52	0,52	0,24	0,14	0,13	0,08	0,04	0,25	0,37	0,74	0,84
WqM	0,43	-0,19	0,26	-0,19	-0,29	<u>-0,44</u>	0,25	-0,23	0,39	0,27	0,53	0,23

Objaśnienia: pogrubiono istotne współczynniki korelacji ($\alpha = 0,001$), podkreślono ujemne, istotne współczynniki korelacji ($\alpha = 0,01$). Do badania istotności stosowano test t-Studenta (por. podrozdz. 11.1.J).

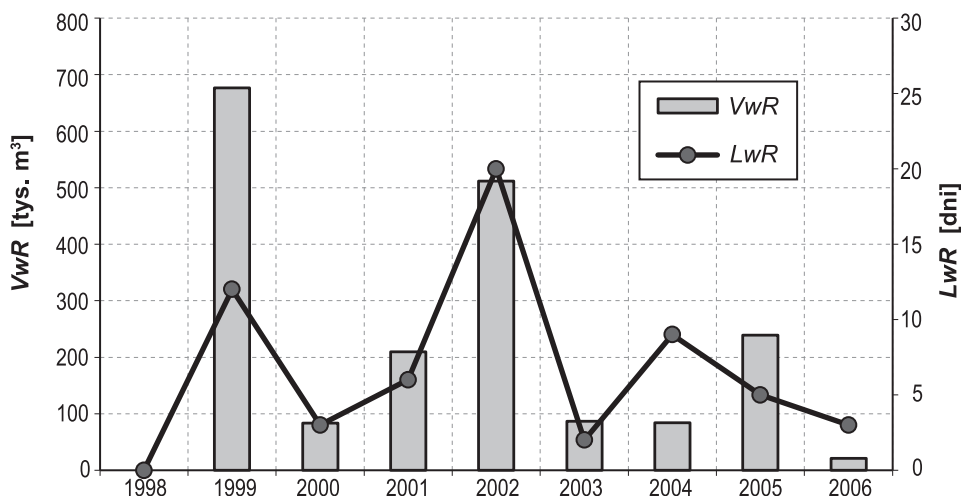


Rys. 3.3. Przykłady związków między odpływami charakterystycznymi sąsiednich miesięcy

Objaśnienia: A – odpływ niski z listopada w funkcji odpływu niskiego z października; B – odpływ średni z listopada w funkcji odpływu średniego z października; C – odpływ wysoki z maja w funkcji odpływu wysokiego z kwietnia.

3.4. Roczne nadwyżki i niedobory odpływu

Analizując reżim rzeki oraz badając jego zmiany i fluktuacje nie tylko w aspekcie poznawczym, ale i pragmatycznym, trzeba zbadać oraz określić skalę i czas trwania zjawisk ekstremalnych. Niewątpliwie należą do nich wezbrania i niżówki. Ilość wody odpływająca w trakcie wezbrań, często w sposób niekontrolowany i przynoszący szkody, a także to, ile dni w roku trwają epizody wezbraniowe jest równie ważne, jak wiedza o tym, ile wynosi deficyt wody w czasie niżówek i jak długie są te epizody. Określenie estymatorów tych cech dynamiki odpływu jest ważną przesłanką przy planowaniu racjonalnego gospodarowania wodą, planowaniu retencji, w podejmowanych działaniach przeciwpowodziowych i walce z suszą. Innymi słowy – warto wiedzieć, ile odpływa wody w ciągu roku w postaci wezbrań, a ile jej brakuje w trakcie niżówek. Takie roczne nadwyżki wezbraniowe i niedobory niżówkowe mogą być cennymi wskazówkami przy planowaniu różnych działań zmierzających do optymalnego wykorzystania zasobów wodnych w skali lokalnej i regionalnej.



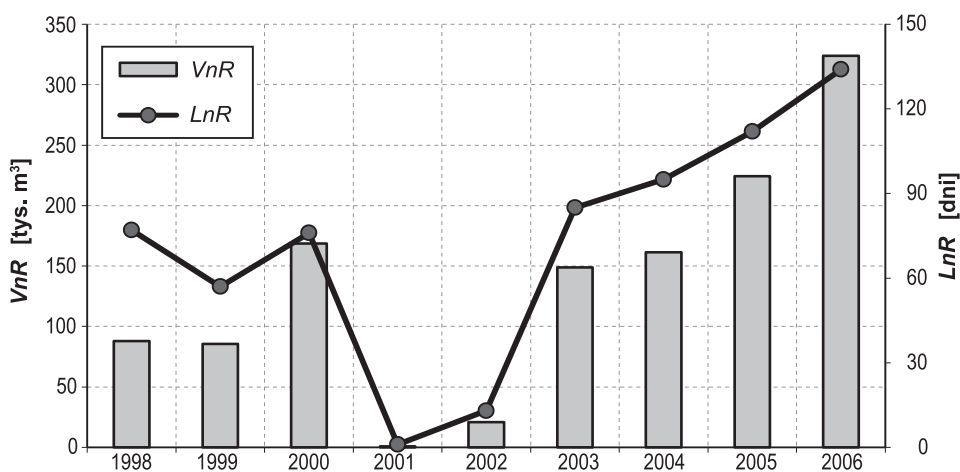
Rys. 3.4. Roczne nadmiary wezbraniowe

Objaśnienia: VwR – roczna objętość nadmiaru wezbraniowego; LwR – roczna liczba dni z nadmiarem wezbraniowym.

Roczne nadwyżki wezbraniowe (VwR – por. podrozdz. 11.2.E) można obliczyć, sumując ilość wody, jaka odpłynęła w ciągu roku w postaci odpływu wezbraniowego, a więc jeżeli $q_i > NWq$ (rys. 3.4). W podobny sposób uzyskamy też roczne niedobory niżówkowe (VnR), przy czym można je obliczyć zarówno dla wszystkich niżówek, jak i dla niżówek głębokich (inna wartość graniczna)

– por. podrozdz. 11.2.E. Ponieważ cały deficyt niżówkowy „zawiera” deficyt niżówek głębokich, obliczenia przeprowadzimy dla wszystkich niżówek (płytkich i głębokich), a zatem zsumujemy roczną ilość wody, jakiej „brakuje”, by odpływ jednostkowy był każdego dnia większy lub równy odpływowi granicznemu – tu: $SNqM$ (rys. 3.5). Oba wspomniane rysunki prezentują ponadto liczbę dni w poszczególnych latach, w których odpływy były wyższe (niższe) od założonych wartości granicznych (LwR i LnR) – por. podrozdz. 11.2.E.

Przeciętnie nadwyżki wezbraniowe stanowiły ok. 3,1% łącznej masy rocznego odpływu ze zlewni. Objętości mas wodnych, jakie w poszczególnych latach odpływały w postaci odpływu wezbraniowego, były jednak bardzo zróżnicowane: od zera i poniżej 20 tys. m³ w latach 1998 i 2006 do powyżej 500 tys. m³ w latach 1999 i 2002. Dużą zmiennością cechowała się też liczba dni wezbraniowych (LwR): od 0 w 1998 r. do 20 w 2002 r. Warto zauważyć, że objętość VwR w drugiej połowie dziewięciolecia była wyraźnie mniejsza niż w pierwszej, a ich zmienność w całym okresie wykazywała tendencję do tworzenia się rytmu *quasi*-trzyletniego.



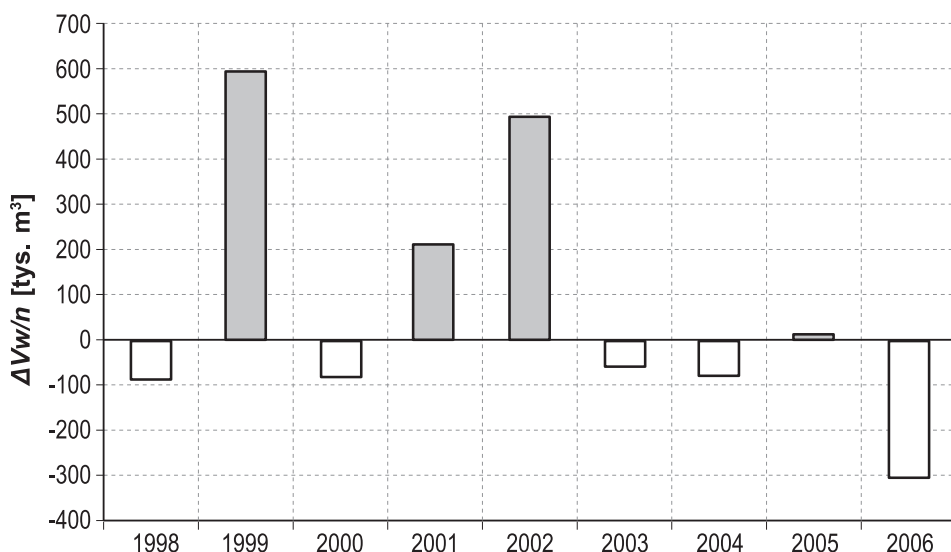
Rys. 3.5. Roczne niedobory niżówkowe

Objaśnienia: VnR – roczna objętość niedoboru niżówkowego; LnR – roczna liczba dni z niedoborem niżówkowym.

Roczne niedobory niżówkowe (VnR) były wyraźnie mniejsze od nadwyżek wezbraniowych i zawierały się w przedziale od 0 w 2001 r. do 320 tys. m³ w 2006 r. W skali badanego okresu łączne niedobory stanowiły tylko ok. 2% średniego odpływu rocznego. Liczba dni niżówkowych (LnR) była natomiast znacznie większa niż liczba dni wezbraniowych: od 0 (2001 r.) do 134 (2006 r.). Zauważmy, że w drugiej połowie badanego wielolecia roczna objętość niżówek (niedoborów) była wyraźnie większa niż w pierwszej, co w kontekście malejącej rocznej

objętości wezbrań może stanowić przesłankę wskazującą na fluktuację struktury odpływu, przejawiającą się spadkiem odpływających zasobów wodnych.

Interesujących informacji o strukturze rocznego odpływu z badanej zlewni dostarczają obliczone różnice ($\Delta Vw/n$) między rocznymi nadwyżkami wezbraniowymi a odpowiadającymi im niedoborami niżówkowymi (rys. 3.6). W czterech na dziewięć badanych lat nadwyżki wezbraniowe były większe niż niedobory niżówkowe i większość tych lat wystąpiła w pierwszej części okresu badawczego (1999, 2001, 2002). W pozostałych pięciu latach nadwyżki wezbraniowe nie równoważyły niedoborów niżówkowych, przy czym największa różnica pojawiła się w ostatnim roku wielolecia. Biorąc pod uwagę całe dziewięciolecie, nadwyżki wezbraniowe były o ok. 690 tys. m³ większe od niedoborów niżówkowych. Łatwo policzyć, że stanowiło to ok. 1% sumy odpływu w latach 1998–2006.



Rys. 3.6. Roczne różnice nadmiarów wezbraniowych i niedoborów niżówkowych

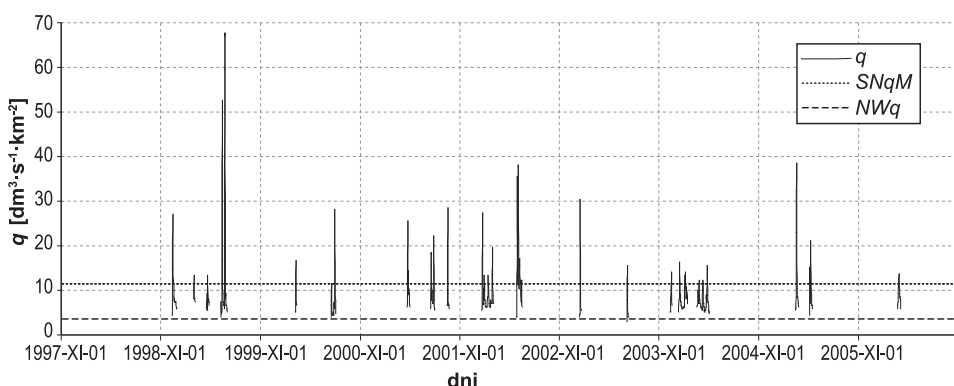
Objaśnienia: $\Delta Vw/n$ – roczna różnica nadmiaru wezbraniowego i niedoboru niżówkowego.

3.5. Wezbrania i niżówki

W badanym okresie wystąpiło łącznie ponad 60 większych lub mniejszych przyborów wody w rzece, przy czym tylko w 19 przypadkach przepływy kulminacyjne przekroczyły wartości graniczne (NWq). Te 19 wezbrań miało charakter prosty lub złożony (sekwencje) – rys. 3.7. Były lata, kiedy zdarzyły się nawet cztery sekwencje wezbrań (rok 2001), ale były też takie, w których nie wystą-

piło ani jedno tego rodzaju zdarzenie (rok 1998). W uwzględnionym wieloleciu zanotowano wezbrania zarówno roztopowe, jak i opadowe. Równie często zdarzały się epizody o charakterze mieszanym. Pojedyncze wezbrania trwały zwykle od kilku do kilkunastu dni, przy czym te o mieszanej genezie tworzyły zwykle sekwencje fal, trwające łącznie nawet 40 dni.

Epizody wezbraniowe miały miejsce zarówno w półroczu chłodnym (od grudnia do kwietnia), jak i w półroczu ciepłym (od maja do września). Nie zanotowano ich jedynie w październiku i w listopadzie. W 2001 r. pojawiły się trzy wezbrania w półroczu ciepłym, zaś w 2004 także trzy, ale w półroczu chłodnym. Odpływy początkowe większości z 19 dużych wezbrań były wyższe od $SNqM$ (rys. 3.7). Większe wezbrania zaczynały się więc zwykle od przepływu wyższego niż średni przepływ (odpływ) podziemny, którego dobrym estymatorem jest $SNqM$ (Jokić 1994b). Wskazuje to pośrednio na fakt, że zlewnia Dzierżąskiej charakteryzuje się dużą pojemnością retencyjną w górnej części warstwy saturacji i w strefie aeracji.



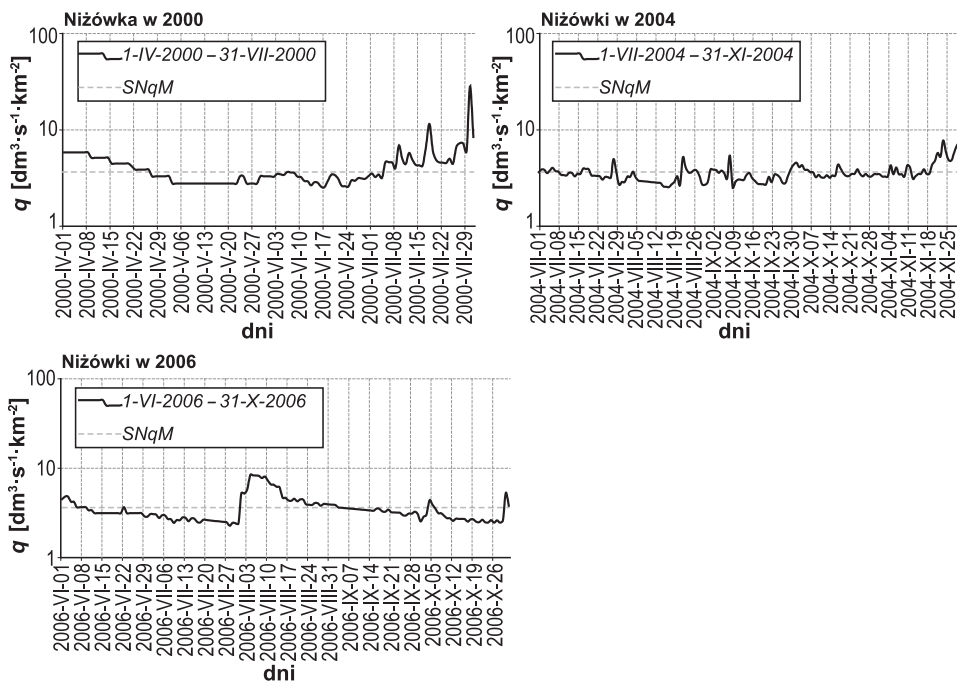
Rys. 3.7. Większe wezbrania Dzierżąskiej w przekroju „Swoboda”

Objaśnienia: jak na rys. 3.2.

W stosunku do liczby dni z przepływami niżówkowymi liczba dni, w których wystąpiły niżówki głębokie ($q_i < WNq$) była wyraźnie mniejsza. W ciągu całego badanego okresu takich dni było 147 – najwięcej w latach 2006 (49) i 2002 (32). W latach 1998 i 2001 nie zanotowano żadnego dnia, w którym przepływ był niższy od WNq . Najgłębsze, najbardziej zwarte i najdłużej trwające niżówki wystąpiły w 2000 r. (późną wiosną i wczesnym latem) oraz w 2006 r. (późnym latem i wczesną jesienią) – rys. 3.8. Nieco inny charakter miały niżówki letnie i jesienne w 2004 r. Były one krótkie, stosunkowo płytkie i rozproszone.

Na podstawie kilkudziesięciu odcinków wysychania wybranych z hydrogramu Dzierżąskiej ustalono wzorcową krzywą wysychania (rys. 3.9) – por. podrozdz. 11.2.D. Do jej identyfikacji wykorzystano metodę zaproponowaną w opracowaniu P. Jokića (1996). Krzywa wysychania obrazuje tempo wyczerpywania się

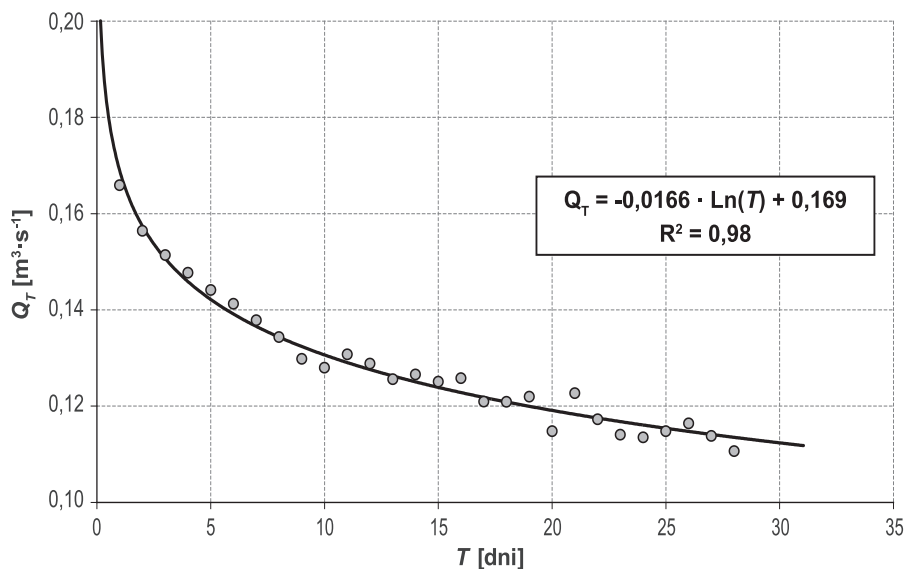
zasobów wód podziemnych zlewni w okresie bezopadowym, a przy niewielkich uproszczeniach może być również obrazem (modelem) rozwoju niżówki w fazie reżimu własnego rzeki. Do aproksymacji krzywej wysychania można użyć różnych funkcji wykładniczych lub logarytmicznych. Podstawy teoretyczne wynikają z rozwiązań Boussinesque'a-Maillete'a. Bardzo udane próby metodyczne aproksymowania krzywych wysychania zaproponowała U. Somorowska (2004, 2006). W efekcie dla wybranego przekroju jednej z rzek nizinnych otrzymała model krzywej wysychania o bardzo podobnym kształcie, choć nieco innych parametrach.



Rys. 3.8. Wybrane okresy niżówkowe Dzierżąznej w przekroju „Swoboda”

Objaśnienia: jak na rys. 3.2.

Postać równania wzorcowej krzywej wysychania wskazuje, iż przeciętne tempo rozwoju niżówek w Dzierżąznej jest stosunkowo wolne. Dopiero po 18 dniach od momentu, gdy przepływ wynosi $0,156 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ ($SNQM$ – początek niżówki płytkiej), zmaleje on do $0,12 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ ($WNQR$ – początek niżówki głębokiej). By przepływ zmniejszył się do poziomu NNQ ($0,097 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$), potrzeba kolejnych 40 dni bezopadowych. Zasoby wodne gromadzone w poziomach wodonośnych drenowanych przez tę małą rzekę (poziomy: wierzchówkowy, sandrowy i międzymorenowy) są więc duże i trudne do zdrenowania, a ich wodonośność są miększe oraz zajmują rozległe powierzchnie (Jokiel 2002a).



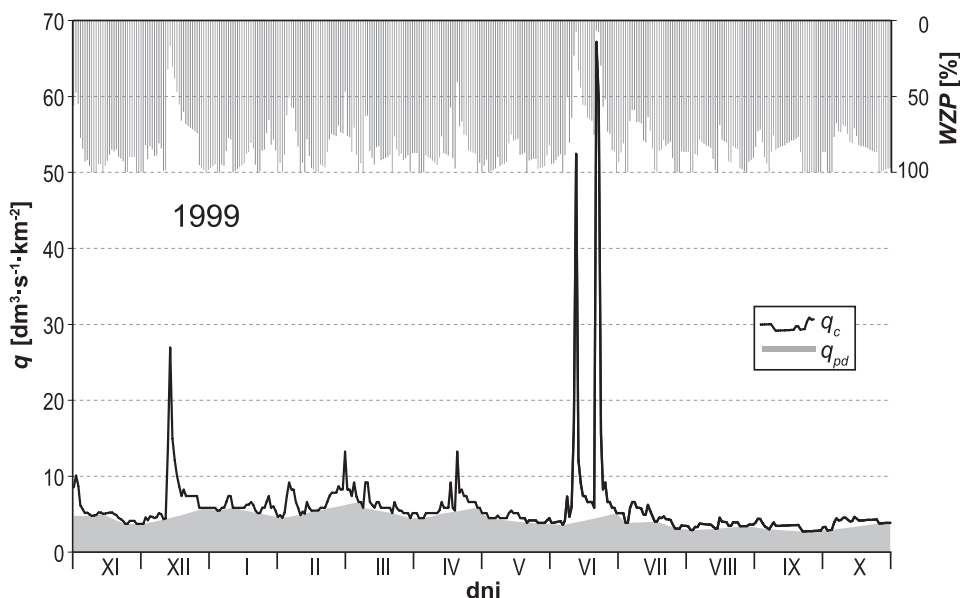
Rys. 3.9. Wzorcowa krzywa wysychania Dzierżąskiej w przekroju „Swoboda” (1998–2006)

Objaśnienia: Q_T – natężenie przepływu w dniu T ; R^2 – współczynnik dopasowania linii regresji (determinacji) – por. podrozdz. 11.1.H.

3.6. Formy odpływu

Rozpoznanie wielkości i dynamiki form odpływu rzecznego odgrywa ogromną rolę w identyfikacji reżimu rzecznego z uwagi na możliwość dokonywania dogłębnej oceny hydrologicznej i hydrogeologicznej struktury odpływu. Pozyskiwane w toku analiz informacje mogą być również bardzo przydatne dla gospodarki wodnej, zarówno w aspekcie szacowania i prognozowania wielkości zasobów wodnych, jak i eksploatacji modeli hydrologicznych.

Oceny sposobu zasilania koryta Dzierżąskiej dokonano, wyodrębniając dwie podstawowe składowe odpływu: odpływ podziemny (tzw. *base flow*) oraz spływ powierzchniowy i podpowierzchniowy, tworzące razem tzw. odpływ bezpośredni (*quick flow*). Wykonano rozdział dobowego hydrogramu przepływu w przekroju w „Swobodzie”, wykorzystując algorytm *ET* zaproponowany przez E. Tomaszewskiego (2001). Zastosowana metoda separacji dwu wymienionych wyżej form odpływu bazuje na analizie kształtu hydrogramu przepływu, a w szczególności na ocenie tempa recesji przepływu. Procedura obliczeniowa jest w pełni automatyczna (rys. 3.10) – por. podrozdz. 11.2.D.

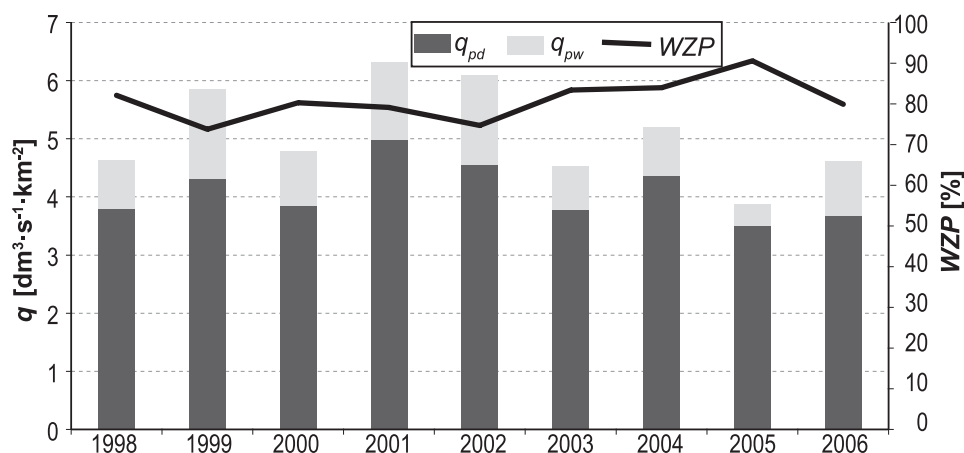


Rys. 3.10. Roczny wycinek hydrogramu przepływu z separacją wykonaną algorytmem *ET* (Dzierżazna – „Swoboda”)

Objaśnienia: q_c – odpływ jednostkowy (całkowity), q_{pd} – jednostkowy odpływ podziemny, *WZP* – współczynnik zasilania podziemnego.

W wyniku separacji hydrogramu przepływu całkowitego uzyskano dwa wektory dobowych odpływów: podziemnego i bezpośredniego (powierzchniowego i podpowierzchniowego), a w dalszym etapie wektor dobowych wartości współczynnika zasilania podziemnego *WZP* – por. podrozdz. 11.2.D. Po uwzględnieniu powierzchni zlewni uzyskano stosowne odpływy jednostkowe (q_c , q_{pd} , q_{pw}). Szeregi wartości dobowych przekształcono następnie w ciągi średnich miesięcznych.

Przeciętny odpływ całkowity ze zlewni w badanym okresie był nieco większy od $5,0 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$. Jednostkowy odpływ podziemny wynosił zaś $4,09 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$. Zatem średnio w wieloleciu prawie 81% wody pojawiającej się w korytach zlewni pochodziło z drenażu zasobów różnych typów wód podziemnych. Otrzymany współczynnik zasilania jest bardzo wysoki i w skali Polski dorównuje uzyskiwanym dla zlewni pojeziernych, krasowych i sandrowych (Jokiel 1994b). Przyczyną tego jest intensywny, trwały drenaż linijny i punktowy wód podziemnych bardzo zasobnego poziomu sandrowego (Jokiel 2002b, Moniewski 2004). Nie bez znaczenia jest też obecność kilku stawów przepływowych występujących w górnej części zlewni, których pojemność retencyjna ma wpływ na „wygładzanie” hydrogramu i pozorne zwiększenie udziału podziemnej składowej odpływu.



Rys. 3.11. Składowe odpływy rzeczne i współczynnik zasilania podziemnego

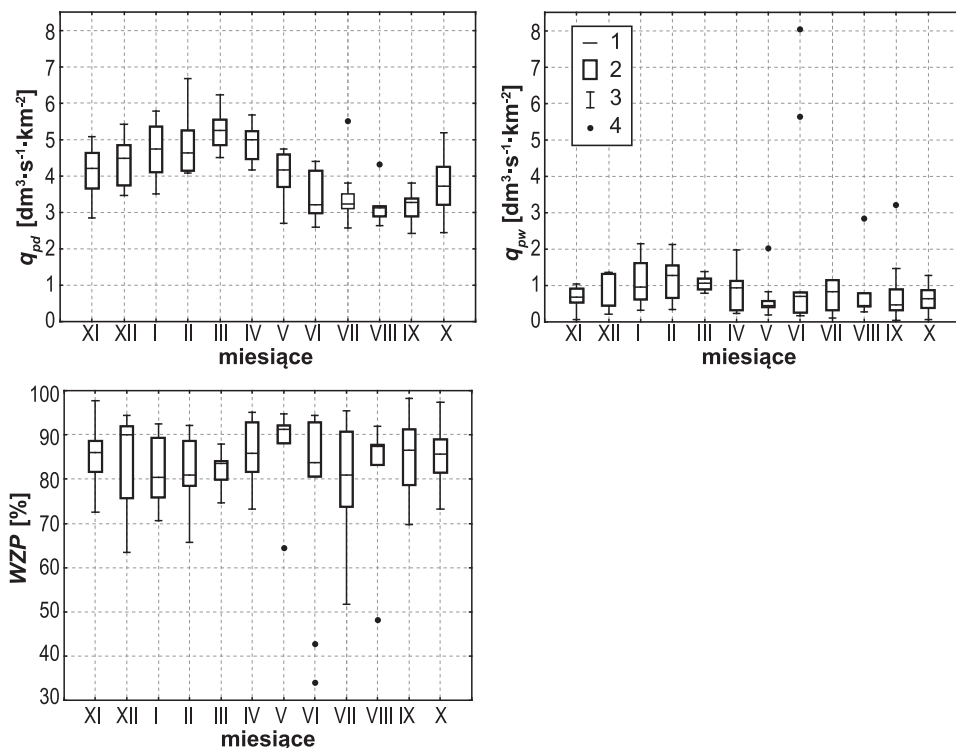
Objaśnienia: q_{pd} – jednostkowy odpływ podziemny; q_{pw} – jednostkowy odpływ bezpośredni (powierzchniowy i podpowierzchniowy); WZP – współczynnik zasilania podziemnego.

W badanym okresie żadna z wyróżnionych form odpływu nie wykazywała wyraźnej tendencji rosnącej czy malejącej (rys. 3.11). Warto jednak zwrócić uwagę na podwyższone współczynniki zasilania podziemnego, które pojawiły się w drugiej połowie wielolecia (2003–2006). Lata te charakteryzowały się także relatywnie niskimi odpływami całkowitymi i podziemnymi. Wyraźny spadek udziału zasilania podziemnego należy więc wiązać ze zmianą struktury bilansu wodnego zlewni, idącą w kierunku redukcji szybkich form odpływu, wywołaną częstymi roztopami śródzimowymi i brakiem bardzo wydajnych opadów letnich. Dodajmy jeszcze, że wzmiankowane czterolecie było okresem, w którym nadwyżki wezbraniowe nie równoważyły niedoborów niżówkowych (por. rys. 3.4–3.6).

W strukturze formowania odpływu podziemnego najważniejszą rolę odgrywało półroczcie chłodne (rys. 3.12). Choć najwyższe odpływy podziemne zanotowano w lutym (maksymalny $6,7 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$), to przeciętnie największe odpływy podziemne przypadały dopiero w marcu. Stosunkowo wyrównane zasilanie podziemne w poszczególnych miesiącach świadczy o występowaniu w zlewni dominującego „źródła” wód podziemnych. Jest nim niewątpliwie poziom wodonośny sandru grotnicko-lućmierskiego. Wody innych poziomów mają mniejsze znaczenie, a zmiany ich wydatku są widoczne głównie w miesiącach półrocza chłodnego, które charakteryzują się dużą zmiennością odpływu podziemnego i szerokim przedziałem jego zmienności (rys. 3.12 A).

Zasilanie wodami spływu powierzchniowego i podpowierzchniowego jest znacznie mniejsze – średnio ok. $1 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ – oraz nie ma już tak regularnego rytmu sezonowego, jak zasilanie podziemne (rys. 3.12 B). Choć w półroczu chłodnym szybkie formy odpływu mają nieco większe znaczenie, to rów-

niez w półroczu ciepłym pojawiają się wartości bardzo wysokie (przewyższające kilkakrotnie średnią). Zdarzają się więc lata, w których spływ powierzchniowy występuje niemal wyłącznie w trakcie wezbrań deszczowych.



Rys. 3.12. Wieloletnia zmienność średnich miesięcznych, jednostkowych odpływów podziemnych (A), sumy odpływów powierzchniowych i podpowierzchniowych (B) i współczynnika zasilania podziemnego (C)

Objaśnienia: 1 – średnia; 2 – zakres 50% liczebności; 3 – zakres trzech odchyłeń standardowych, 4 – elementy odstające.

W przeciwieństwie do średniego przebiegu wieloletniego, sezonowy rozkład współczynnika zasilania podziemnego miał charakter bardzo nieregularny (rys. 3.12 C). Większość miesięcy charakteryzowała się dużym zróżnicowaniem i silną asymetrią rozkładu współczynnika WZP w skali wielolecia. Spośród wszystkich miesięcy najwyższym przeciętnym współczynnikiem zasilania podziemnego i jednocześnie najmniejszą jego zmiennością wieloletnią odznaczał się maj. Co ciekawe, w miesiącach, które go poprzedzają i które po nim następowały, współczynniki były wyraźnie niższe. Świadczy to o szczególnie stabilnych warunkach zasilania podziemnego w tym miesiącu. Nie sposób nie powiązać tego z faktem, iż właśnie w maju przeciętne stany wód podziemnych w sandrze

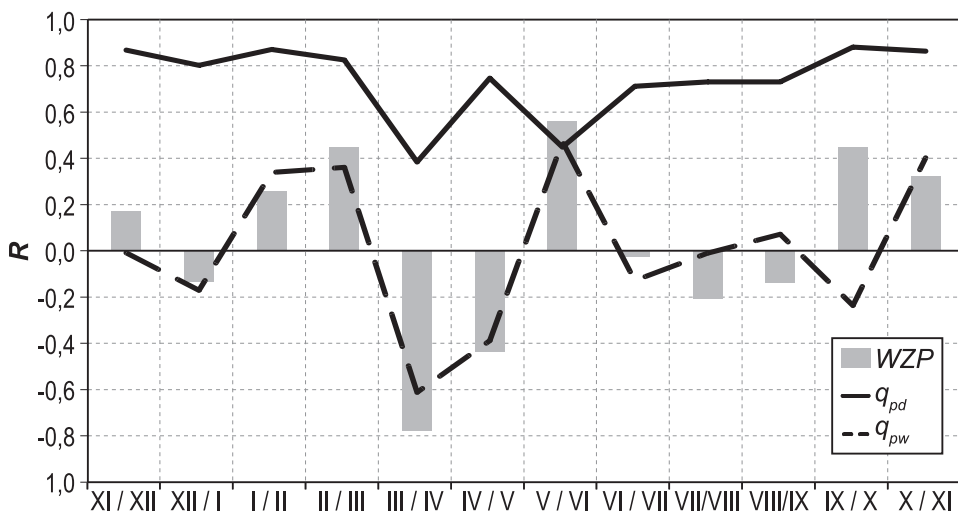
grotnicko-lućmierskim są najwyższe (piezometr Ciosny – por. rys. 2.1), a wydatki największych źródeł bijących na tym terenie (Rosanów i Ciosny) są wówczas relatywnie wysokie (Jokiel 2002b, Moniewski 2004).

Najwyższe współczynniki zasilania zanotowano w okresie od września do listopada, zaś najniższe (prawie trzykrotnie mniejsze od przeciętnych) wystąpiły w czerwcu. Można zatem stwierdzić, iż na rozkład sezonowy współczynnika zasilania wpływa nie tylko dyspersja odpływu podziemnego, lecz równie mocno oddziałuje zmienność sezonowa i wieloletnia czynników generujących zasilanie powierzchniowe oraz podpowierzchniowe. Warto przy tym podkreślić, iż w badanym wieloleciu miesięczne współczynniki zasilania podziemnego były zawsze większe od 80%, co ponownie wskazuje na ogromną retencyjność badanej zlewni.

3.7. Powiązania i korelacje

W toku badań oszacowano też korelację (por. podrozdz. 11.1.G) pomiędzy obiema formami odpływu w następujących po sobie miesiącach (rys. 3.13). W przypadku odpływu podziemnego „ładunek informacji” przekazywanej z miesiąca na miesiąc jest bardzo duży i istotny statystycznie. Korelacja jest zawsze dodatnia, a relatywnie słaby związek dotyczy marca i kwietnia oraz maja i czerwca. Wynika stąd, iż podziemne odpływy kwietnia i czerwca nie są wprost proporcjonalnie „zależne” od marcowych i majowych. Można to stosunkowo łatwo zinterpretować. Jeżeli wysokie odpływy podziemne wystąpiły w marcu (wczesna odwilż), to w kwietniu zapewne już nie wystąpią. Podobnie jest w przypadku maja i czerwca, z tym, że geneza tej drugiej prawidłowości wiąże się z terminem wystąpienia zwykle bardzo wydajnych opadów późnowiosennych i wczesnoletnich.

W wektorach miesięcznych spływów powierzchniowych i podpowierzchniowych oraz współczynników zasilania podziemnego inercja z miesiąca na miesiąc jest mniej wyraźna i przeważnie nieistotna statystycznie (rys. 3.13). Ujemne (istotne statystycznie) współczynniki korelacji dla marca/kwietnia i kwietnia/maja potwierdzają jeszcze dobitniej wcześniejszą tezę. Jeśli w marcu pojawi się duży spływ powierzchniowy (wezbranie roztopowe), to nie będzie go w kwietniu. Jeżeli wystąpią wysokie opady w kwietniu (wywołujące zwykle duży spływ powierzchniowy), to zapewne nie będzie ich w maju. Bardzo słabo skorelowane są natomiast odpływy bezpośrednie w sąsiadujących ze sobą miesiącach letnich. Dowodzi to jasno losowości czynnika sprawczego (opady nawałne) w skali roku i wielolecia. Natomiast jesień wydaje się w tym względzie „bardziej przewidywalna”.



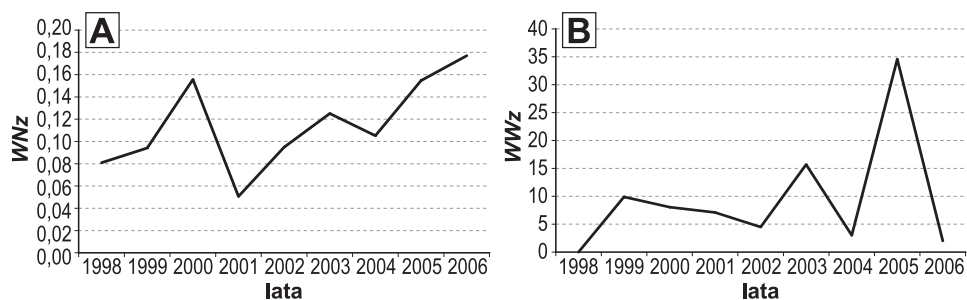
Rys. 3.13. Współczynniki korelacji między wybranymi charakterystykami odpływu sąsiednich miesięcy

Objaśnienia: R – współczynnik korelacji; WZP – współczynnik zasilania podziemnego; q_{pd} – jednostkowy odpływ podziemny; q_{pw} – jednostkowy odpływ bezpośredni (powierzchniowy i podpowierzchniowy).

Dość interesującym zagadnieniem są relacje występujące między fazami i formami odpływu w skali roku oraz w wieloleciu. Warto w tym miejscu podkreślić, iż formy odpływu zidentyfikowano tu w oparciu o kryterium genetyczne, zaś fazy odpływu – statystyczne. Zagadnienie to ilustrują dwa proste współczynniki, obrazujące stosunek zdefiniowanej wcześniej rocznej nadwyżki wezbraniowej (VwR) do rocznej objętości odpływu bezpośredniego ($V_{pw}R$) – WWz . Analogicznie obliczono stosunek rocznego niedoboru niżówkowego (VnR) do rocznej objętości odpływu podziemnego ($V_{pd}R$) – WNz (por. podrozdz. 11.2.E). Pokazują one w skali roku udział danej formy odpływu podczas określonej fazy odpływu, odniesiony do całkowitej objętości tej formy odpływu, waloryzując jednocześnie obie składowe genetyczne.

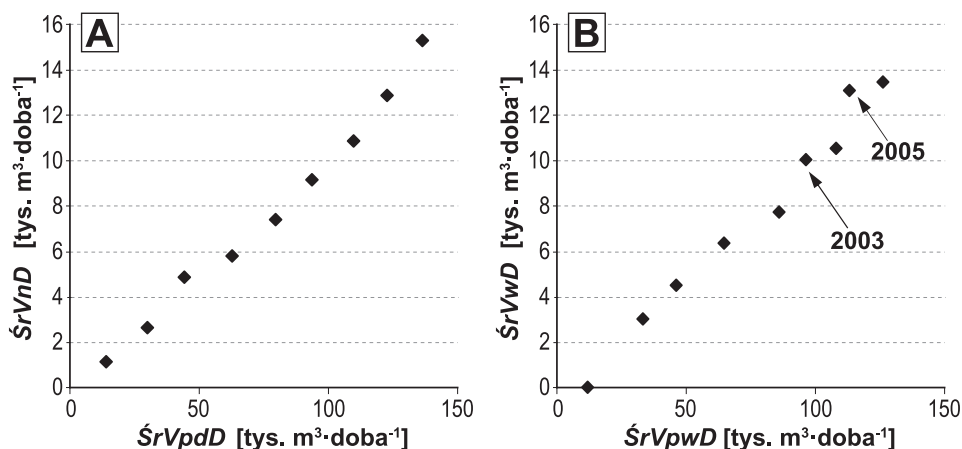
Przeciętnie w wieloleciu odpływ niżówkowy stanowił około 12% objętości całego rocznego odpływu podziemnego (rys. 3.14 A). Zatem potamiczne zasoby wód podziemnych zlewni nie są mocno zagrożone recesją w okresach niżówkowych, zwłaszcza że wartość współczynnika WNz była stosunkowo mało zmienna w badanym okresie, osiągając maksimum na poziomie 18%. W przypadku współczynnika WWz sytuacja była zgoła odmienna (rys. 3.14 B). Roczne nadwyżki wezbraniowe były przeciętnie 9-krotnie większe od sumy odpływu powierzchniowego i podpowierzchniowego, a w roku 2005 nawet 34-krotnie. Oznacza to, że w czasie okresów wezbraniowych następuje znaczna intensyfikacja drenażu wód podziemnych. Zatem

w czasie wezbrań, poza szybkimi formami odpływu, odpływa także ogromna masa wód pochodzących z zasilania podziemnego (podziemny odpływ krótkookresowy). Udział tej formy alimentacji jest tym większy, im bardziej wyrównane są przepływy w rzece. Warto podkreślić, że oba współczynniki (WNz i WWz) nie korelują ze sobą, co wskazuje na genetyczną odrębność czynników, które na nie wpływają.



Rys. 3.14. Wieloletni przebieg współczynników WNz i WWz

Objaśnienia: WNz – współczynnik niżówkowy; WWz – współczynnik wezbraniowy.



Rys. 3.15. Krzywe podwójnie kumulowane dla objętości form odpływu i odpowiadających im niedoborów (A) lub nadwyżek wody (B), wielolecie 1998–2006

Objaśnienia: $\bar{S}rV_{pd}D$ – średnia dobowa suma odpływu podziemnego; $\bar{S}rV_{pw}D$ – średnia dobowa suma odpływu powierzchniowego i podpowierzchniowego; $\bar{S}rVnD$ – średnia dobowa objętość niedoboru niżówkowego; $\bar{S}rVwD$ – średnia dobowa objętość nadmiaru wezbraniowego (por. podrozdz. 11.2.D–E).

Na ile powyższe prawidłowości są trwałe w wieloleciu, można ocenić na podstawie krzywych podwójnej masy (rys. 3.15, por. podrozdz. 11.1.A). Krzywa użykana dla niedoborów niżówkowych nie wykazuje wyraźnych załamów w bada-

nym okresie, co świadczy o względnej jednorodności czynników kształtujących tę relację. W przypadku nadwyżek wezbraniowych zaobserwować można dwa lata, w których doszło do znaczącego jej zachwiania (2003 i 2005). Z uwagi na brak porównywalnych materiałów trudno jednak wskazać na przyczyny tego faktu, zwłaszcza w kontekście możliwej niestacjonarności procesu formowania wezbrań rzecznych. Być może jest to echo przypadającego na te właśnie lata okresu zaniku szybkich form odpływu.

4.

Analiza trendów wieloletnich na przykładzie odpływów ekstremalnych ze zlewni środkowej Polski

Paweł Jokiel

*Statystyka to jedyna nauka, która pozwala różnym ekspertom
wyciągnąć różne wnioski na podstawie tych samych liczb.*

Evan Esar

4.1. Wprowadzenie

Środkowa Polska należy do tych regionów kraju, które cechują się bardzo małymi zasobami wodnymi i chwiejnym uwilgotnieniem, przy czym dotyczy to zarówno skali sezonowej, jak i wieloletniej. Efektem chwiejnego uwilgotnienia jest w tej części kraju niemal co dwa lata napięty bilans wodny, a jako konsekwencja tego zjawiska pojawiają się różnorodne problemy, nie tylko w racjonalnym gospodarowaniu wodą, lecz także w należyтым utrzymaniu ładunku ekologicznego i krajobrazowego.

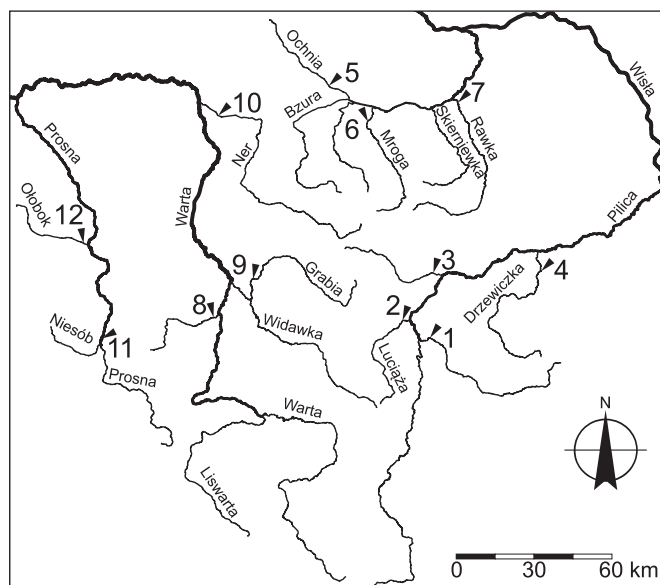
Jednym z ważniejszych aspektów badań nad konsekwencjami obserwowanego dziś globalnego ocieplenia jest identyfikacja i projekcja zmian, które mogą wystąpić w obrębie ekstremalnych zjawisk hydrologicznych, a w szczególności w odniesieniu do maksymalnych i minimalnych charakterystyk odpływu rzeczno-ego. Dotychczasowe wyniki badań i różnego rodzaju modele oraz scenariusze klimatyczne nie dają, jak dotąd, jednoznacznej odpowiedzi na pytanie: czy w wyniku obserwowanych zmian klimatu wzrasta (lub wzrośnie) częstotliwość i skala hydrologicznych zjawisk ekstremalnych w środkowej Polsce?

Prezentowany poniżej przykład statystycznej analizy danych wskazuje jedną z wielu możliwych dróg poszukiwania hydrologicznego „echa” obserwowanych w drugiej połowie XX w. zmian i fluktuacji klimatycznych. Zidentyfikowane zostaną kierunki oraz siła tych przemian w wieloletnich seriach miesięcznych i rocznych odpływów maksymalnych i minimalnych z 12 zlewni położonych w środkowej Polsce, a także pojawi się propozycja względnie obiektywnego rozpoznania ewentualnego porządku przestrzennego zmian, uchwycenia jego przyczyn i przewidzenia możliwych konsekwencji. Identyfikacja prawidłowości przestrzennych jest w tego rodzaju badaniach zagadnieniem bardzo istotnym, gdyż pozwala uchwycić tendencje regionalne i wyjaśnić lokalne. Wydaje się też, że trendy i prawidłowości uchwyczone w skali regionalnej dowodzą, iż ich przyczyną są zjawiska działające właśnie w skali regionalnej, a nawet szerszej. A stąd już krok do potwierdzenia klimatycznych uwarunkowań ewentualnych zmian hydrologicznych.

4.2. Odpływy charakterystyczne w wieloleciu

Analizie poddano materiał hydrometryczny pochodzący z 12 wodowskazów zamykających autochtoniczne zlewnie położone w środkowej Polsce (rys. 4.1, tab. 4.1). Podstawowym materiałem badawczym były codzienne przepływy tych rzek (Q_t – por. podrozdz. 11.2.A) pochodzące z wielolecia 1951–2002. Aby umożliwić analizy porównawcze, dobowe natężenia przepływu wyrażone w $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ zastąpiono odpływami jednostkowymi (q_t), których wymiarem są $\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ (por. podrozdz. 11.2.B). Wybrane, spośród tych danych miesięczne wartości ekstremalne utworzyły, dla każdej z badanych rzek, dwie macierze odpływów ekstremalnych (WqM i NqM – por. podrozdz. 11.2.C).

Druga połowa XX w. charakteryzowała się w środkowej Polsce wyraźną zmiennością klimatyczną (Kozuchowski [red.] 2000, Wibig 2001, Jokiel 2008), co w dużej mierze wpływało na wiele charakterystyk odpływu (Jokiel 2004, Bartnik, Jokiel 2001). Okres do 1965 r. odznaczał się częstym występowaniem wezbrań i niżówek oraz odpływami nieco poniżej przeciętnej. W latach 1966–1983 dominującym zjawiskiem hydrologicznym były liczne i duże wezbrania oraz stosunkowo rzadkie i płytkie niżówki. Dodajmy, że odpływy średnie były wówczas wyższe od średniej wieloletniej. Częste i głębokie niżówki, przy stosunkowo niskich odpływach średnich, były natomiast charakterystyczne dla lat 1983–1997. W późniejszym czasie (1997–2003) ponownie odnotowano wzrost częstości występowania wezbrań, a jednocześnie wyraźny wzrost odpływu i to zarówno w półroczu zimowym, jak i letnim (Bartnik, Jokiel 2005, Jokiel 2004). Wydaje się, iż taki obraz struktury odpływu w tym regionie występuje do dziś (Jokiel, Stanisławczyk 2012).



Rys. 4.1. Wybrane rzeki środkowej Polski (numery rzek jak w tab. 4.1)

Tabela 4.1 zawiera charakterystyczne odpływy jednostkowe z wybranych zlewni środkowej Polski (średni – SSq , najwyższy – WWq , najniższy – NNq) – por. podrozdz. 11.2.C. Zamieszczony w niej współczynnik zmienności dotyczy średnich miesięcznych odpływów jednostkowych z wielolecia ($CvSqM$) – por. podrozdz. 11.1.C. W dwu ostatnich kolumnach umieszczono terminy (miesiące i lata) pojawienia się ekstremów odpływu.

Zróżnicowanie przestrzenne średnich odpływów miesięcznych jest w tej części Polski dość duże i zawiera się w przedziale od $4,9 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ w zlewni Rawki (pominięto dane Ochni z uwagi na krótką serię pomiarową) do $10,1 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ w zlewni Czarnej Malenieckiej. Stosunkowo wysokie odpływy średnie (powyżej $8,0 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$) wystąpiły w zlewniach systemu Pilicy: Czarnej Malenieckiej, Luciąży i Drzewiczki. Niskie odpływy średnie (poniżej $4,0 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$) były zaś charakterystyczne dla zlewni dopływów Bzury: Ochni i Rawki.

Współczynnik zmienności odpływów średnich miesięcznych $CvSqM$ zawierał się w przedziale od 44% (Rawka) do 144% (Ochnia), przy średniej bliskiej 74% (tab. 4.1). Wartości najniższe były charakterystyczne dla prawostronnych dopływów Bzury: Mrogi i Rawki – znaczne zasoby wód podziemnych i duży udział podziemnego zasilania (Jokiel 1994b), zaś najwyższe (Ochnia, Ołobok, Oleśnica) dla zlewni o niskich opadach i małej retencji, w których dynamika odpływu zwiększana jest dodatkowo przez czynniki antropogeniczne (pobór wód powierzchniowych dla nawodnień i gospodarki na stawach hodowlanych, zrzuty komunalne wód pościekowych).

Tabela 4.1. Odpływy charakterystyczne wybranych rzek środkowej Polski

Lp.	Rzeka	Przekrój	Pow. zlewni	Seria danych	SSq	Cv_m [%]	WWq	NNq
			[km ²]	[lata]	[dm ³ ·s ⁻¹ ·km ⁻²]		[dm ³ ·s ⁻¹ ·km ⁻²]	
							data	
1.	Czarna M.	Dąbrowa	914	1951–2002	10,1	66	125 _{VIII, 1972}	0,33 _{VI, 1961}
2.	Luciąża	Kłudzice	506	1961–2002	8,7	68	152 _{VI, 1966}	0,55 _{VII, 1994}
3.	Wolbórka	Zawada	616	1951–2002	6,8	63	86 _{V, 1962}	0,24 _{VII, 1994}
4.	Drzewiczka	Odrzywół	1004	1951–2002	8,1	60	178 _{II, 1967}	0,59 _{V, 1959}
5.	Ochnia	Kutno	465	1966–1990	4,8	144	104 _{I, 1982}	0,02 _{wielokrotnie}
6.	Mroga	Bielawy	467	1961–2002	6,2	48	69 _{V, 1962}	0,86 _{VIII, 1995}
7.	Rawka	Kęszyce	1191	1951–2002	4,9	44	81 _{V, 1962}	0,32 _{IX, 1992}
8.	Oleśnica	Niechmirów	592	1951–2002	5,8	89	118 _{I, 1953}	0,32 _{VIII, 1992}
9.	Grabia	Grabno	811	1951–2002	7,1	82	106 _{II, 1953}	0,60 _{II, 1954}
10.	Ner	Dąbie	1712	1951–2002	7,0	63	50 _{III, 1979}	0,41 _{VI, 1970}
11.	Prosna	Mirków	1255	1951–2002	5,7	67	93 _{I, 1953}	0,23 _{VIII, 1952}
12.	Ołobok	Ołobok	447	1951–2002	5,0	92	72 _{VIII, 1985}	0,01 _{IX, 1954}

Objaśnienia: SSq – średni odpływ jednostkowy; $CvSqM$ – współczynnik zmienności odpływów miesięcznych; WWq – największy odpływ jednostkowy; NNq – najmniejszy odpływ jednostkowy.

Najwyższe odpływy jednostkowe w wieloleciu 1951–2002 zawierały się pomiędzy 50 dm³·s⁻¹·km⁻² (Ner) a 178 dm³·s⁻¹·km⁻² (Drzewiczka). Relatywnie wysokie WWq (powyżej 120 dm³·s⁻¹·km⁻²) wystąpiły w zlewniach trzech dopływów Pilicy: Czarnej Malenieckiej, Luciąży i Drzewiczki. Zauważmy, że za wyjątkiem Drzewiczki w pozostałych rzekach badanej części systemu Pilicy WWq odnotowywano głównie w miesiącach letnich (maj, czerwiec, sierpień) – w czasie wezbrań opadowych. Inaczej w zlewni Warty. Tu we wszystkich rzekach najwyższe odpływy jednostkowe wystąpiły w miesiącach zimowych (styczeń, luty, marzec) i były skutkiem wezbrań roztopowych lub złożonych.

Zaznacza się również zbieżność w czasie i w przestrzeni wezbrań ekstremalnych. Dla przykładu, w 1953 r. najwyższe odpływy jednostkowe zanotowano w trakcie wezbrania zimowego (w styczniu lub w lutym). Dotyczyło to Oleśnicy i Grabi (zlewnia Warty) oraz sąsiadującej z nimi od wschodu Prosny. Także w dwóch rzekach systemu Bzury oraz w położonej na południu

od nich Wolbórze najwyższe odpływy jednostkowe miały miejsce w tym samym miesiącu (tym razem w kwietniu 1962 r.). Odpływy WWq dla połowy z 12 wybranych zlewni wystąpiły w półroczu zimowym (w styczniu, lutym i marcu). W pozostałych rzekach absolutne maksima zdarzyły się w maju, czerwcu lub w sierpniu (półrocze ciepłe). Zwraca tu uwagę brak ekstremalnie wysokich wezbrań w lipcu.

Obliczone indeksy powodziowości K_{F-R} – Francou-Rodiera (por. podrozdz. 11.2.E) badanych rzek zawiera tab. 4.2. Ich wartości w większości przypadków nie przekraczają 2,0, a tylko w jednym są bliskie 2,5 (Drzewiczka). Średni indeks $\bar{K}_{F-R}$, uzyskany dla ponad 80 rzek Polski wynosi 1,93, zaś wartości ekstremalne mieszczą się w tym zbiorze w granicach od 4,31 do 0,12 (Jokiel, Tomalski 2004). Biorąc pod uwagę fakt, że najwyższe liczebności indeksu K_{F-R} w skali Polski znajdują się w przedziale od 1,5 do 2,5, można stwierdzić, że indeksy rzek regionu sytuują się właśnie w zakresie przedziału dominanty (por. podrozdz. 11.1.B). Zatem rzeki środkowej Polski, choćby tylko na tle rzek naszego kraju, charakteryzują się stosunkowo małą powodziowością.

Tabela 4.2. Indeksy powodziowości K_{F-R} Francou-Rodiera

Rzeka (num.)	Cz. Mal. (1)	Luciąża (2)	Wolbórka (3)	Drzew. (4)	Ochnia (5)	Mroga (6)	Rawka (7)	Oleśnica (8)	Grabia (9)	Ner (10)	Prosna (11)	Ołobok (12)
Indeks K_{F-R}	2,17	2,23	1,79	<u>2,50</u>	1,91	1,57	1,84	2,05	2,01	<u>1,47</u>	1,98	1,60

Obliczone NNq zawierały się w granicach od poniżej $0,02 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ (zlewnia Ołoboku i Ochni) do $0,86 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ (zlewnia Mrogi). Najniższe odpływy w regionie występowały w półroczu letnim (sierpień – trzy razy; czerwiec, lipiec i wrzesień – po dwa razy). W Ochni i w Ołoboku najgłębsze niżówki wystąpiły we wrześniu. Wyjątkiem jest Grabia, gdzie NNq zanotowano zimą (luty 1954 r.).

Minimalny odpływ jednostkowy ze zlewni Ochni ($0,02 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$) w wieoleciu 1966–1990 wystąpił aż pięciokrotnie. Trzy razy w 1989 r. (lipiec, sierpień, wrzesień) i dwa razy w 1990 r. (sierpień, wrzesień). Są to lata, które rozpoczynają wyróżniony przez autora (Jokiel 2004) okres bardzo niskich odpływów jednostkowych w środkowej Polsce, trwający od 1986 do 1995 r. W tym czasie ekstremalnie niskie odpływy i bardzo głębokie niżówki zanotowano także w zlewniach dopływów Pilicy (Wolbórka, Luciąża), Bzury (Rawka, Mroga, Ochnia) oraz w zlewni Oleśnicy. W pozostałych zlewniach (Drzewiczka, Czarna Maleniecka, Prosna, Ołobok i Grabia) absolutne minima wystąpiły w suchych latach 50. Tylko w Nerze minimum odpływu pojawiło się w okresie stosunkowo wilgotnym – 1970 r.

4.3. Zmienność ekstremalnych odpływów miesięcznych

Ważnym elementem służącym identyfikacji reżimu rzeczno jest skala zmienności odpływów w jednoimiennych miesiącach, a w szczególności zmienność wieloletnia występujących tu ekstremów. Tabele 4.3 i 4.4 prezentują różne aspekty zmienności, maksymalnych i minimalnych, miesięcznych odpływów jednostkowych w wieloleciu 1951–2002. Wyróżniono współczynniki $CvWqM$ większe od średniej dla danej zlewni.

Relatywnie małą zmiennością miesięcznych odpływów maksymalnych ($CvWqM < 100\%$) odznaczały się Mroga, Rawka, Prosna i Ner (tab. 4.3 A). Ner był też rzeką o najbardziej stabilnym odpływie maksymalnym. Zmienność maksimów miesięcznych zawierała się tutaj pomiędzy 51% w kwietniu a 111% w sierpniu. Zatem postępująca urbanizacja zlewni (wzrost udziału powierzchni słabo- i nieprzepuszczalnych) oraz zrzuty wód burzowych z kanalizacji miejskiej Łodzi nie doprowadziły w Nerze do istotnego wzrostu zmienności miesięcznych maksimów odpływu w badanym przekroju. Zdecydowanie najbardziej „nieprzewidywalna”, gdy idzie o maksima odpływu, była natomiast Ochnia. Zmienność jej maksimów miesięcznych w wieloleciu wyraźnie odbiegała od notowanej dla innych rzek.

Średni współczynnik zmienności maksymalnych odpływów miesięcznych obliczony na podstawie danych z 12 badanych rzek regionu wyniósł ok. 101%. Średnia zmienność w miesiącach półrocza chłodnego była w regionie mniejsza od 100% (za wyjątkiem stycznia), a w półroczu ciepłym wyższa od 100% (oprócz września) – tab. 4.3 B. Największą zmiennością maksimów w wieloleciu odznaczał się w regionie lipiec (wezbrania lub niżówki letnie), zaś najmniejszą – grudzień.

Z analiz jasno wynika, że większa zmienność wieloletnia maksimów odpływu występuje w miesiącach półrocza ciepłego. Wyjątek stanowi Rawka, gdzie wartości $CvWqM$ są mało zróżnicowane sezonowo. Szczególnie duży kontrast między współczynnikami zmienności uzyskanymi dla miesięcy obu półroczy dotyczy Ołoboku, Ochni i Neru.

Miesiącem półrocza chłodnego, którego wieloletnia zmienność odpływów maksymalnych była zwykle większa od średniej dla danej zlewni był styczeń. Dotyczyło to siedmiu z dwunastu zlewni (Wolbórki, Drzewiczki, Mrogi, Rawki, Oleśnicy, Grabi, Prosny). Zlewnie te na obszarze środkowej Polski tworzą pas biegnący z północnego wschodu na południowy zachód. Miesiącami, których $CvWqM$ tylko raz przekroczyły średnią, były grudzień, luty i marzec. Sytuacja taka wystąpiła w przypadku trzech rzek: Czarnej Malenieckiej – grudzień, Drzewiczki – luty, Rawki – marzec). Rzeki te płyną we wschodniej części środkowej Polski. Dwie z nich odwadniają obszary wyżynne, zaś trzecia dynamiką i strukturą odpływu przypomina ciekły wyżynne (Jokiel 2004).

W półroczu ciepłym współczynniki zmienności odpływów maksymalnych dużo częściej przekraczały średnią niż w chłodnym (tab. 4.3 A). Dla czterech z dwunastu wybranych rzek (Wolbórka, Ochnia, Grabia, Ner) zmienność odpływu maksymalnego przekroczyła średnią aż w pięciu miesiącach letnich. Zlewnia Ołoboku, jako jedyna, charakteryzowała się współczynnikiem zmienności przekraczającym średnią w całym półroczu ciepłym. Równocześnie tylko w przypadku trzech rzek zmienność maksimów września była wyższa od przeciętnej.

Przeciętna zmienność wieloletnia minimów miesięcznych w odniesieniu do całego zbioru rzek była wyraźnie mniejsza od uzyskanej dla maksimów. Obliczone współczynniki średnie mieściły się pomiędzy 30% w przypadku prawych dopływów Bzury (Mroga i Rawka) a 94% dla Ochni (tab. 4.4 A). Zakresy zmienności współczynników dla jednoimiennych miesięcy były także węższe. Przeciętny dla regionu współczynnik zmienności wieloletniej miesięcznych odpływów minimalnych wynosił 48%, przy czym najbardziej zmienne były minima lipca, a zwłaszcza sierpnia (we wszystkich rzekach zanotowano w tym miesiącu zmienność większą od średniej), zaś najmniej zmienne – minima października (we wszystkich rzekach Cv_{NqM} było mniejsze od przeciętnej) – tab. 4.4 A, B. Przyczyny tego są oczywiście złożone, ale w najprostszym ujęciu sierpień jest w regionie miesiącem najgłębszych niżówek letnich, a jednocześnie okresem częstych wezbrań opadowych i bardzo zróżnicowanego parowania (Bartnik, Jokiel 2001). W efekcie klimatyczny bilans wodny tego miesiąca jest niemal zawsze ujemny ($\dot{S}rKBWM - 44$ mm) i najmniejszy spośród wszystkich miesięcy roku (Jokiel 2008) – por. podrozdz. 11.2.F. Względna stabilność minimów w październiku jest natomiast skutkiem małej zmienności miesięcznych opadów i parowania terenowego oraz dużego i trwałego w czasie zasilania podziemnego rzek (Jokiel 2004).

Wyższe od przeciętnej współczynniki zmienności miesięcznych odpływów minimalnych, podobnie jak ich odpowiedniki w przypadku odpływów maksymalnych, częściej występowały w półroczu ciepłym niż w chłodnym. Różnica między zlewniami była tu jednak mniej wyraźna (tab. 4.4 A).

Najwyższa zmienność wieloletnia miesięcznych odpływów minimalnych w półroczu chłodnym występowała przeważnie w lutym – w 10 spośród 12 wybranych rzek. Mała zmienność minimów dotyczyła zwykle miesięcy wiosennych (marzec, kwiecień). Przewagą „zimowej” zmienności minimów nad „letnią” charakteryzowały się Czarna Maleniecka, Mroga i Grabia. Odwrotna sytuacja dotyczyła zaś Łuciąży, Wolbórki, Drzewiczki i Ołoboku. W pozostałych zlewniach różnice między półroczami nie były wyraźnie zaznaczone. Półrocze ciepłe w stosunku do chłodnego wyróżnia się też kumulacją wysokich $Cv_{m(min)}$ w mniejszej liczbie miesięcy (zwykle w czerwcu, lipcu i sierpniu). Współczynniki zmienności miesięcznych odpływów maksymalnych są przeciętnie ponad dwukrotnie większe od zmienności miesięcznych odpływów minimalnych. Relacja ta jest mocno zachwiana w przypadku Neru, gdzie zmienność minimów jest „zbyt duża” w stosunku do zmienności maksimów.

Tabela 4.3. Współczynnik zmienności $CvWqM$ [%] maksymalnego miesięcznego odpływu jednostkowego wybranych rzek środkowej Polski w wieloletniu 1951–2002

A/numer	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Rzeka	Czarna M.	Luciąża	Wolbórka	Drzewiczka	Ochnia	Mroga	Rawka	Oleśnica	Grabia	Ner	Prosna	Ołobok
XI	67	<u>117</u>	<u>126</u>	76	147	68	48	107	104	54	69	73
XII	108	83	77	69	106	58	43	71	84	59	62	78
I	89	94	<u>115</u>	<u>111</u>	146	<u>83</u>	<u>76</u>	<u>135</u>	<u>108</u>	69	<u>113</u>	90
II	57	96	89	<u>151</u>	116	54	64	91	96	61	80	79
III	92	64	87	77	116	63	<u>73</u>	87	62	52	79	66
IV	<u>124</u>	76	96	92	144	57	<u>74</u>	68	93	51	64	69
V	<u>134</u>	95	<u>150</u>	105	<u>212</u>	<u>114</u>	<u>157</u>	80	<u>109</u>	<u>70</u>	65	<u>115</u>
VI	<u>136</u>	<u>123</u>	<u>157</u>	<u>134</u>	<u>204</u>	<u>81</u>	59	80	<u>112</u>	<u>75</u>	75	<u>130</u>
VII	<u>141</u>	<u>178</u>	<u>117</u>	<u>132</u>	<u>175</u>	<u>120</u>	<u>108</u>	<u>205</u>	<u>161</u>	<u>92</u>	<u>109</u>	<u>178</u>
VIII	80	<u>142</u>	<u>128</u>	<u>150</u>	<u>203</u>	<u>99</u>	67	<u>160</u>	<u>152</u>	<u>111</u>	<u>144</u>	<u>230</u>
IX	<u>105</u>	67	84	66	143	50	39	108	84	<u>80</u>	69	<u>113</u>
X	76	98	<u>114</u>	99	<u>164</u>	54	46	<u>156</u>	<u>120</u>	60	<u>98</u>	<u>119</u>
Średnia	101	103	112	105	156	75	71	112	107	69	85	112
Średnie miesięczne												
B/miesiąc	XI	XII	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
12 rzek	88	75	103	86	77	84	117	114	143	139	84	100

Objaśnienia: podkreślono zmienność większą od średniej rocznej.

Tabela 4.4. Współczynnik zmienności C_v/V_qM [%] minimalnego, miesięcznego odpływu jednostkowego wybranych rzek środkowej Polski w wieloletniu 1951–2002

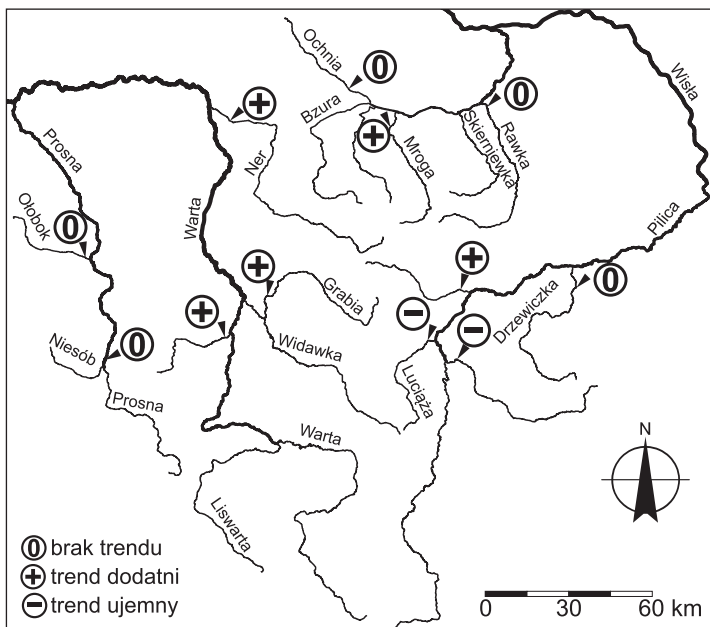
A/numer	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Rzeka	Czarna M.	Luciąża	Wolbórką	Drzewiczka	Ochnia	Mroga	Rawka	Oleśnica	Grabia	Ner	Proсна	Ołobok
XI	<u>48</u>	35	33	39	86	27	29	<u>60</u>	<u>50</u>	38	40	47
XII	<u>48</u>	43	38	<u>44</u>	<u>113</u>	<u>35</u>	30	<u>57</u>	<u>62</u>	46	41	56
I	<u>48</u>	46	39	<u>42</u>	82	<u>32</u>	30	47	<u>50</u>	<u>53</u>	<u>45</u>	53
II	<u>49</u>	<u>52</u>	<u>42</u>	39	89	<u>33</u>	<u>34</u>	<u>58</u>	<u>53</u>	<u>61</u>	<u>46</u>	<u>58</u>
III	43	42	35	37	87	<u>32</u>	30	44	44	49	39	52
IV	43	41	35	30	<u>118</u>	29	26	40	47	49	36	<u>61</u>
V	43	<u>47</u>	39	37	67	29	30	46	<u>55</u>	29	38	<u>61</u>
VI	38	<u>49</u>	<u>42</u>	<u>42</u>	50	28	29	48	42	42	<u>44</u>	<u>67</u>
VII	<u>50</u>	<u>55</u>	<u>43</u>	<u>45</u>	<u>135</u>	29	<u>31</u>	<u>55</u>	44	<u>89</u>	<u>43</u>	<u>61</u>
VIII	<u>57</u>	<u>63</u>	<u>51</u>	<u>41</u>	<u>124</u>	<u>35</u>	<u>34</u>	<u>61</u>	<u>52</u>	<u>58</u>	<u>47</u>	<u>58</u>
IX	<u>56</u>	46	37	<u>45</u>	<u>114</u>	29	28	50	45	<u>61</u>	39	54
X	45	32	32	39	67	27	26	47	44	41	36	47
Średnia	47	46	39	40	94	30	30	51	49	51	41	56
Średnie miesięczne												
B/miesiąc	XI	XII	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
12 rzek	44	51	47	51	44	46	43	43	57	57	50	40

Objaśnienia: jak do tab. 4.3.

4.4. Trendy miesięcznych odpływów ekstremalnych

Wieloletnia zmienność ekstremalnych odpływów jednostkowych w środkowej Polsce jest kształtowana głównie przez fluktuacje i zmiany klimatycznych składowych bilansu wodnego, a także przez wieloletnie zmiany w wektorze *quasi*-stacjonarnych charakterystyk zlewni, sieci rzecznej i odpływu, wynikające z antropogenicznych zmian w ich zagospodarowaniu i przemian w strukturze gospodarki wodnej.

By ustalić, w jakim kierunku zmierzają obserwowane zmiany w zakresie ekstremalnych odpływów jednostkowych wybranych rzek, wyznaczone zostały trendy maksimów i minimów rocznych WqR i NqR – por. podrozdz. 11.1.H. Istotność trendów weryfikowano testem F-Snedecora na poziomie $\alpha = 0,05$ – por. podrozdz. 11.1.J. Wyniki zamieszczono na rys. 4.2 i 4.3.



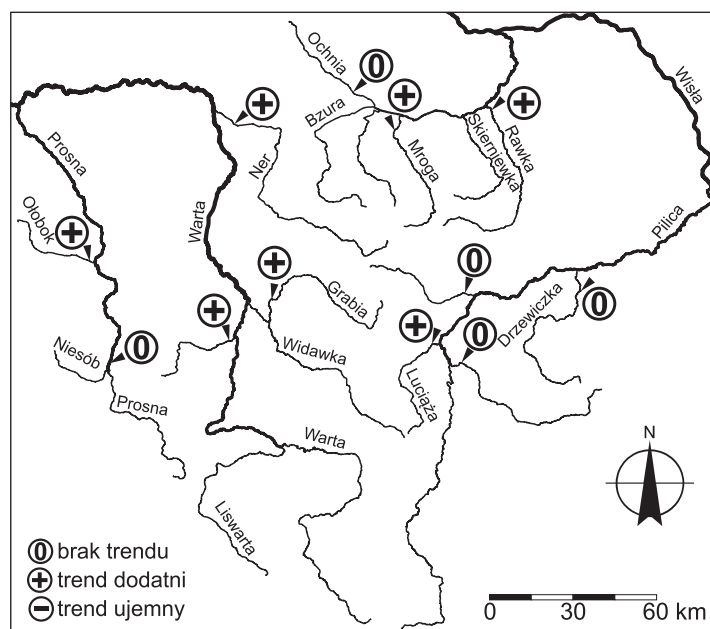
Rys. 4.2. Istotne trendy maksymalnych rocznych odpływów jednostkowych w wieloleciu 1951–2002 dla wybranych rzek środkowej Polski

W ciągu wielolecia 1951–2002 maksima roczne odpływu jednostkowego uległy największym zmianom w centralnej części środkowej Polski (rys. 4.2). Trendy istotne statystycznie zaobserwowano w przypadku siedmiu rzek. Ich zlewnie położone są w pasie biegnącym z południowego wschodu ku północnemu zachodowi. W przypadku pięciu rzek maksymalne roczne odpływy jednostkowe istotnie wzrosły. Systematyczny wzrost maksimów odnotowano w rzekach

z centralnej i północno-zachodniej części regionu (zlewnia Warty oraz Wolbórka i Mroga). Natomiast w przypadku dwóch dopływów Pilicy maksima istotnie mały (Czarna Maleniecka, Luciąża).

Również minimalne roczne odpływy jednostkowe wzrosły w zlewni Warty (poza Prosną). Wzrost taki zaznaczył się również w Mrodze, Rawce i Luciąży. Warto podkreślić, że w badanym zbiorze nie odnotowano ani jednego istotnego trendu malejącego NqR (rys. 4.3).

Podsumowując tę część, wypada podkreślić, że w środkowej Polsce zarówno maksima, jak i minima roczne odpływu zwykle wzrastały, choć nie zawsze równolegle. Tylko w przypadku dopływów Warty i Mrogi wzrost dotyczył zarówno odpływów maksymalnych, jak i minimalnych. W trzech rzekach nie odnotowano żadnych istotnych trendów w obu wektorach rocznych ekstremów odpływu (Proсна, Ochnia, Drzewiczka).



Rys. 4.3. Istotne trendy minimalnych rocznych odpływów jednostkowych w wieloletnim okresie 1951–2002 dla wybranych rzek środkowej Polski

Jednym z istotniejszych współczesnych problemów badawczych wydaje się poszukiwanie istotnych przemian w sezonowej strukturze odpływu, gdyż ona jest najczulszym elementem zmian reżimu oraz zwykle najszybciej reaguje na zmiany i fluktuacje klimatyczne. Jedną z metod pozwalających dość szybko i łatwo dokonać analizy tej zmiennej reżimowej jest identyfikacja ewentualnych trendów w wektorach miesięcznych maksimów i minimów odpływu (tab. 4.5).

Tabela 4.5. Kierunki istotnych trendów ekstremów miesięcznych

Rzeka/miesiąc		XI	XII	I	II	III	IV		V	VI	VII	VIII	IX	X
Czarna M. 1	<i>WqM</i>	o	–	o	–	–	o		o	o	o	o	o	o
	<i>NqM</i>	+	+	+	+	+	+		+	+	+	+	+	+
Luciąża 2	<i>WqM</i>	–	–	o	–	–	o		–	o	o	o	o	o
	<i>NqM</i>	–	o	+	o	o	o		–	–	–	–	–	o
Wolbórka 3	<i>WqM</i>	o	o	o	–	–	o		o	+	o	o	o	o
	<i>NqM</i>	+	+	+	+	+	+		o	o	o	o	o	+
Drzewiczka 4	<i>WqM</i>	o	o	o	–	o	o		–	o	o	o	o	o
	<i>NqM</i>	o	o	o	o	o	o		o	o	o	o	o	o
Ochnia 5	<i>WqM</i>	o	o	o	–	o	–		o	o	o	o	o	o
	<i>NqM</i>	o	o	o	–	–	–		–	–	o	o	o	o
Mroga 6	<i>WqM</i>	–	–	o	–	–	o		–	o	o	–	o	o
	<i>NqM</i>	–	–	o	o	–	o		–	–	–	–	–	–
Rawka 7	<i>WqM</i>	o	o	o	–	–	o		o	o	o	–	o	o
	<i>NqM</i>	o	o	o	o	o	o		–	o	–	–	–	o
Oleśnica 8	<i>WqM</i>	o	o	o	o	o	o		o	o	+	o	o	o
	<i>NqM</i>	o	o	o	o	o	o		–	o	o	o	o	o
Grabia 9	<i>WqM</i>	o	o	o	o	o	o		o	o	o	o	+	o
	<i>NqM</i>	+	o	+	+	+	o		o	o	o	o	o	o
Ner 10	<i>WqM</i>	o	o	+	o	o	+		o	+	o	o	+	+
	<i>NqM</i>	+	+	+	+	+	+		o	+	+	+	+	+
Prosna 11	<i>WqM</i>	o	o	o	o	o	o		o	o	o	o	o	o
	<i>NqM</i>	+	+	+	+	+	+		o	+	+	o	+	+
Ołobok 12	<i>WqM</i>	o	o	o	o	o	+		o	o	+	o	+	o
	<i>NqM</i>	o	–	–	o	o	o		o	+	+	+	+	o

Objaśnienia: „o” – brak trendu; „+” – trend rosnący; „–” – trend malejący.

W obrębie 144 wektorów maksymalnych miesięcznych odpływów jednostkowych *WqM* przeprowadzona analiza ujawniła 23 istotne trendy malejące (półrocze chłodne – 18, półrocze ciepłe – 5). Towarzyszyło im 11 trendów rosnących (półrocze chłodne – 3, półrocze ciepłe – 8). Miesiącami, w których zanotowano relatywnie dużo trendów spadkowych były luty i marzec (tab. 4.5). Natomiast w ujęciu przestrzennym i sezonowym najwięcej trendów ujemnych wystąpiło w zlewniach systemów Pilicy i Bzury oraz w półroczu chłodnym. W zlewni Warty częstsze były trendy rosnące, przy czym notowano je zwykle w miesiącach półrocza ciepłego. Do rzek odznaczających się najwyraźniej zaznaczonym trendem malejącym maksimum należy zaliczyć Luciążę i Mrogę. W ich przypadku miesięczne odpływy maksymalne zmniejszały się istotnie aż w czterech miesią-

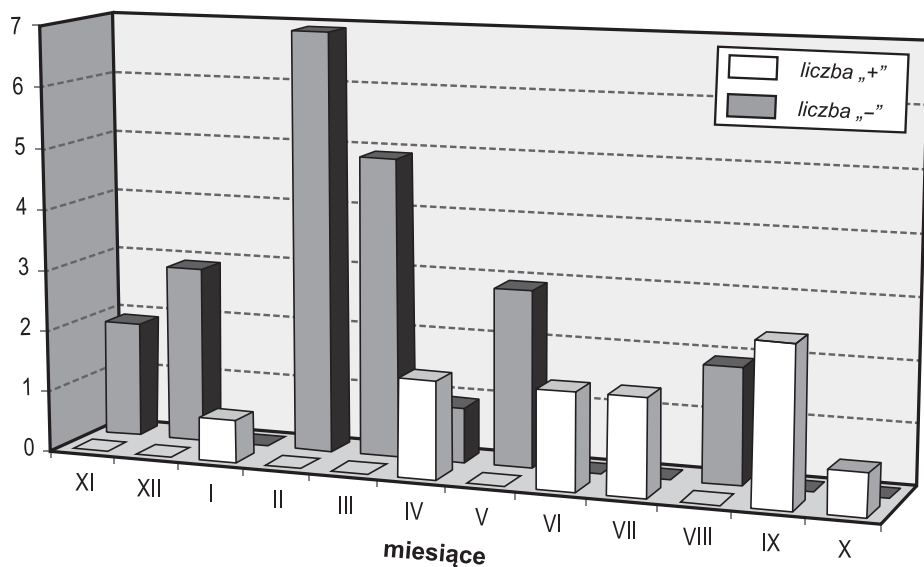
cach półrocza chłodnego (listopad, grudzień, luty, marzec). Jednocześnie w trzech zlewniach (Oleśnicy, Grabi i Prośnie) w miesiącach półrocza chłodnego nie odnotowano żadnego istotnego trendu.

Przyczyną dominacji trendów ujemnych w odpływach maksymalnych półrocza chłodnego wydają się zmiany klimatyczne, polegające na systematycznym wzroście średniej temperatury miesięcy zimowych w badanym półwieczu oraz na coraz częstszych jej przejściach przez próg 0°C. W konsekwencji na przestrzeni coraz większej liczby lat odnotowuje się w tej części Polski brak dużych, typowych niegdyś dla początku wiosny, wezbrań roztopowych. Łagodne zimy sprzyjają zaś występowaniu kilku mniejszych wezbrań roztopowych.

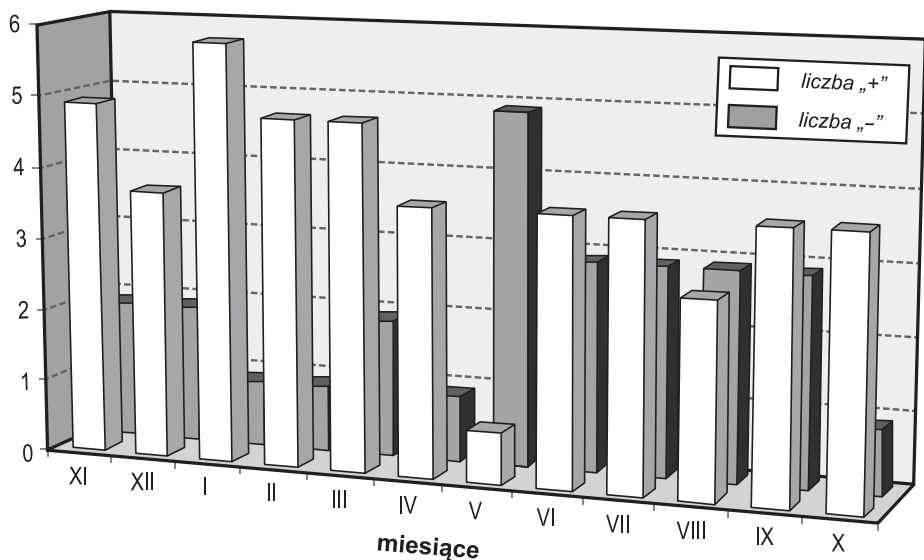
W półroczu ciepłym istotne trendy były nieliczne, a dominującym kierunkiem był wzrost odpływu (tab. 4.5). Istotny trend ujemny wystąpił pięciokrotnie, ale – podobnie jak w półroczu chłodnym – dotyczył tylko dopływów Pilicy i Bzury. Miało to miejsce w maju i w sierpniu (rys. 4.4). Istotne trendy dodatnie wystąpiły zaś głównie w odpływach rzek systemów Warty i Prosny. Swoistym wyjątkiem był rosnący trend miesięcznych odpływów maksymalnych Wolbórki, który dotyczył czerwca. W przypadku trzech rzek (Czarna Maleniecka, Ochnia i Prosna) odpływy maksymalne półrocza ciepłego nie ulegały istotnym zmianom w ciągu wielolecia. Dodać też wypada, że w przypadku Prosny maksima odpływu wszystkich miesięcy nie wzrosły ani nie zmalały w ciągu badanego wielolecia.

Reasumując, warto zauważyć, iż w rzekach środkowej Polski w półroczu chłodnym miesięczne odpływy maksymalne (WqM) przeważnie malały, zaś w półroczu ciepłym – zwykle rosły. Różnice pojawiają się również w aspekcie przestrzennym. W systemie Warty maksima miesięczne (zwłaszcza półrocza ciepłego) dość często rosły, natomiast w zlewniach Pilicy i Bzury (w szczególności w półroczu chłodnym) – przeważnie malały. Chociaż maj należy do półrocza letniego, a kwiecień do chłodnego, to liczebności kierunków istotnych trendów są w obu miesiącach odwrócone (rys. 4.4).

W przypadku minimalnych odpływów miesięcznych w badanym wieloleciu wystąpiło dwukrotnie więcej trendów istotnych niż w seriach odpływów maksymalnych. Dominowały trendy dodatnie i było to widoczne w obu półroczach (rys. 4.5). W 144 wektorach NqM zanotowano 49 istotnych trendów rosnących i 27 malejących (tab. 4.5). Cztery rzeki charakteryzowały się wzrostem minimalnego odpływu jednostkowego we wszystkich miesiącach półrocza chłodnego (Czarna Maleniecka, Wolbórka, Ner, Prosna). Także w przypadku Grabi wystąpił wzrost odpływów minimalnych w aż czterech miesiącach tego półrocza. Zmniejszanie się odpływów minimalnych w półroczu chłodnym odnotowano w przypadku trzech rzek: Ochni, Mrogi i Ołoboku. Trendy ujemne wystąpiły w nich co najmniej w jednym miesiącu półrocza chłodnego. Odpływy minimalne Drzewiczki, Rawki i Oleśnicy nie wykazywały żadnych istotnych tendencji w tym półroczu.



Rys. 4.4. Liczba istotnych trendów dodatnich i ujemnych w wektorach maksymalnych miesięcznych odpływów jednostkowych z wybranych zlewni środkowej Polski w wieloleciu 1951–2002



Rys. 4.5. Liczba istotnych trendów dodatnich i ujemnych w wektorach minimalnych miesięcznych odpływów jednostkowych z wybranych zlewni środkowej Polski w wieloleciu 1951–2002

W półroczu ciepłym pojawiła się nieznaczna przewaga liczby trendów dodatnich nad ujemnymi (rys. 4.5). Podobnie jak w półroczu chłodnym, minima miesięczne wzrastały istotnie w Czarnej Malenieckiej, w Nerze i w Prośnie. W grupie tej znalazł się również Ołobok, którego niskie odpływy miesięczne wzrastały istotnie w czterech miesiącach letnich i jesiennych (tab. 4.5). Jednocześnie czerwiec, lipiec, sierpień i wrzesień charakteryzowały się w badanej grupie zlewni podobną liczbą trendów o przeciwnych znakach, jednak z niewielką przewagą tendencji dodatnich. Inaczej wyglądało to w maju i październiku. W pierwszym dominowały spadki minimów, w drugim pojawiła się istotna przewaga wzrostów (rys. 4.5). Warto też zauważyć, iż trendy malejące NqM (w obu półroczach) pojawiły się głównie w dopływach Bzury (Ochnia, Mroga, Rawka), a także w sąsiedniej Luciąży.

Dane w tab. 4.5 umożliwiają analizę zbieżności kierunków trendów w odniesieniu do obu ekstremów oraz w układach: sezonowym i przestrzennym. Spadek odpływów minimalnych i maksymalnych zanotowano równocześnie w Mrodze (5 miesięcy), Ochni i Luciąży (2 miesiące). Równoczesny wzrost obu odpływów charakterystycznych cechował natomiast Ner (5 miesięcy) i Ołobok (2 miesiące). W przypadku lutego i marca (Czarna Maleniecka i Wolbórka) oraz grudnia maksima miesięczne istotnie malały, a minima rosły.

Próby waloryzacji skali i kierunków zmian wieloletnich w odpływach ekstremalnych (maksymalnych i minimalnych) badanego zbioru zlewni można dokonać w sposób bardzo prosty w oparciu o system punktowy. Jest to metoda subiektywna, lecz w tym przypadku może przynieść oczekiwane rezultaty.

Przyjmijmy, że jeżeli w danym miesiącu wystąpił jeden trend istotny, to w zależności od jego kierunku przyznamy wartość 1 lub -1 . Gdy w danym miesiącu zidentyfikowano dwa istotne trendy o tym samym kierunku, liczba punktów będzie równa sumie tych punktów (w przypadku dwóch trendów o przeciwnych znakach – równa 0). Za brak istotnego trendu przyznamy konsekwentnie 0. Zatem teoretyczna liczba punktów możliwa do uzyskania w danym miesiącu i w odniesieniu do danej rzeki może zmieniać się od -2 (dwa trendy malejące) do $+2$ (dwa trendy rosnące w przypadku obu ekstremów). W tym systemie przyjmujemy, że wagi danych kierunków trendów są jednakowe, a także, że przeciwne kierunki trendów w odniesieniu do obu odpływów charakterystycznych się znoszą. Szczególnie to drugie założenie nakazuje ostrożność interpretacyjną.

Sumy przyznanych punktów obliczono zarówno w układzie miesięcznym, jak i dla poszczególnych zlewni (tab. 4.6 A i B). Największe systematyczne zmiany w zakresie ekstremów miesięcznych dotknęły Neru, Czarnej Malenieckiej i Prośny (częsty wzrost odpływów) oraz Mrogi i Luciąży (częsty spadek odpływów). Także w Ochni i Rawce liczne ekstrema miesięczne systematycznie malały. Natomiast najmniejsze zmiany zanotowano w Oleśnicy i w Drzewiczce (tab. 4.6). W ujęciu sezonowym w rzekach środkowej Polski najbardziej zmieniły się ekstrema majowe (często malały) i ekstrema styczniowe (często rosły).

Tabela 4.6. Waloryzacja skali i kierunków zmian wieloletnich w wektorach miesięcznych odpływów ekstremalnych (1951–2002)

A/numer	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Rzeka	Czarna M.	Luciąża	Wolbórk	Drzewiczka	Ochnia	Mroga	Rawka	Oleśnica	Grabia	Ner	Proсна	Ołobok
XI	1	-2	1	0	0	-2	0	0	1	1	1	0
XII	0	-1	1	0	0	-2	0	0	0	1	1	-1
I	1	1	1	0	0	0	0	0	1	2	1	-1
II	0	-1	0	-1	-2	-1	-1	0	1	1	1	0
III	0	-1	0	0	-1	-2	-1	0	1	1	1	0
IV	1	0	1	0	-2	0	0	0	0	2	1	1
V	1	-2	0	-1	-1	-2	-1	-1	0	0	0	0
VI	1	-1	1	0	-1	-1	0	0	0	2	1	1
VII	1	-1	0	0	0	-1	-1	1	0	1	1	2
VIII	1	-1	0	0	0	-2	-2	0	0	1	0	1
IX	1	-1	0	0	0	-1	-1	0	1	2	1	2
X	1	0	1	0	0	-1	0	0	0	2	1	0
Suma	9	-10	6	-2	-7	-15	-7	0	5	16	10	5
Sumy miesięczne												
B/miesiąc	XI	XII	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
Suma (12 rzek)	1	-1	6	-3	-2	4	-7	3	3	-2	4	4

Objaśnienia: podkreślono sumy ekstremalne.

* * *

Z przeprowadzonej analizy jasno wynika, że zróżnicowanie skali przemian odpływu w układzie przestrzennym jest znacznie większe niż w sezonowym. Może to wskazywać, iż obserwowane zmiany w badanych charakterystykach odpływu są, jak dotąd, głównie wynikiem antropogenicznych przeobrażeń w zlewniach i zmian w sposobie gospodarowania wodą w tej części Polski. Czynniki wielkoskalowe (zmiany klimatu) odgrywa tu na razie drugorzędną rolę.

5.

Analiza przepływów maksymalnych i miar pochodnych na przykładzie rzek Niżu Polskiego

Adam Bartnik, Paweł Jokieli

Statystyka to matematyczny kamuflaż błędu.

Georges Elgozy

5.1. Wprowadzenie

Gwałtowne wezbrania rzek oraz powodzie należą do zjawisk ekstremalnych, które zawsze niosą ze sobą ogromny ładunek emocjonalny. Tym bardziej, że w klasyfikacji katastrof naturalnych zajmują one czołowe miejsce pod względem wielkości strat. W świetle badań przedstawionych przez IFRC (International Federation of Red Cross and Crescent Societies) w latach 1973–2002 niemal 90% wszystkich katastrof było konsekwencją zjawisk hydrologiczno-meteorologicznych (Kowalczak 2007, Bartnik, Jokieli 2008), przy czym w ostatnich trzech dekadach XX w. skutkami powodzi zostało dotkniętych blisko 70% ogólnej liczby osób poszkodowanych w efekcie tego rodzaju zjawisk.

Z powodu zagrożeń wynikających z występowania gwałtownych wezbrań rzecznych problem ich prognozowania oraz pomiaru wzbudza duże zainteresowanie opinii publicznej. Niepewność jutra sprawia, że społeczeństwo oczekuje – a wręcz domaga się – rzetelnych informacji o prawdopodobieństwie formowania się ekstremalnie wysokich wezbrań rzecznych. Niejednokrotnie okazuje się jednak, iż oczekiwania te są niewspółmierne do dokładności pozyskiwanych danych hydrometrycznych. Ekstremalne zjawiska hydrologiczne, w tym wysokie przepływy rzeczne, cechuje bowiem znaczna indywidualność oraz

nieprzewidywalność. Z tego właśnie względu wszystkie dane dotyczące skali i częstości tych zdarzeń można właściwie uznać za bezcenne, mimo że są zwykle obarczone znacznymi błędami. Dla prognozowania hydrologicznych zjawisk ekstremalnych należy wykorzystywać tylko te dane, które cechują się wiarygodnością, których serie pomiarów są ciągłe, a badania prowadzone były w sposób celowy. Te trzy kryteria sprawiają, że uzyskane prognozy nie są jedynie domniemanymi scenariuszami ich autorów i przysłowiowym „wrózeniem z fusów”, a nabierają cech naukowej obiektywności oraz wiarygodności.

W ostatnich latach w publikacjach i w środowisku naukowym często dyskutowany jest problem sprowadzający się do odpowiedzi na kilka pytań: czy wraz z upływem lat i postępującymi zmianami klimatu wzrasta częstotliwość oraz skala ekstremalnie wysokich przepływów rzecznych? Czy wzrasta też zagrożenie powodziowe w Polsce? Gdzie zagrożenia są największe i jak należy (można) im przeciwdziałać? Z oczywistych powodów rośnie również chęć poznania genezy ewentualnych zmian w ustroju rzek.

W warunkach Polski wysokie wezbrania rzek i towarzyszące im powodzie mogą wystąpić i występowały praktycznie we wszystkich porach roku. Właśnie ze względu na porę ich pojawiania się, a co za tym idzie, z uwagi na ich genezę, można wyróżnić kilka rodzajów wezbrań rzecznych, a w konsekwencji kilka typów genetycznych powodzi. Najważniejszy jest podział uwzględniający charakter czynnika sprawczego. Biorąc go pod uwagę, wyróżnia się u nas cztery typy genetyczne wezbrań: opadowe, roztopowe, zimowe, sztormowe. Niektóre z nich dzielą się na podtypy, np. zimowe przyjęto dzielić na: śryżowe, zatorowe i lodowe itd. Jednocześnie wszystkie wymienione typy wezbrań można podzielić na dwa podstawowe rodzaje: wezbrania wywołane zwiększonym zasilaniem i wezbrania wywołane podpiętrzeniem wody w korytach oraz utrudnieniem przepływu. Czynniki sprzyjającymi powstawaniu gwałtownych wezbrań i powodzi w rzekach Polski są zwykle: niekorzystne warunki atmosferyczne, mała zdolność retencyjna dorzecza i doliny rzecznej, nieprawidłowa zabudowa hydrotechniczna rzek systemu, wylesienie lub urbanizacja zlewni, a także katastrofy budowlane oraz wiele innych czynników lokalnych (Bartnik, Jokiel 2012).

Na podstawie długoletnich obserwacji można już dziś wyodrębnić w Polsce obszary o przeważającym typie genetycznym wezbrań. Na nizinach i na Wyżynie Lubelskiej najczęstsze są wezbrania roztopowe. W Małopolsce, w południowej części Mazowsza, na Śląsku oraz w Bieszczadach przeważają wezbrania opadowo-roztopowe. Natomiast w Sudetach i w Karpatach licznie występują wezbrania opadowe. Można też szacunkowo określić porę najczęstszego pojawiania się wezbrań określonego typu oraz przeciętną liczbę wezbrań w roku w danym regionie (Mikulski 1963, Byczkowski 1996, Dobrowolski i in. 2004, Bartnik, Jokiel 2012).

Mimo że ekstremalne zjawiska hydrologiczne na Niżu Polskim nie są tak częste, jak ma to miejsce w górzystych czy w wyżynnych częściach kraju, to przecież bywa, że osiągają one tak ogromne rozmiary, iż są realnym zagrożeniem dla ludzi

i wywołują poważne szkody oraz problemy gospodarcze. Powodzie i podtopienia w szerokich, gęsto zabudowanych infrastrukturą dolinach rzek nizinnych są zjawiskiem bardzo dokuczliwym. Pomimo wielu starań i niewątpliwych osiągnięć w zakresie ochrony przeciwpowodziowej, wrażliwość tych terenów na klęskę powodzi jest nadal duża i ciągle rośnie. Dotyczy to nie tylko rozległych i płaskich teras zalewowych wielkich dolin rzek nizinnych, narażonych głównie na długotrwałe zalewy i podtopienia wiosenne, powodowane roztopami czy wydatnymi deszczami rozlewnymi, lecz także dolin mniejszych rzek, gdzie zagrożenie wywołują skutki lokalnych deszczów nawalnych, piętrzenia wegetacyjne i lodowe, cofki w odcinkach ujściowych oraz awarie urządzeń hydrotechnicznych.

5.2. Podstawy analizy i materiał badawczy

Hydrologiczny opis wezbrania rzeki, z uwagi na dużą liczbę możliwych charakterystyk i sytuacji, jest zabiegiem skomplikowanym. Mimo to współczesne modele hydrologiczne radzą sobie z nim całkiem dobrze. Historyczne wezbrania rzek można analizować na wiele różnych sposobów. Można badać tylko wybrane ich charakterystyki lub dokonywać analiz względnie pełnego spektrum możliwych do uzyskania informacji o każdym z nich (np. czas trwania, czas koncentracji przepływu, objętość fali wezbraniowej, maksimum przepływu itd.). Najłatwiej dostępnym, najlepiej poddającym się analizie oraz najbardziej wiarygodnym parametrem każdego wezbrania (mimo licznych błędów związanych z faktem, że przepływy maksymalne są raczej „szacowane” i ekstrapolowane niż obliczane) jest przepływ maksymalny (WQ) – por. podrozdz. 11.2.C. Nieco upraszczając, w momencie kulminacji fali przez przekrój kontrolny koryta przepływa maksymalna ilość wody, jaka dotarła do rzek systemu w postaci różnych form odpływu i z różnych miejsc zlewni. Również z punktu widzenia hydrologii i gospodarki wodnej kluczową charakterystyką każdego wezbrania jest przepływ kulminacyjny. Jest on bowiem zawsze brany pod uwagę przy określaniu tzw. przepływów charakterystycznych i prawdopodobnych, a przez to służy do identyfikacji różnego rodzaju przepływów miarodajnych.

Jeżeli ze wszystkich WQ_i zanotowanych w kolejnych podokresach wielolecia wybierzemy wartość największą, uzyskamy najwyższą kulminację wezbrania z tego wielolecia, czyli WWQ – por. podrozdz. 11.2.C. Wartość ta daje pogląd na klimatyczne i fizycznogeograficzne uwarunkowania odpływu rzeczno na danym obszarze (w danej zlewni), a jej znajomość pozwala ocenić skalę ryzyka podejmowanego w odniesieniu do różnych lokalnych aspektów gospodarki wodnej. W tradycji hydrologii polskiej WWQ (*Wielki Wysoki Przepływ*) odpowiada WWW , a więc *Wielkiej Wysokiej Wodzie*, czyli najwyższemu zanotowanemu stanowi wody w danym przekroju poprzecznym rzeki. Relacja ta nie dotyczy oczywiście sytuacji, w których w rzece pojawiają się piętrzenia (cofki) o różnej genezie.

Przepływy WWQ (najwyższe kulminacje fal), zanotowane w różnych przekrojach wodowskazowych i w różnym czasie, również w Polsce zawierają się w bardzo szerokich granicach i zależą od wielkości zlewni, jej charakteru oraz od warunków pogodowych i klimatycznych decydujących o sposobie „rozrządu” wody opadowej. Ogromną rolę w ich kształtowaniu odgrywają też czynniki wpływające na prędkość płynięcia wody w korytach całego systemu. Do najważniejszych należą: spadki, kształty koryt, rozmiary i charakter teras zalewowych oraz zabudowa hydrotechniczna. Przepływ WWQ jest też swoistą miarą najbardziej niekorzystnego splotu warunków hydrometeorologicznych w zlewni i w tym kontekście charakterystyką niezwykle cenną poznawczo, zwłaszcza w aspekcie zróżnicowania przestrzennego oraz wartości granicznych.

Najważniejszym czynnikiem decydującym o wysokości kulminacji wezbrańia jest powierzchnia zlewni. Dotychczasowe badania wskazują, iż dla danej powierzchni istnieje pewna graniczna (maksymalna) wysokość opadu (maksymalny wiarygodny opad), którego skutkiem może być maksymalnie duży odpływ, a co za tym idzie, maksymalnie duże natężenie przepływu w przekroju zamykającym tę zlewnię. Zwróćmy uwagę, iż przy takim ujęciu maksymalne natężenie przepływu w korycie rzeki jest efektem oraz funkcją i wypadkową maksymalnego odpływu z obszaru jej zlewni.

Zależność między maksymalnym odpływem ze zlewni, którego miarą jest maksymalny odpływ jednostkowy (WWq – por. podrozdz. 11.2.B), a powierzchnią zlewni wynika z prostej empirycznej zależności podanej przez J. François i J. Rodiera (1969) na podstawie analiz 1200 ekstremalnych opadowych wezbrań rzecznych:

$$WWq = \frac{10^{0,8K_{F-R}-2}}{A^{0,1K_{F-R}}} \quad (5.1)$$

gdzie:

A – powierzchnia zlewni [km^2],

WWq – maksymalny odpływ jednostkowy [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$],

$K_{F-R} \approx 10 \cdot a_{\text{reg}}$ – tu zależny od powierzchni zlewni wskaźnik redukcji WWq – por. podrozdz. 11.2.E,

a – tangens kąta nachylenia (współczynnik regresji) funkcji regresji opisującej związek między WWq i A , danej równaniem: $WWq = F(A+1)$ – por. podrozdz. 11.1.H.

Z podanych formuł jasno wynika, że wraz ze wzrostem powierzchni zlewni maleje WWq , przy czym współczynnik regresji a_{reg} jest zależny od intensywności maksymalnego opadu efektywnego lub intensywności tajania śniegu oraz sposobu rozprzestrzenienia w zlewni obu form podaży wody. Z oczywistych powodów wartości a_{reg} są liczbowo mniejsze (większa redukcja) dla wezbrań roztopowych, a większe w przypadku opadowych (mniejsza redukcja). Teoretycznie w regionie, gdzie występuje reżim śnieżno-deszczowy lub deszczowo-śnieżny, w małych rze-

kach maksymalne WWQ winny być odnotowane w czasie wezbrań opadowych, a w dużych – w czasie wezbrań roztopowych lub mieszanych.

Podane przez wyżej wymienionych autorów równanie obwiedni związku między WWQ i A wynika bezpośrednio z formuły (5.1), ale zawiera wprowadzone przez nich wartości graniczne powierzchni i natężenia przepływu A_{OBW} [km²] i Q_{OBW} [m³·s⁻¹] (górne ograniczenia), równe odpowiednio: 10⁸ i 10⁶. Liczby te wyznaczają jednocześnie punkt konwergencji krzywych związku (WWQ , A , K_{F-R}) – por. rys. 5.1.

$$\frac{WWQ}{Q_{OBW}} = \left[\frac{A}{A_{OBW}} \right]^{1 - \frac{K_{F-R}}{10}} \quad (5.2)$$

gdzie:

K_{F-R} – niemianowany indeks Franço-Rodiera (por. podrozdz. 11.2.E),

WWQ – wysoki wielki przepływ [m³·s⁻¹],

Q_{OBW} – graniczna objętość przepływu $WWQ = 10^6$ [m³·s⁻¹],

A – powierzchnia zlewni [km²],

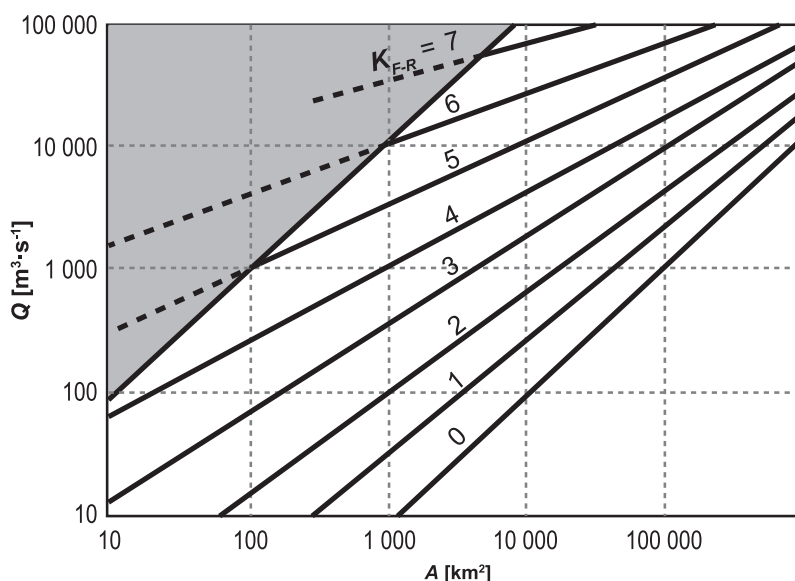
A_{OBW} – graniczna powierzchnia zlewni = 10⁸ [km²].

Obwiednia (ang. *envelope*) jest matematycznym pojęciem z zakresu geometrii różniczkowej. Najbardziej uogólniona jej definicja brzmi: obwiednia rodziny rozmaitości różniczkowych, a w szczególności rodzin krzywych lub powierzchni, jest rozmaitością w każdym swoim punkcie styczną do pewnego członka tej rodziny. W otoczeniu dowolnego punktu należącego do obwiedni znajdują się więc zarówno punkty należące do członków tej rodziny, jak i punkty nienależące do żadnego z członków (<http://pl.wikipedia.org/wiki/Obwiednia>).

W odniesieniu do rozłożonych dyskretnie w układzie współrzędnych (WWQ ; A) punktów reprezentujących poszczególne ekstrema wezbraniowe (punkty styczne opisanej wyżej funkcji związku), pojęcie obwiedni jest uproszczeniem podanej wyżej definicji, gdyż nie wszystkie jej punkty empiryczne (punkty na obwiedni) mają w swoim otoczeniu obiekty należące i nienależące do danego wycinka powierzchni układu. Na dodatek wyznaczana jest tu wyłącznie górna część funkcji obwiedni, gdyż tylko ona jest analitycznie wartościowa.

Z przekształcenia formuły (5.1) i po jej zlogarytmowaniu możemy uzyskać niemianowany i porównywalny indeks K_{F-R} . Jest to miara zwana indeksem Franço-Rodiera lub też indeksem powodziowości (Franço, Rodier 1969, Rodier 1987, Smith, Ward 1998). Indeks K_{F-R} jest wielkością niemianowaną, pozwalającą porównywać rozmiary kulminacji wezbrań (WWQ) w zlewniach o różnej wielkości (A) – rys. 5.1. Z prezentowanego nomogramu dość łatwo można odczytać, że ze zlewni o tej samej powierzchni, w czasie kulminacji wezbrań, mogą odpływać bardzo różne ilości wody, dając w efekcie różniące się nawet o kilka rzędów wielkości natężenia przepływu. Dla przykładu zlewnia o powierzchni 10 000 km²

może dać maksymalne natężenie przepływu równe 100 ($K_{F-R} = 0$), 800 ($K_{F-R} = 2$), 6000 ($K_{F-R} = 4$), a nawet 50 000 ($K_{F-R} = 6$) $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ wody. Zależy to oczywiście od K_{F-R} , który jest estymatorem i miarą fizycznogeograficznych warunków, w jakich zlewnia funkcjonuje. Zdaniem cytowanych wyżej autorów, im wyższy jest ten wskaźnik, tym większa jest podatność zlewni (rzeki) na występowanie powodzi. Jest on więc miarą powodziowości rzeki. Indeksy wyższe od 6,0 świadczą o ogromnej podatności rzeki na formowanie wielkich powodzi. Zauważmy przy tym, iż takich powodzi można się spodziewać w rzekach o powierzchni zlewni większej niż 1000 km^2 . Indeksy wyższe od 4,0 wskazują rzeki groźne, których powodzie mogą przynosić znaczne szkody i wystąpić zarówno w zlewniach dużych i bardzo dużych, jak i bardzo małych. Indeksy mniejsze od 2,0 świadczą natomiast o stosunkowo małym zagrożeniu powodziowym, jakie stwarza dana rzeka.

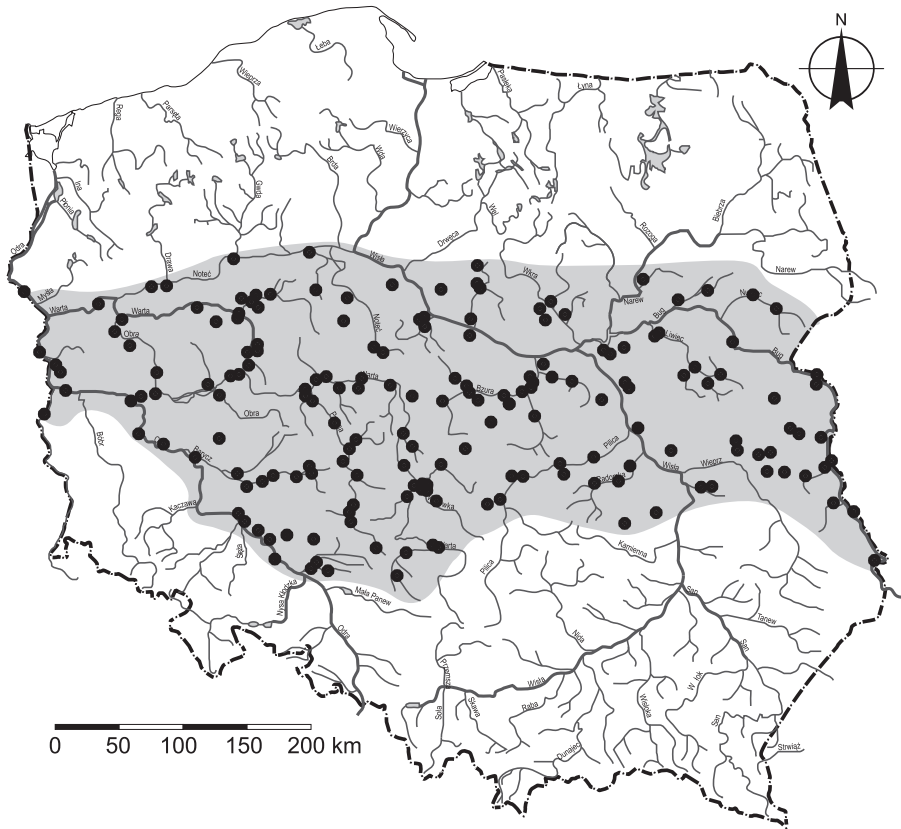


Rys. 5.1. Nomogram zależności przepływów maksymalnych rzek od powierzchni ich zlewni przy różnych indeksach K_{F-R}

Objaśnienia: Q – natężenie przepływu; A – powierzchnia zlewni.

Źródło: Daganowskij, Malinin (2004).

Kolejną miarą, którą warto przeanalizować, poszukując klimatycznie lub antropogenicznie zdeterminowanych zmian powodziowości rzek, jest zdefiniowany wcześniej przez autorów indeks wysokiej wody (IWW) – por. podrozdz. 11.2.E. Charakterystykę tę obliczać można dla dowolnie zakreślonego obszaru (np. region, dorzecze, kraj, kontynent), na którym w danym wieloleciu notowano przepływy rzek w dużej liczbie przekrojów (Bartnik, Jokiel 2008, 2010). Z uwagi na konstrukcję indeksu IWW_i liczba przekrojów musi być wyraźnie większa od liczby lat w badanym wieloleciu.

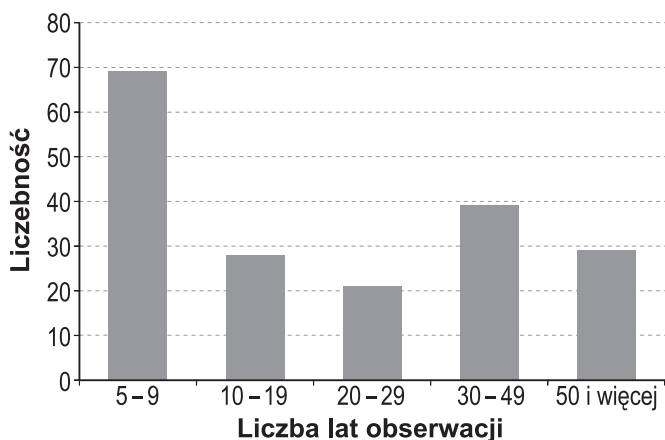


Rys. 5.2. Rozmieszczenie przekrojów wodowskazowych na rzekach nizinnych

Indeks wysokiej wody w danym roku (IWW_i) dla danego obszaru powstaje w oparciu o wskaźnik wysokiej wody WW_i – por. podrozdz. 11.2.E. Ten zaś obliczany jest jako stosunek liczby WWQ_i zanotowanych w danym roku w obserwowanych przekrojach rzek danego obszaru do liczby wszystkich obserwowanych tam wówczas przekrojów. Zauważmy jednocześnie, że dla każdego WWQ_i każdej rzeki możemy też obliczyć indeks powodziowości K_{F-R} . Zatem iloczyny WW_i oraz odpowiadających im sum indeksów $K_{F-R(i)}$ obliczone dla poszczególnych lat pozwalają ocenić nie tylko względną liczebność ekstremów na danym obszarze, lecz także „zmierzyć” ich skalę w każdym roku wielolecia. W świetle indeksów IWW_i możliwa jest zatem ocena i analiza zmian stopnia „powodziowości obszaru” w przekroju wieloletnim (Bartnik, Jokiel 2012).

Przykładową analizę przepływów i odpływów maksymalnych oraz ich pochodnych wykonano na materiale hydrometrycznym pochodzącym ze 186 przekrojów zlokalizowanych na rzekach nizinnych Polski (rys. 5.2). Materiały te zostały udostępnione przez Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej – Państwowy

Instytut Badawczy. Powierzchnia zlewni zamkniętych wybranymi przekrojami mieściła się w bardzo szerokim zakresie: od 78,4 do 109 729 km². Zbiór ten jest wystarczająco liczny, choć niestety zabrakło w nim wiarygodnych i dostatecznie długich serii danych z przekrojów na rzekach o bardzo małych powierzchniach zlewni (< 100 km²). Te jednak są niezwykle rzadko obserwowane na nizinach.



Rys. 5.3. Długość serii obserwacyjnych w uwzględnionych przekrojach wodowskazowych

Dane o maksymalnych przepływach (WWQ) pochodzą z różnej długości serii wielolecia 1951–2006. Do analiz wybrano jednak tylko te wartości WWQ , które zaczerpnięto z ciągów co najmniej 5-letnich (rys. 5.3). Uznaliśmy również, że nie jest ważny horyzont czasowy (okres), który seria taka obejmowała, a wyłącznie jej długość. W toku analiz statystycznych zbiorów i szeregów czasowych poszczególnych miar, obliczonych zarówno dla poszczególnych rzek nizinnych, jak i całego obszaru, zwrócimy uwagę na możliwe tu kierunki wnioskowania oraz spróbujemy zidentyfikować rysujące się prawidłowości przestrzenne i czasowe.

5.3. Obwiednia przepływów maksymalnych

Z oczywistych powodów maksymalne przepływy rzek Polski są znacznie mniejsze od rejestrowanych w największych rzekach świata czy Europy (Bartnik, Jokiel 2012). Także w skali Polski maksima zanotowane w rzekach nizinnych są wyraźnie mniejsze od zarejestrowanych w rzekach górskich czy wyżynnych (Bartnik, Jokiel 2010). W badanej grupie rzek nizinnych przepływy maksymalne (WWQ) zawierały się w przedziale: od 2,5 do 3180 m³·s⁻¹. Górną obwiednię relacji między tymi przepływami i powierzchniami ich zlewni (A), uzyskaną dla nizinnej

części Polski, a przedstawioną na tle krzywej otrzymanej dla Polski, prezentuje rys. 5.4 (por. Bartnik, Jokiel 2012). Górne odcinki wskazanych obwiedni opisują równania (5.4) i (5.5). Formuła (5.3) pokazuje natomiast równanie obwiedni uzyskane przez autorów dla rzek Świata (ibidem):

$$\text{Świat:} \quad \text{Log}WWQ = -0,0473 \cdot (\text{Log}A)^2 + 0,8223 \cdot \text{Log}A + 2,1049 \quad (5.3)$$

$$\text{Polska:} \quad \text{Log}WWQ = -0,977 \cdot (\text{Log}A)^2 + 1,14 \cdot \text{Log}A + 0,546 \quad (5.4)$$

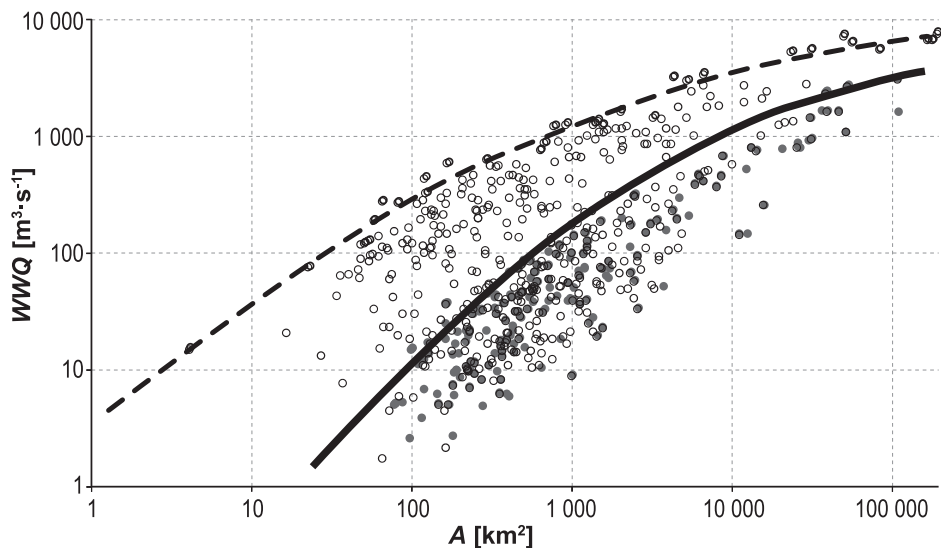
$$\text{Niż Polski:} \quad \text{Log}WWQ = -0,180 \cdot (\text{Log}A)^2 + 2,067 \cdot \text{Log}A - 2,30 \quad (5.5)$$

(ozn. jak we wzorze 5.2).

Parametry tych równań uzyskano metodą najmniejszych kwadratów (por. podrozdz. 11.1.H). Należy jednocześnie podkreślić, iż do aproksymacji obwiedni używano kilku różnych typów funkcji wykładniczych i logarytmicznych, uzyskując najlepszy rezultat dla podanego trójmianu kwadratowego – najmniejszy błąd standardowy linii regresji i najlepszy stopień dopasowania mierzony współczynnikiem determinacji – R^2 (por. rozdz. 11.1.H).

Z zaprezentowanych równań jasno wynika, że maksima przepływu (WWQ) rzek nizinnych dla tych samych powierzchni zlewni są przeciętnie kilkanaście razy mniejsze od maksimów zarejestrowanych w innych rzekach Polski (zwłaszcza górskich i wyżynnych – por. Bryndal 2009, Bartnik, Jokiel 2010) i na świecie, przy czym stosunek ten rośnie w miarę zmniejszania się powierzchni zlewni i WWQ , a maleje w miarę ich wzrostu. Przepływ maksymalny przekraczający $3000 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ na nizinach wystąpił w przekrojach zamykających powierzchnie zlewni rzędu $100\,000 \text{ km}^2$. By taki przepływ pojawił się w rzece płynącej w innym regionie Polski (np. w rzece karpackiej), wystarczy już zlewnia o powierzchni kilkanaście razy mniejszej. Natomiast na świecie są obszary, gdzie z takiej powierzchni w trakcie kulminacji ekstremalnych wezbrań może spływać ponad $50\,000 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. W rzekach nizinnych, odwadniających zlewnie o powierzchni 100 km^2 , maksima przepływu przekraczają nieco $15 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Na terenach Karpat polskich z takich samych powierzchni może w czasie kulminacji wezbrań spływać ponad $300 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, a na świecie przepływy mogą być jeszcze 10 razy większe (Bartnik, Jokiel 2012).

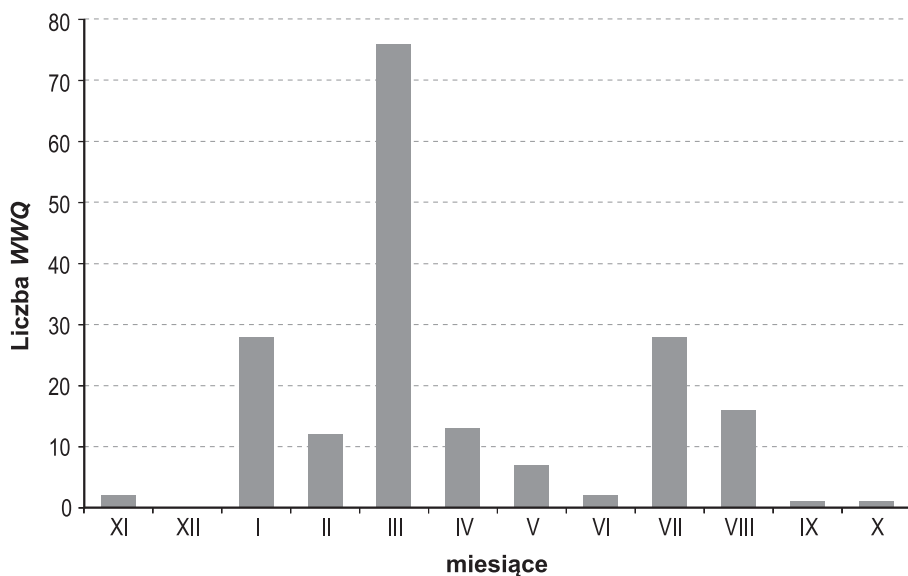
Diagram na rys. 5.5 potwierdza tezę, że największe kulminacje występują na nizinach głównie w trakcie wiosennych wezbrań roztopowych (marzec). Dwa wtórne maksima częstości WWQ dotyczą zaś – ostatnio coraz częstszych – śródzimowych wezbrań roztopowych (styczeń) oraz wezbrań letnich (lipiec, sierpień), związanych głównie z opadami rozlewnymi (rzadziej nawalnymi). Warto też dostrzec, że przepływy WWQ ani razu nie wystąpiły w grudniu, a sporadycznie zanotowano je jesienią i w czerwcu.



Rys. 5.4. Obwiednie związków między maksymalnymi przepływami w kulminacjach wezbrań rzek nizinnych (WWQ) i powierzchniami ich zlewni (A) – równania w tekście

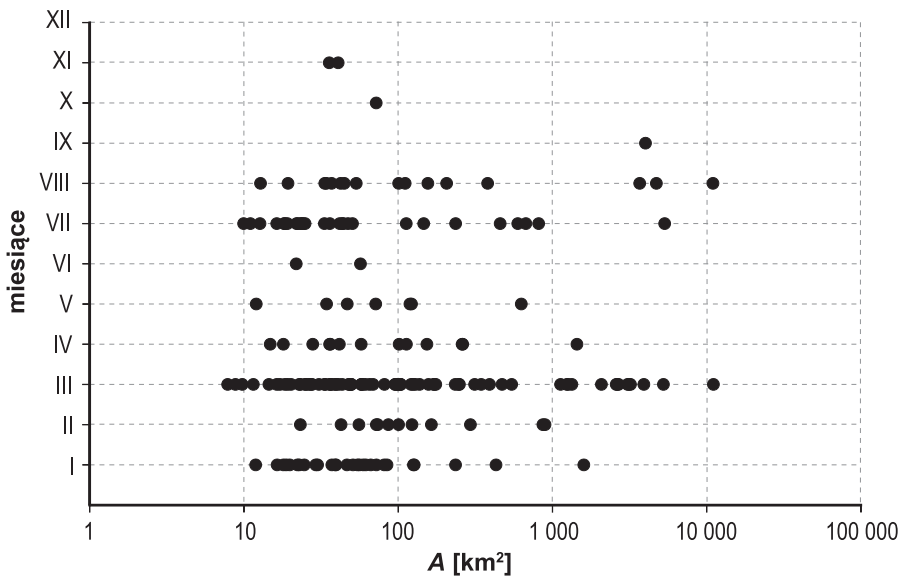
Objaśnienia: linia ciągła i szare kółka – rzeki nizinne; linia przerywana i białe kółka – inne rzeki Polski.

Źródło: Bartnik, Jokiel (2012).



Rys. 5.5. Liczba WWQ zaobserwowanych w rzekach nizinnych w poszczególnych miesiącach

Jeszcze ciekawsze wnioski płyną z analizy rys. 5.6. Wielkie wysokie przeływy *WWQ* w nizinnych zlewniach dużych i bardzo dużych ($> 10\,000\text{ km}^2$) występowały niemal wyłącznie w marcu (wezbrania roztopowe lub mieszane) oraz latem (opadowe rozlewne). W zlewniach średniej wielkości bardzo wysokie wezbrania notowano od stycznia do sierpnia (sporadycznie w czerwcu). Natomiast w rzekach nizinnych, o małych zlewniach ($< 1000\text{ km}^2$), ekstremalnie wysokie wezbrania zdarzały się w całym roku, nawet jesienią (ale nigdy we wrześniu).



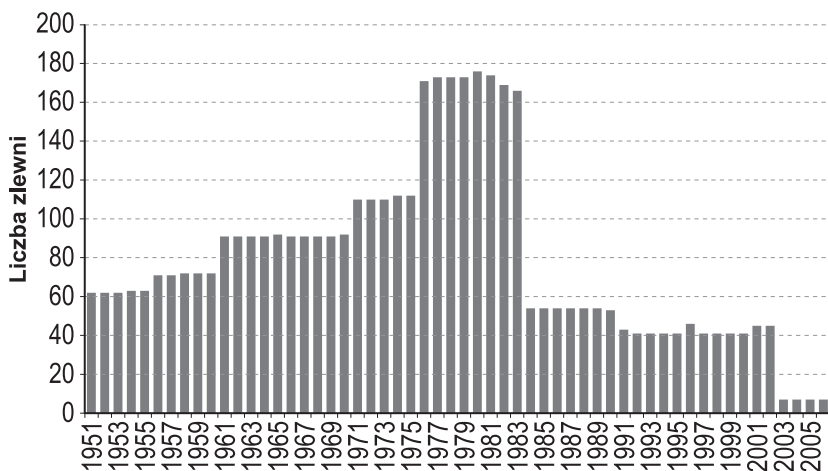
Rys. 5.6. Terminy *WWQ* w funkcji powierzchni zlewni

Tabela 5.1. Liczba *WWQ* w poszczególnych dekadach wielolecia

Lata	1951–1960	1961–1970	1971–1980	1981–1990	1991–2000	2000+	Razem
Liczba	20	30	99	33	7	0	189*
Udział [%]	10,6	15,9	52,4	17,5	3,7	0,0	100,0

Objaśnienia: * – w trzech przekrojach *WWQ* o takiej samej wysokości wystąpiły po dwa razy.

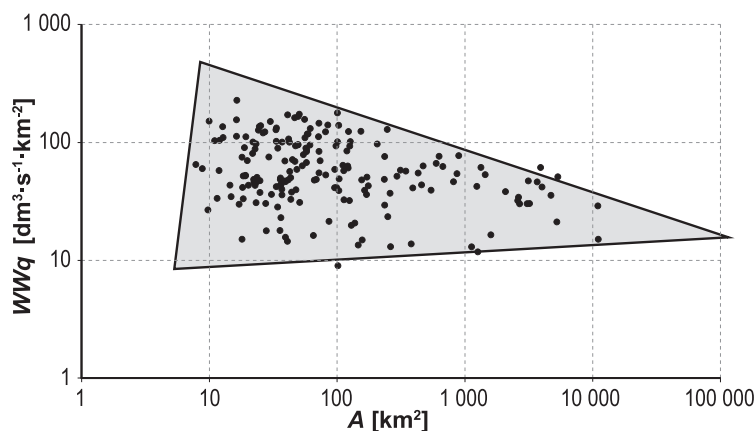
Analizie można poddać również liczbę *WWQ*, które zdarzyły się w poszczególnych dekadach wielolecia (tab. 5.1). Najwięcej *WWQ* wystąpiło w latach 70. XX w. (ponad 52%). Najmniej tego rodzaju zdarzeń zanotowano natomiast w ostatniej dekadzie ubiegłego stulecia. Zamieszczone w tabeli dane, zwłaszcza wartości bezwzględne, należy jednak analizować ostrożnie i w kontekście rys. 5.7, na którym wyraźnie widać zmienną w czasie strukturę dostępnych serii pomiarowych.



Rys. 5.7. Liczba przekrojów w poszczególnych latach, których dane wykorzystano w opracowaniu

5.4. Odpływy jednostkowe

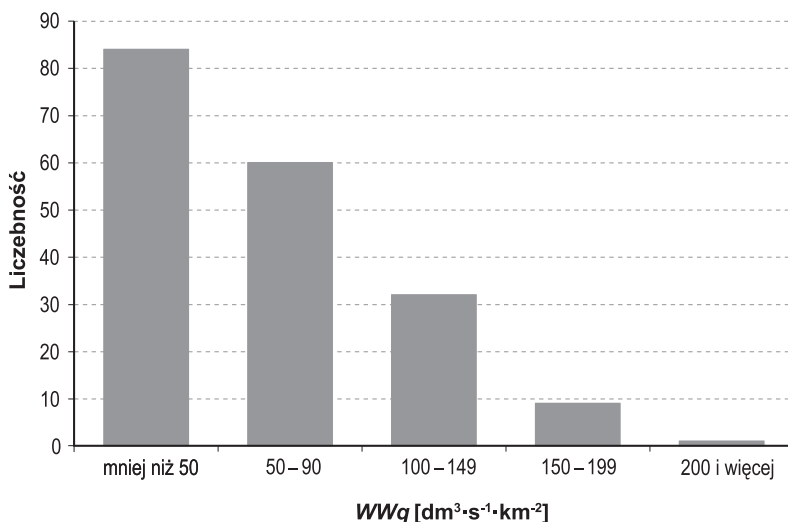
Wyznaczony empirycznie obszar zmienności WWq w funkcji A w zbiorze zlewni nizinnych prezentuje rys. 5.8. Zwraca uwagę duża „rozciągłość równoleżnikowa” tego obszaru wskazująca, iż na nizinach Polski relatywnie małe odpływy jednostkowe w trakcie ekstremalnych wezbrań mogą pojawić się zarówno w zlewniach dużych, jak i średnich czy całkiem małych, a największe zróżnicowanie WWq występuje w zlewniach o powierzchni od 100 do 1000 km^2 .



Rys. 5.8. Obszar zmienności maksymalnego odpływu jednostkowego (WWq) i powierzchni zlewni (A) w nizinnej części Polski

Objaśnienia: WWq – maksymalny odpływ jednostkowy; A – powierzchnia zlewni.

Odpiywy jednostkowe w kulminacjach najwyższych wezbrań rzek nizinnych są duzo mniejsze od zanotowanych w górskich czy wyżynnych rzekach innych regionów Polski (Bartnik, Jokiel 2012). Wartości poniżej $50 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ stanowią na nizinach grupę najliczniejszą (rys. 5.9). Odpiywy większe od $200 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ zdarzały się tu natomiast zupełnie wyjątkowo. Średnia i współczynnik zmienności w zbiorze WWq były odpowiednio równe: $\bar{S}rWWq = 67,5 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ oraz $CvWWq = 61,8 \%$ – por. podrozdz. 11.1.B–C. Rozkład tych wartości jest wybitnie skośny prawostronnie (por. podrozdz. 11.1.D) i wydaje się bliski rozkładowi Poissona (por. podrozdz. 11.1.I).

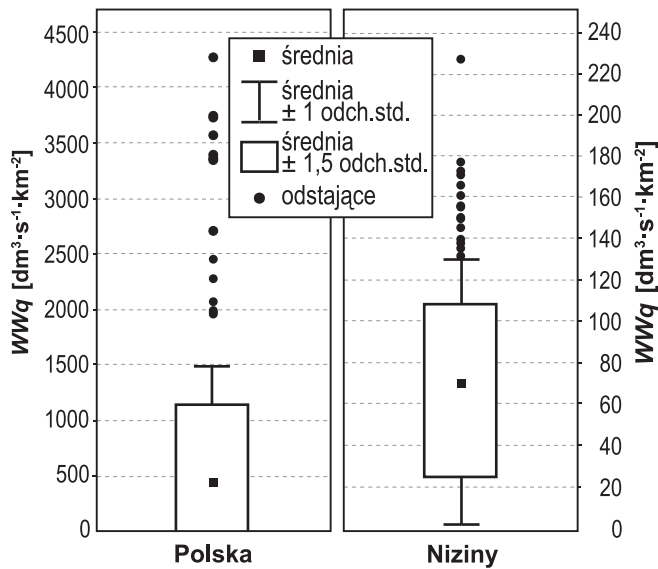


Rys. 5.9. Maksymalne odpiywy jednostkowe w zlewniach Niżu Polskiego

Objaśnienia: WWq – maksymalny odpiyw jednostkowy.

Z porównania diagramów *box & whisker* (rys. 5.10) wykonanych dla zbiorów rzek nizinnych i zbioru rzek z obszaru całej Polski wynika, że rozpiętości obu zbiorów różnią się bardzo wyraźnie. Z oczywistych powodów zróżnicowanie WWq w zbiorze zlewni nizinnych jest znacznie mniejsze niż w całym zbiorze zlewni z obszaru Polski (por. skalę wykresów). Świadczy o tym m.in. duzo „węższe pudełko” (80 wobec $1100 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$) oraz stosunkowo wąski zakres elementów odstających. Także przedział: $\bar{S}rWWq \pm 1,5OsWWq$ (por. podrozdz. 11.1.C) w przypadku zbioru zlewni nizinnych jest stosunkowo wąski.

O skali zróżnicowania WWq w zlewniach nizinnych informuje również tab. 5.2. Zauważmy, że w zlewniach bardzo dużych stosunek największych WWq do najmniejszych wynosi niespełna 5. W zlewniach dużych (druga grupa) wzrasta on do kilkunastu i na takim samym bądź trochę niższym poziomie utrzymuje się w zlewniach średnich i małych.



Rys. 5.10. Zróżnicowanie maksymalnych odpływów jednostkowych w zlewniach nizinnych i w zlewniach całej Polski w latach 1951–2006 (por. podrozdz. 11.1.C)

Objaśnienia: jak do rys. 5.9.

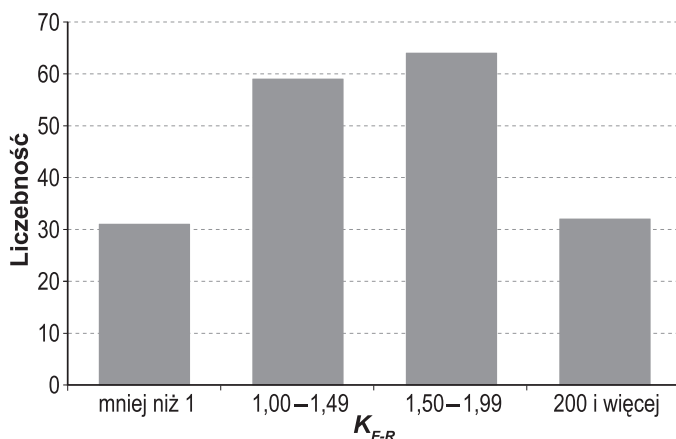
Tabela 5.2. Trzy największe i najmniejsze przepływy oraz odpływy w kulminacjach wezbrań nizinnych rzek Polski w kategoriach powierzchni ich zlewni (uszeregowano według rosnącego WWq)

Rzeka	Wodowskaz	A [km ²]	WWQ [m ³ ·s ⁻¹]	WWq [dm ³ ·s ⁻¹ ·km ⁻²]
Powierzchnia zlewni ponad 10 000 km ²				
Warta	Konin	13 351	820	61,4
Bug	Wyszków	39 119	2 400	61,4
Bug	Włodawa	14 410	769	53,4
Odra	Widuchowa	110 524	1 670	15,1
Noteć	Ujście	11 281	147	13,0
Noteć	Krzyż	12 620	149	11,8
Powierzchnia zlewni od 1000 do 10 000 km ²				
Drzewiczka	Odrzywół	1 005	179	178,1
Liwiec	Zaliwie	1 029	144	139,9
Liwiec	Łochów	2 466	318	129,0
Zgłowiączka	Przyruda	1 462	20	13,5
Obra	Bledzew	2 618	34	13,1
Zgłowiączka	Marianki	1 014	9	9,0

Rzeka	Wodowskaz	A [km ²]	WWQ [m ³ ·s ⁻¹]	WWq [dm ³ ·s ⁻¹ ·km ⁻²]
Powierzchnia zlewni od 300 do 1000 km ²				
Luciąża	Kłudzice	505	86,8	173,7
Płonka	Strachowo	410	70,4	171,7
Sona	Nowe Miasto	496	82,6	166,5
Powierzchnia zlewni od 78 do 300 km ²				
Mała Węlna	Owczę Głowy	652	10,6	16,3
Gniła Obra	Wojnowo	394	6,2	15,7
Pliszka	Sądów	408	5,9	14,5
Powierzchnia zlewni od 78 do 300 km ²				
Prosna	Gorzów Śląski	164	36,4	228,0
Krynka	Przeworno	163	25,4	155,8
Złotnica	Świeca	99,5	15,1	151,8
Konotopa	Parczew	96,4	2,6	26,8
Paklica	Międzyrzecz	279	5,0	16,8
Samica	Dymaczewo Stare	180	2,7	15,1

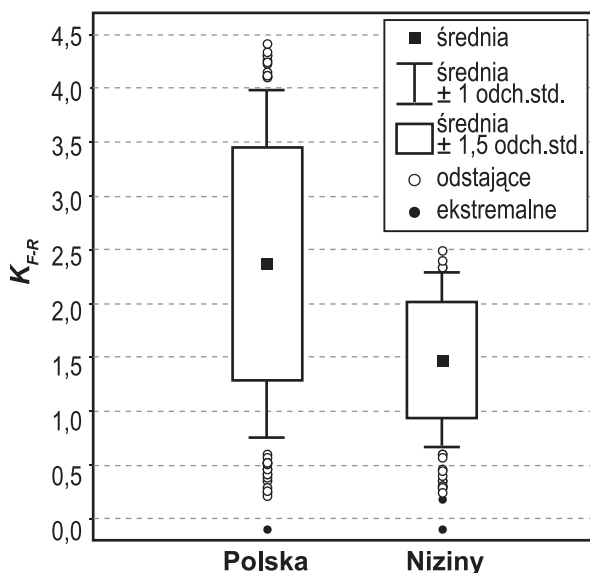
5.5. Indeksy K (Françou-Rodiera)

Rozkład indeksów K_{F-R} w badanym zbiorze rzek nizinnych jest lekko skośny, a częstości w poszczególnych przedziałach mało zróżnicowane (rys. 5.11). Najliczniej reprezentowane są przedziały 1,5–2,0 (64 przypadki) oraz 1,0–1,5 (59 przypadków). Najwyższy indeks K_{F-R} na nizinach wynosi 2,5, zaś najniższy jest bliski zeru. Ogromna większość rzek nizinnych mających indeksy wyższe od 2,0 należy do dorzecza Wisły. Nizinne rzeki dorzecza Odry mają przeważnie indeksy niższe od 1,5. Wewnątrzregionalne zróżnicowanie przestrzenne indeksów K_{F-R} , mierzone współczynnikiem zmienności, jest stosunkowo duże i wynosi $CvK_{F-R}(N) = 36,5\%$ – por. podrozdz. 11.1.C.



Rys. 5.11. Indeksy powodziowości (K_{F-R}) rzek nizinnej części Polski

Przeciętny indeks $\bar{S}rK_{F-R}(N)$ dla rzek nizinnych wynosi 1,48 i jest znacznie niższy od uzyskanego wcześniej przez autorów dla całego zbioru rzek Polski (rys. 5.12). Ogromna większość rzek nizinnych ma indeksy wskazujące na bardzo niskie zagrożenie powodziowe: $\bar{S}rK_{F-R}(N) < 2,0$.



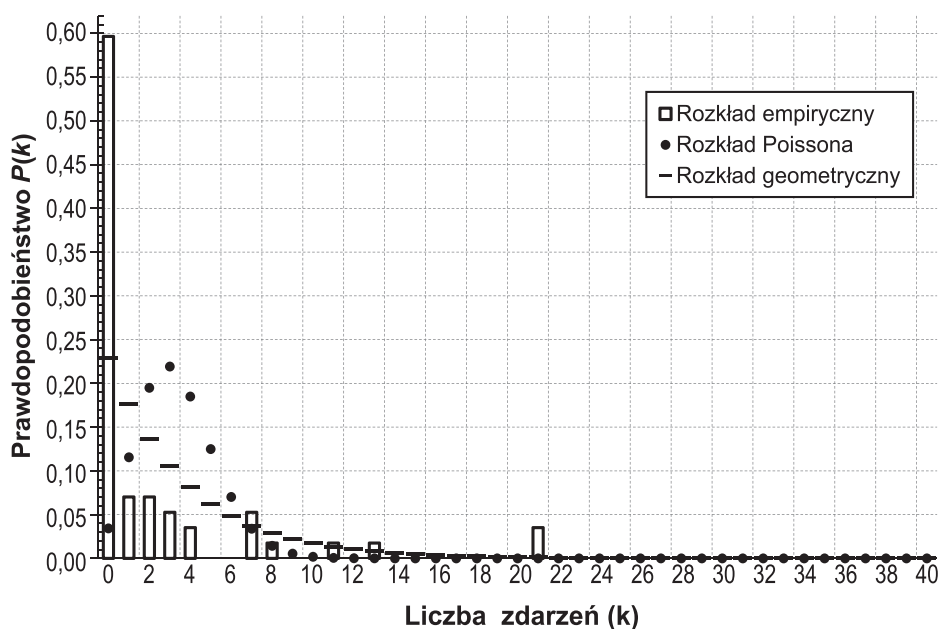
Rys. 5.12. Zróżnicowanie indeksów K_{F-R} (Frañou-Rodiera) w zlewniach rzek nizinnych i w całej Polsce

5.6. Prawdopodobieństwo wystąpienia skrajnie niekorzystnej sytuacji powodziowej

W toku rozważań nad pojawianiem się zjawisk ekstremalnych, wcześniej lub później pojawia się pytanie o możliwość prognozowania ich występowania. Odpowiedź na nie można uzyskać, badając empiryczne i dopasowując teoretyczne funkcje rozkładów statystycznych, czyli funkcji matematycznych pozwalających obliczać prawdopodobieństwo występowania zjawiska o określonej wielkości bądź uzyskiwać prawdopodobieństwo pojawienia się wydarzeń, mających miejsce w określonym czasie. W tym drugim przypadku można zastosować m.in. funkcję rozkładu Poissona. W teorii prawdopodobieństwa i w statystyce rozkład Poissona lub tzw. *prawo Poissona* dotyczące małych liczb jest dyskretnym rozkładem, wyrażającym prawdopodobieństwo szeregu zdarzeń mających miejsce w określonym czasie (por. podrozdz. 11.1.1). Zachodzi to wówczas, gdy zdarzenia te występują ze znaną średnią częstotliwością

i w sposób niezależny od czasu, jaki upłynął od ostatniego zajścia takiego zdarzenia (Good 1986). Rozkład Poissona można również stosować w odniesieniu do liczby zdarzeń w innych określonych dziedzinach, takich jak: odległość, powierzchnia, objętość i inne.

W odniesieniu do badanych w tym rozdziale zmiennych, za pomocą rozkładu Poissona można na przykład obliczyć prawdopodobieństwa wystąpienia maksimum przepływu (WWQ) w danym roku w jednej, dwóch, trzech itd. rzekach nizinnej części Polski. Wynik przeprowadzonych obliczeń prezentuje wykres (rys. 5.13).



Rys. 5.13. Teoretyczne funkcje rozkładów Poissona i geometrycznego na tle empirycznego prawdopodobieństwa wystąpienia WWQ – $LP_p(WWQ)$ w określonej liczbie zlewni nizinnych w danym roku (k)

Teoretycznie, z największym prawdopodobieństwem w danym roku absolutne maksimum przepływu może się zdarzyć w trzech rzekach nizinnych – $LP_p(WWQ) = 22\%$. Niemal równie prawdopodobne są sytuacje, w których zdarzenia takie mogą być notowane w dwóch ($LP_p(WWQ) = 19\%$) lub w czterech ($LP_p(WWQ) = 18\%$) rzekach. Zwraca też uwagę fakt, iż teoretyczne prawdopodobieństwo wystąpienia zdarzenia polegającego na pojawieniu się w jakimś roku WWQ w więcej niż 10 rzekach regionu jest bliskie zeru.

Analizując jednak dane empiryczne stwierdzamy, iż sytuacja taka miała miejsce wielokrotnie (lata 1980 i 1982 – po 21 zdarzeń, a w 1979 r. aż w 65 rzekach

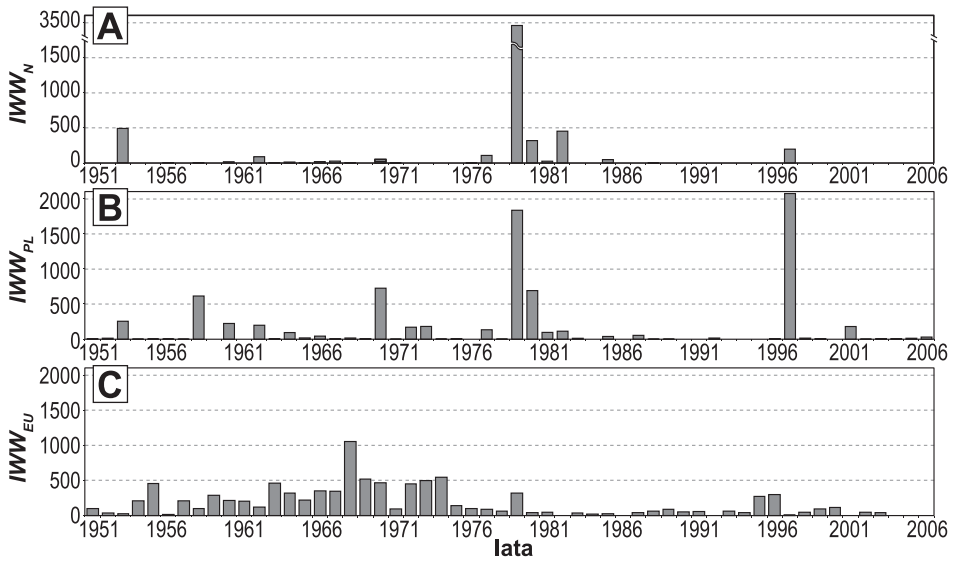
pojawiło się WWQ). Jednocześnie, w przypadku 34 lat badanego wielolecia żadna z rzek na tym obszarze nie osiągnęła swojego maksimum przepływu. Prawdopodobieństwo empiryczne takiej sytuacji wynosi więc ok. 51% (rys. 5.13). To samo prawdopodobieństwo opisane rozkładem Poissona wynosi ok. 3%. Fakty te jednoznacznie wskazują, iż teoretyczny rozkład Poissona bardzo słabo odzwierciedla rozkład empiryczny, a ten ostatni charakteryzuje się korelacją przestrzenną (np. związki wodowskazowe).

Wykładniczy i bardzo skośny kształt empirycznej funkcji prawdopodobieństwa (rys. 5.13) sugeruje możliwość jej opisu za pomocą funkcji rozkładu geometrycznego – $LP_{GEO}(WWQ)$ (por. podrozdz. 11.1.I). Jednak i tu, podobnie jak w przypadku rozkładu Poissona, zastosowany nieparametryczny test zgodności χ^2 (por. podrozdz. 11.1.J) wskazuje na dużą niezgodność rozkładu teoretycznego z empirycznym – poziom istotności $\alpha = 5\%$. Zatem żaden z tych rozkładów nie powinien być stosowany do aproksymacji funkcji prawdopodobieństwa empirycznego, a odpowiedź na pytanie: „Jakie jest prawdopodobieństwo tego, że na nizinach w danym roku w 10 czy 20 rzekach wystąpią wezbrania z kulminacją na poziomie WWQ ?” – jest, niestety, nadal nieznana.

5.7. Indeksy wysokiej wody IWW

Indeksy wysokiej wody uzyskane dla zlewni nizinnych i poszczególnych lat wielolecia 1951–2006 zawierają się w przedziale od 0 (wielokrotnie) do 3413,8 (1979 r.). Jak wspomnieliśmy wcześniej, w 34 latach wielolecia na Nizinach nie zanotowano żadnego WWQ (IWW były zerowe) – rys. 5.14. Najbardziej „powodziowe” były zaś lata 1979, 1953, 1982, przy czym ten pierwszy rok wyróżnia się szczególnie. W 38% obserwowanych wtedy rzekach nizinnych zanotowane przepływy w kulminacjach wezbrań były największe w wieloleciu, a ich indeksy K_{F-R} przekraczały często 2,5. Zauważmy również, iż w ostatnich 20 latach badanego wielolecia zdarzyły się tylko dwa lata, które można nazwać powodziowymi (1985, 1997).

Analizując wieloletni przebieg indeksów IWW obliczonych dla zbioru rzek nizinnych, łatwo zauważymy, że w badanej części Polski ani skala, ani liczba ekstremalnie wysokich wezbrań nie wzrastała, a nawet wprost przeciwnie – malała. Ostatnie 20–25 lat charakteryzowało się bowiem wezbraniem o kulminacjach nieprzekraczających WWQ . Czyżby „rekordy życiowe” rzek nizinnych zostały już pobite wcześniej? Analizę ewentualnej korelacji IWW_i rzek nizinnych oraz stosownych indeksów uzyskanych dla obszaru całej Polski i Europy pozostawiamy Czytelnikom, a tych, którzy chcą szybko uzyskać dowody na brak tu istotnych statystycznie powiązań, odsyłamy do prac autorów (Bartnik, Jokiel 2007, 2008, 2012).



Rys. 5.14. Indeksy wysokiej wody: IWW dla Nizin (A), Polski (B) i Europy (C) w przekroju wieloletnim

6.

Analiza czasowej i przestrzennej zmienności niedoborów odpływu niżówkowego w środkowej Polsce

Edmund Tomaszewski

*Łatwo z domu rzeczywistości zejść do lasu matematyki,
ale tylko nieliczni umieją wrócić.*

Hugo Steinhaus

6.1. Wprowadzenie

Większość składowych odpływu rzecznoego wykazuje zmienność w układzie sezonowym i wieloletnim. Odzwierciedlają ją również charakterystyki związane z okresami niedoborów wody w rzece. Przepływy niżówkowe mają przy tym niebagatelne znaczenie w kształtowaniu reżimu rzecznoego, gdyż zdeterminowane są zasobami strefy hydrologicznie czynnej, a ich ekstrema wskazują na zakres ograniczeń w gospodarce wodnej lub planowaniu przestrzennym.

Susza hydrologiczna jest najsurowszym etapem rozwoju procesu wywołanego niedoborami opadów lub retencją śnieżną. Występuje w następstwie suszy atmosferycznej i glebowej. Jej rozwój uwarunkowany jest brakiem zasilania opadowego przy silnym przesuszeniu gruntu, uniemożliwiającym odnawianie zasobów wód podziemnych. Odcięte od zasilania poziomy wodonośne są cały czas drenowane przez cieki i źródła, wskutek czego obniża się poziom ich zwierciadła (niżówka wód podziemnych), a w konsekwencji systematycznie postępuje recesja, będących zwykle w związku hydraulicznym, wód powierzchniowych (niżówka wód powierzchniowych). Tempo szczyptywania zasobów strefy aktywnej wymiany w tym okresie, zwanym fazą reżimu własnego, zależy prawie wyłącznie

od stopnia wypełnienia zbiorników wód podziemnych (Jokiel 1994b). Deficyty wody dodatkowo pogłębiane są przez sprzyjające warunki ewapotranspiracyjne, uwarunkowane nie tylko sytuacją hydrometeorologiczną, lecz także fazą rozwoju roślinności.

Warto jednak zauważyć, że działalność człowieka ingeruje obecnie we wszystkie stadia i ogniwa rozwoju suszy. W niektórych przypadkach oddziaływanie to wywołuje swoistą akcelerację zjawiska. Już w fazie suszy atmosferycznej niedobory opadów inicjują reakcje agrotechniczne, mające na celu zapewnienie optymalnych warunków wzrostu roślin. W tym celu sięga się do lokalnych zasobów wód podziemnych, by zwiększyć irygację. Często realizowana jest ona przy użyciu deszczowni zasilanych wodami podziemnymi lub powierzchniowymi. Wody te nie infiltrują jednak z powrotem do strefy saturacji, lecz są zużywane w procesie ewapotranspiracji. W konsekwencji, równolegle do suszy atmosferycznej rozwija się niżówka wód podziemnych, często z pominięciem fazy suszy glebowej. W kolejnym stadium rozwoju zjawiska wyczerpują się rezerwy wód podziemnych i w fazie suszy glebowej konieczne jest uruchamianie rezerw wód powierzchniowych. Natężenie suszy jest już jednak na tyle duże, że redystrybucja wody szybko przekształca się ze skali lokalnej w regionalną i prowadzi do niżówki rzecznej. W wyniku takiej ścieżki zdarzeń, w momencie kiedy zjawisko powinno dopiero osiągnąć „naturalny” początek suszy hydrologicznej, mamy już do czynienia z głęboką niżówką wód podziemnych i powierzchniowych.

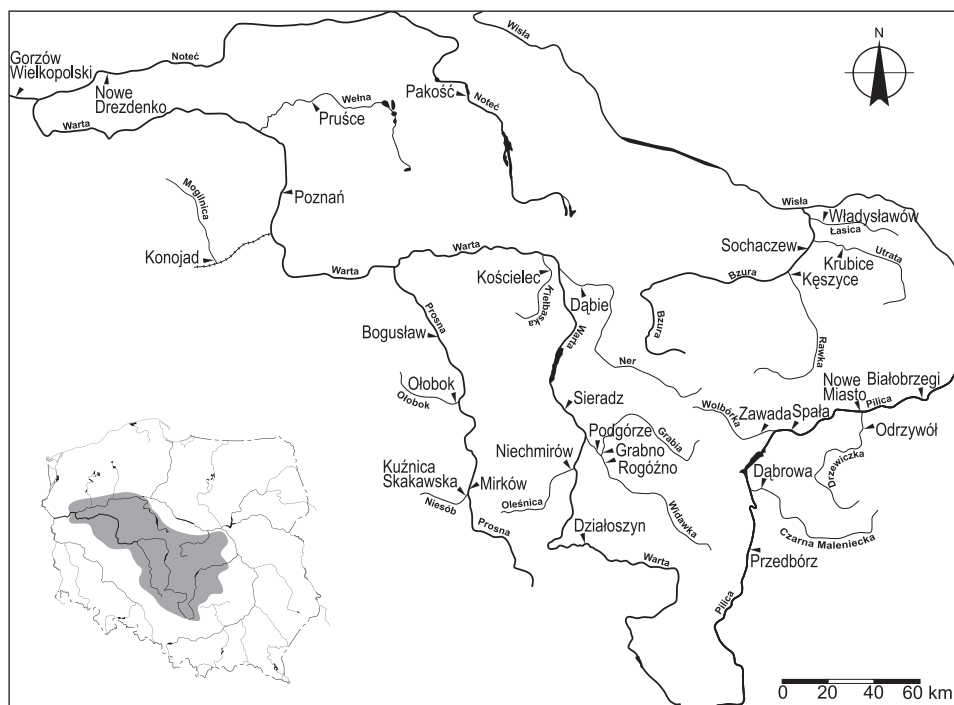
Niżówka rzeczna, będąca ostatnim ogniwem łańcucha reakcji na niedobory zasilania, postrzegana jest jako dobry wskaźnik rozwoju suszy hydrologicznej (Strzebońska-Ratomska 1994, Tokarczyk 2010). Ogólnie definiuje się ją jako okres niskich przepływów (stanów wody) w rzece lub przepływów utrzymujących się w „suchych warunkach pogodowych” (Dębski 1970, Smakhtin 2001). Doprecyzowanie definicji niżówki zależy od stosowanych podejść badawczych. Jednym z nich jest ustalenie przepływu granicznego. Wtedy identyfikacja okresów niżówkowych bazuje na analizie hydrogramu przepływu względem pewnej przyjętej wartości progowej, wyznaczonej na podstawie wybranego przepływu charakterystycznego. Wartości graniczne można szacować na podstawie przepływów głównych II stopnia, przepływów okresowych z krzywej czasów trwania przepływów, analizy rozkładu minimów rocznych lub przepływów umownych, przystosowanych do określonych zadań gospodarki wodnej oraz ochrony i kształtowania środowiska (por. podrozdz. 11.2.C i E). W tym podejściu badawczym niżówka jest zatem okresem, w którym przepływy dobowe (chwilowe) są niższe od przepływu granicznego (Yevjevich 1967, Ozga-Zielińska 1990, Hisdal i in. 2004). W efekcie, podstawowymi parametrami identyfikowanego zjawiska stają się: objętość niedoboru odpływu w okresie, w którym przepływ aktualny jest niższy od przepływu granicznego oraz czas trwania epizodu niżówkowego.

Celem przeprowadzonych niżej analiz jest ocena przestrzennej i czasowej struktury występowania niedoborów odpływu niżówkowego oraz identyfikacja

czynników, które to zjawisko determinują. Oceniony będzie też wpływ działań gospodarki wodnej na formowanie przepływów niżówkowych w rzekach poddanych silnej antropopresji. Przedstawione i zinterpretowane zostaną miary oraz wskaźniki będące estymatorami różnych cech suszy hydrologicznej odnoszących się do skali wieloletniej i sezonowej. Obszar badań został wybrany z uwagi na duże ryzyko występowania na nim suszy hydrologicznej o znacznym stopniu surowości. Dzięki temu można oczekiwać szerokiego spektrum uzyskiwanych wyników. Szczegółowe uzasadnienie doboru zlewni badawczych przedstawiono w podrozdziale 6.2.

6.2. Materiał badawczy

Analizie poddano dane z 29 posterunków wodowskazowych zlokalizowanych na rzekach systemów Warty, Pilicy i Bzury (rys. 6.1). Powierzchnie zlewni zamkniętych tymi wodowskazami są zróżnicowane i wynoszą od 246 do ponad 50 tys. km². Rozmieszczenie obiektów badawczych odzwierciedla niemal pełne spektrum warunków fizycznogeograficznych wpływających na proces kształtowania się przepływów niżówkowych oraz ich niedoborów w nizinnej części środkowej Polski.



Rys. 6.1. Rozmieszczenie wodowskazów objętych opracowaniem

W badanym zbiorze znalazły się też zlewnie, w których stwierdzono bardzo duże zmiany w reżimie odpływu i stosunkach wodnych, wywołane antropopresją. Efekty działalności górnictwa odkrywkowego regionu bełchatowskiego obserwowane są w zlewni Widawki, zamkniętej przekrojami w Rogóźnie i Podgórzu. Wpływ kopalń Konińskiego Zagłębia Węgla Brunatnego ukazano na przykładzie zlewni Kiełbaski po Kościelec. Podstawowe zmiany w naturalnym obiegu wody wiążą się tu z koniecznością ciągłego odwadniania górotworu w celu umożliwienia eksploatacji odkrywki udostępniającej złoża węgla brunatnego. W efekcie rozwija się ogromny lej depresyjny, z którego wody odpompowywane są poza obszar sztucznie wywoływanej depresji (Kaniecki 1991, Jeż i in. 1997). Warto zauważyć, że wody te pochodzą zarówno z zasobów podziemnych, powierzchniowych, jak i wód opadowych. Wody ze strefy leja kierowane są do cieków, często uszczelnionych w celu przeciwdziałania powtórnej infiltracji, w których naturalne przepływy przed rozpoczęciem odwadniania kopalni były nawet kilkakrotnie niższe. Skutkiem tego, powiększeniu o nową część „antropogeniczną” ulegają zlewnie recipientów wód kopalnianych, a reżim ich odpływu w znacznej mierze odzwierciedla tempo drenażu wód dołowych.

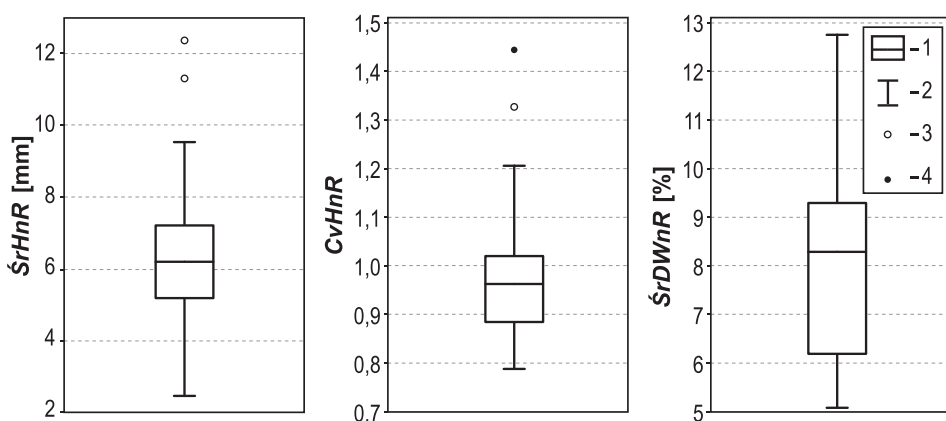
Efekty gospodarki komunalnej aglomeracji łódzkiej wiążą się z ponadzlewniowym przerzutem wody, przekraczającym dział wodny I rzędu. Większość ujęć wody dla miasta zlokalizowana jest w zlewni Pilicy (dorzecze Wisły), zaś grupowa oczyszczalnia ścieków kieruje oczyszczone wody do zlewni Neru (dorzecze Odry). W efekcie rzeka ta prowadzi dużo więcej wody niż w warunkach naturalnego drenażu, a reżim jej odpływu uzależniony jest w znacznej mierze od cyklu zużycia wody w mieście oraz specyfiki pracy oczyszczalni ścieków (Jokiel, Maksymiuk 2002). Warto dodać, iż większość kolektorów burzowych Łodzi kieruje wody opadowe również do Neru.

Kilka wodowskazów zlokalizowanych w południowej części badanego obszaru zamyka zlewnie, które mają charakter wyżynny. Uwzględniono je w pracy, gdyż zamykają źródłowe zlewnie nizinnych rzek regionu i zapewniają kontinuum analizy badanego zjawiska z biegiem rzeki. Jednym z kryteriów doboru zlewni była również długość i wiarygodność serii przepływów dobowych. Pod tym względem zbiór został uformowany tak, że we wszystkich przypadkach dysponowano serią obserwacyjną obejmującą okres 1951–2002, zgromadzoną i udostępnioną przez Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej.

Epizody niżówkowe zidentyfikowane zostały po ustaleniu przepływu granicznego. Za jego rzędną przyjęto przepływ odpowiadający 70. percentylowi na krzywej czasów trwania przepływów wraz z wyższymi ($Q_{70\%}$), wyznaczonemu na podstawie wartości dobowych dla całego wielolecia (por. podrozdz. 11.2.E). Modelowe badania wskazują, iż rzędna ta jest bardzo dobrym estymatorem wartości progowej niżówki, zarówno pod względem genetycznym, jak i stabilności czasowej (Tomaszewski 2012). Dla każdego ze zidentyfikowanych epizodów dokonano oszacowania niedoboru odpływu niżówkowego oraz czasu jego trwania.

6.3. Zmienność wieloletnia

Objętości rocznych niedoborów odpływu niżówkowego, oszacowane w badanych zlewniach dla wielolecia 1951–2002, przekształcono do postaci wskaźnikowej, aby umożliwić ich porównywanie ($\bar{S}rHnR$, por. podrozdz. 11.2.E). Przeciętny, wyrażony medianą, roczny wskaźnik niedoboru odpływu wyniósł 6,2 mm (rys. 6.2). Stanowi on zatem ok. 1% średniej wieloletniej sumy opadowej notowanej na tym obszarze. Dyspersja wartości $\bar{S}rHnR$ w badanych zlewniach nie jest duża, a rozkład mocno zbliżony do normalnego.

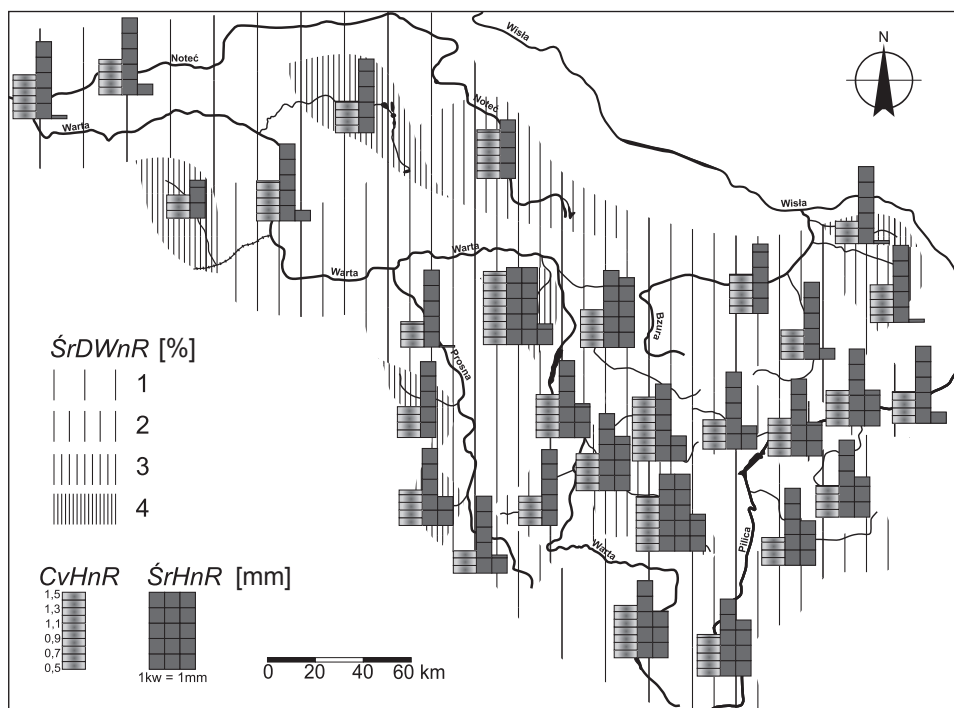


Rys. 6.2. Zróżnicowanie wybranych charakterystyk rocznych niedoborów odpływu niżówkowego w zlewniach środkowej Polski

Objaśnienia: $\bar{S}rHnR$ – średni roczny wskaźnik niedoboru odpływu niżówkowego; $CvHnR$ – współczynnik zmienności rocznego wskaźnika niedoboru odpływu niżówkowego; $\bar{S}rDwnR$ – średni roczny względny deficyt odpływu niżówkowego; 1 – zakres zmienności ograniczony pierwszym i trzecim kwartylem, wewnątrz mediana; 2 – zakres nieodstających w obrębie 1 odchylenia międzykwartylowego; 3 – wartości odstające do 1,5 odchylenia międzykwartylowego; 4 – wartości ekstremalne powyżej 1,5 odchylenia międzykwartylowego.

Rozstęp międzykwartylowy jest dość wąski (2 mm), a jego ekstrema zanotowano w Mogilnicy (2,5 mm) oraz w Widawce w Rogoźnie (12,4 mm). Wartości odstające występują jedynie powyżej mediany i dotyczą rzek dotkniętych silną antropopresją związaną z górnictwem odkrywkowym węgla brunatnego (Kiełbaska – Kościelec, Widawka – Rogoźno). Opisane prawidłowości widoczne są także w przestrzennym obrazie badanego zjawiska (rys. 6.3). Do grupy postęrków, w których obserwuje się szczególnie wysokie wskaźniki niedoboru odpływu niżówkowego, włączyć należy Podgórze na Widawce oraz Dąbie na Nerze. Przyczyną tego jest fakt, iż rzeki te poza zasilaniem naturalnym odbierają zrzuty wody pochodzące z lokalnej gospodarki wodnej. W procesie tym dochodzi zatem do międzyzlewniowego przemieszczania zasobów wodnych ponad

topograficznymi działami wodnymi (Ner) oraz bardzo poważnych zaburzeń w przebiegu działów hydrogeologicznych i topograficznych (Kielbaska, Widawka). Zastosowanie miary odnoszącej wielkość niedoboru odpływu do powierzchni zlewni (warstwa odpływu) powoduje zawyżenie uzyskiwanych wyników. Wskaźnik niedoboru odpływu niżówkowego odnosi bowiem wielkość obliczonego deficytu do powierzchni zlewni topograficznej (naturalnej), a nie uwzględnia zlewni włączonej antropogenicznie (przerzuty wody). Skutkuje to podwyższonymi deficytami w stosunku do niedoborów odpływu niżówkowego uzyskanymi dla rzek, których zlewnie topograficzne są miarodajną powierzchnią drenażu i cechują się dużą zgodnością topograficznego oraz hydrogeologicznego działu wodnego.



Rys. 6.3. Wybrane charakterystyki średnich rocznych niedoborów odpływu niżówkowego w zlewniach środkowej Polski (1951–2002)

Objaśnienia: średni roczny, względny niedobór odpływu niżówkowego $\bar{S}rDWNr$ [%]: 1 – 5,1–7,0; 2 – 7,1–9,0; 3 – 9,1–11,0; 4 – powyżej 11,0; $\bar{S}rHnR$ – średni roczny wskaźnik niedoboru odpływu niżówkowego; $CvHnR$ – współczynnik zmienności rocznego wskaźnika niedoboru odpływu niżówkowego.

Warto zauważyć, że zaobserwowane niedobory nie „przenoszą” się do rzeki głównej, gdyż na Warcie w Poznaniu wskaźnik $\bar{S}rHnR$ jest niższy od przeciętnej w całej grupie zlewni i wynosi 5,7 mm. Jest to oczywista konsekwencja różnic

w wielkości przepływu rzeki głównej i jej dopływów, jak również wpływu antropopresji na rozkład odpływu. W górnej części zlewni Warty oraz w rzekach systemu Pilicy niedobory odpływu są nieco wyższe niż na pozostałym obszarze. Uwarunkowań tego faktu należy szukać w sezonowości rozkładu głównego czynnika alimentacyjnego, jakim są opady atmosferyczne. Większy stopień kontynentalizmu pluwialnego sprzyja częstszemu pojawianiu się okresów niżówkowych w rzekach płynących w południowej i wschodniej części omawianego obszaru. Ponadto, transformująca rola jezior, których misy drenują głębsze poziomy wodonośne niż koryta rzek, sprzyja relatywnie niskim, wieloletnim deficytom odpływu niżówkowego w zlewniach pojeziernych (Bajkiewicz-Grabowska, Gutry-Korycka 1981, Tomaszewski 2011).

Do oceny wieloletniej zmienności niedoborów odpływu niżówkowego wykorzystano współczynnik zmienności ($CvHnR$, por. podrozdz. 11.2.E). Przeciętnie wynosi on 0,96 (rys. 6.2). Mimo znacznej niestabilności wieloletniej omawianej charakterystyki, jej dyspersja w grupie badanych zlewni jest niewielka, gdyż rozstęp międzykwartylowy zakreślony został wartościami 0,88 oraz 1,02, przy nieznacznie dodatniej asymetrii rozkładu, zdeterminowanej głównie przez dwa elementy odstające (Kielbaska – Kościelec, Grabia – Grabno). Warto zauważyć, że zmienność niedoborów odpływu niżówkowego była w tych zlewniach niemal dwukrotnie większa od minimum zanotowanego w Łasicy (0,79).

W ujęciu przestrzennym nie zaobserwowano wyraźnego porządku czy ukierunkowanej tendencji wzrostu lub spadku wartości $CvHnR$ (rys. 6.3). Wyjątek stanowi znowu grupa zlewni znajdujących się pod wpływem silnej antropopresji (Widawka, Ner, Kielbaska). Wysokie współczynniki zmienności HnR nie wynikają tu jednak z niestabilności obserwowanej w kolejnych latach wielolecia, lecz z faktu, że wskutek systematycznych zmian wywołanych działalnością człowieka poziom niedoborów odpływu niżówkowego na początku i końcu badanego okresu był skrajnie różny (głębokie niżówki w latach 50. wywołane suszą hydrologiczną i prawie całkowity zanik niżówek pod koniec XX w. wskutek intensywnej działalności wodnogospodarczej).

W zlewniach jeziornych, mimo stabilizującej roli zbiorników wodnych, skala zmienności wieloletniej niedoborów odpływu niżówkowego jest równa przeciętnej dla całego obszaru, a niekiedy nawet ją przekracza (np. Noteć – Pakość, $CvHnR = 1,13$). Dzieje się tak dlatego, że systemy rzeczno-jeziorne wykazują zdecydowanie szybsze tempo uzupełniania zasobów po okresie deficytowym, niż ma to miejsce w zlewniach, w których przepływy niżówkowe uzależnione są wyłącznie od reżimu zbiorników wód podziemnych strefy hydrologicznie czynnej (brak ograniczeń geofiltracyjnych przy uzupełnianiu zasobów misy jeziornej). W efekcie, zlewnie jeziorne szybciej reagują na impulsy alimentacyjne w fazie zaniku niżówki, co skutkuje wyższym współczynnikiem zmienności wieloletniej (Tomaszewski 2011). W pozostałych przypadkach zróżnicowanie przestrzenne $CvHnR$ jest niewielkie. Jeśli dodać do tego fakt, że wielkość badanego współczynnika

zmienności nie koreluje istotnie z powierzchnią zlewni, to można zaryzykować tezę, że o wieloletniej zmienności niedoborów odpływu niżówkowego decydują przede wszystkim czynniki hydroklimatyczne, oddziałujące w skali całego obszaru środkowej Polski.

Ciekawe informacje o reżimie przepływów niżówkowych można uzyskać na podstawie analizy względnego deficytu odpływu niżówkowego ($\dot{S}rDWnR$) – por. podrozdz. 11.2.E. Miara ta waloryzuje nie tylko natężenie zjawiska deficytu, lecz wskazuje także na stopień zdrenowania zasobów zlewni pozostających w związku z przepływem niżówkowym. Może zatem służyć za estymator stopnia surowości suszy hydrologicznej. Ponadto zapewnia ona pełną porównywalność wyników w zlewniach różnej wielkości i jest przydatna w analizach niżówek pojawiających się wzdłuż rzek tranzytowych, gdyż bazuje wyłącznie na obserwacjach pochodzących z danego przekroju pomiarowego.

Na badanym obszarze względny roczny deficyt odpływu niżówkowego osiąga przeciętnie 8,2% (rys. 6.2). Przedział połowy liczebności na tle wartości skrajnych jest relatywnie szeroki (6,2–9,3%) i wskazuje na istotne znaczenie indywidualnych cech badanych zlewni w kształtowaniu tej charakterystyki. Nie zaobserwowano żadnych elementów odstających rozkładu, zaś jego krańcowe wartości dotyczą Łasicy we Władysławowie (12,7%) oraz Noteci w Nowym Dreżdenku (5,05%).

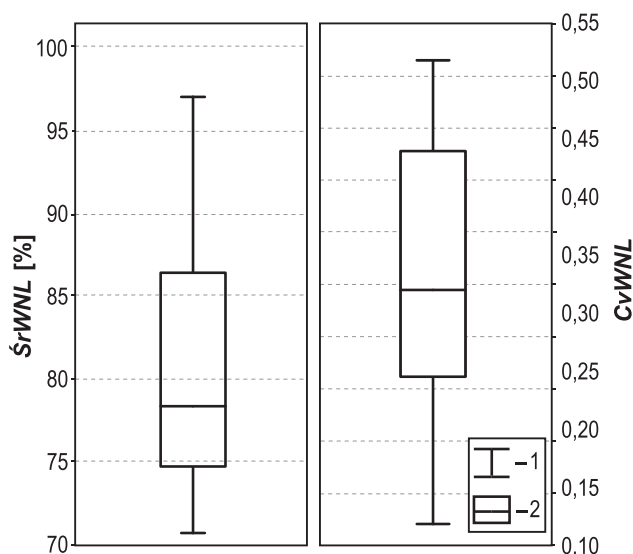
Wysoki stopień zdrenowania zasobów niżówkowych jest obserwowany przede wszystkim w zlewniach małych, w których głębokość rozcięć erozyjnych dolin i koryt rzecznych pozwala tylko na ograniczone kontakty hydrauliczne z drenowanymi poziomami wodonośnymi (rys. 6.3). Skutkuje to wysokimi współczynnikami wysychania zlewni (Jokiel 1992, 1994a, b) i znaczną podatnością na występowanie suszy hydrologicznej. Bardzo ciekawe wyniki uzyskano w odniesieniu do zlewni jeziornych. Charakteryzują się one bowiem relatywnie wysokimi wartościami $\dot{S}rDWnR$, podczas gdy wskaźniki niedoboru odpływu niżówkowego są tam stosunkowo niskie. Oznacza to, iż rozwój suszy hydrologicznej na tych obszarach bardzo szybko przyjmuje taki stopień natężenia, iż jest ona odczuwana w całej strefie aktywnej wymiany. Najniższe wartości względnego deficytu odpływu niżówkowego zaobserwowano w dolnych odcinkach dużych rzek (Warty, Noteci i Pilicy), w których bezwzględna wielkość zasobów wód płynących, kształtowana głównie przez wody allochtoniczne, wpływa łagodząco na przebieg krzywej wysychania i skutkuje niskimi niedoborami odpływu niżówkowego.

6.4. Struktura sezonowa

Analiza sezonowej struktury występowania niedoborów odpływu niżówkowego wnosi istotne informacje nie tylko o hydroklimatycznych uwarunkowaniach suszy hydrologicznej, lecz także wskazuje na typ genetyczny rozwijających się niżówek, a tym samym na stopień stacjonarności obserwowanych procesów.

Relacje pomiędzy niedoborami odpływu niżówkowego, kształtowanymi w półroczu ciepłym i chłodnym, oceniono na podstawie współczynnika niedoboru odpływu półrocza ciepłego (WNL) – por. podrozdz. 11.2.E. Wartości współczynnika oscylujące wokół 50% oznaczają równowagę w kształtowaniu niedoborów odpływu niżówkowego w obu półroczach. Wysoki współczynnik wskazuje na przewagę niedoborów letnich, a 100% – na ich absolutny brak w półroczu chłodnym. Niski współczynnik oznacza dominację sezonu zimowego w kształtowaniu przepływów niżówkowych, natomiast wartość 0% wskazuje na brak niżówek letnich (Tomaszewski 2012). Oczywiście możliwe jest również oszacowanie udziału niedoborów półrocza chłodnego w rocznej sumie deficytu odpływu, jednak w praktyce uzyskane wyniki charakteryzują się jedynie odwróceniem skali wartości w stosunku do WNL . Dlatego do dalszych analiz przyjęto tylko pierwszy z przedstawionych współczynników.

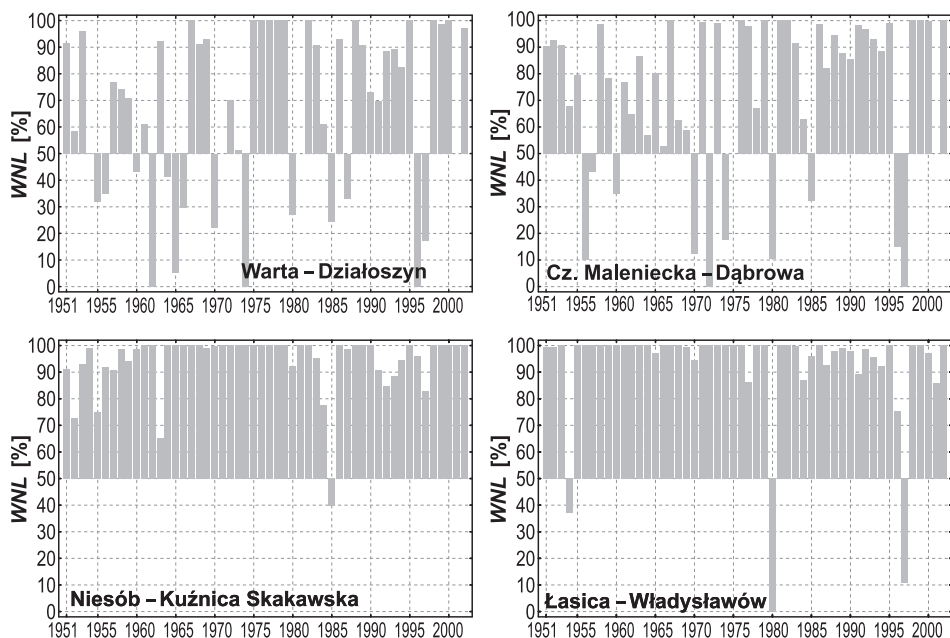
Przeciętny $\bar{S}rWNL$ dla badanych zlewni nizinnych wynosi 78,2%. Świadczy to o dużej roli półrocza ciepłego w formowaniu rocznych niedoborów odpływu niżówkowego, a nawet o jego dwukrotnej przewadze nad objętością niedoborów półrocza chłodnego (rys. 6.4). Rozrzut połowy wartości wokół mediany jest w tym przypadku dość duży, gdyż zawiera się w przedziale 74,6–86,2%. Maksimum rozkładu odnotowano w zlewni Łasicy (96,7%), zaś minimum – w zlewni górnej Noteci (70,6%).



Rys. 6.4. Zróznicowanie współczynnika niedoboru odpływu niżówkowego w półroczu ciepłym w badanych zlewniach nizinnych

Objaśnienia: $\bar{S}rWNL$ – średni współczynnik niedoboru odpływu niżówkowego półrocza ciepłego; $CvWNL$ – współczynnik zmienności współczynnika niedoboru odpływu niżówkowego półrocza ciepłego (pozostałe ozn. jak na rys. 6.2).

W przebiegu wieloletnim współczynników *WNL* nie zanotowano istotnych statystycznie trendów liniowych (por. podrozdz. 11.1.H). Za poziom ufności przyjęto w tym przypadku $\alpha = 0,01$, z uwagi na problemy z wiarygodnością statystyczną równań liniowych w szeregach wartości rocznych przy $\alpha = 0,05$. Wynikają one z dużej wrażliwości równania liniowego na skrajne elementy szeregu czasowego, zwłaszcza wtedy, gdy rozpatrywana zmienna ma interwał roczny. Wartości odstające od pozostałych w dwóch lub trzech latach na początku lub końcu badanego szeregu są w stanie tak zmienić współczynnik kierunkowy trendu, że staje się on istotny statystycznie. Dość prostym rozwiązaniem służącym poprawie wiarygodności prowadzonych analiz jest zaostrożenie kryterium poziomu istotności statystyki testowej. Często bowiem zdarza się, że podczas testowania trendu liniowego na poziomie $\alpha = 0,05$ konieczne są uzupełnienia interpretacyjne i informacje o skokowych zmianach na początku lub końcu badanego okresu. Tego rodzaju zabiegi mają charakter subiektywny, utrudniający statystyczną analizę zmienności oraz uniemożliwiający porównywanie wyników na szerszą skalę. Zastosowanie ostrzejszego kryterium (np. $\alpha = 0,01$) wyklucza przypadki statystycznie „niepewne”. Warto podkreślić, że zaprezentowane powyżej uwagi odnoszą się głównie do równań liniowych, opisujących szeregi wartości rocznych. Często bowiem zdarza się, iż ta sama zmienna rozpatrywana w dużo krótszych odstępach czasowych (miesięcznych czy dobowych – o ile jest to możliwe) nie wykazuje żadnej istotnej tendencji.

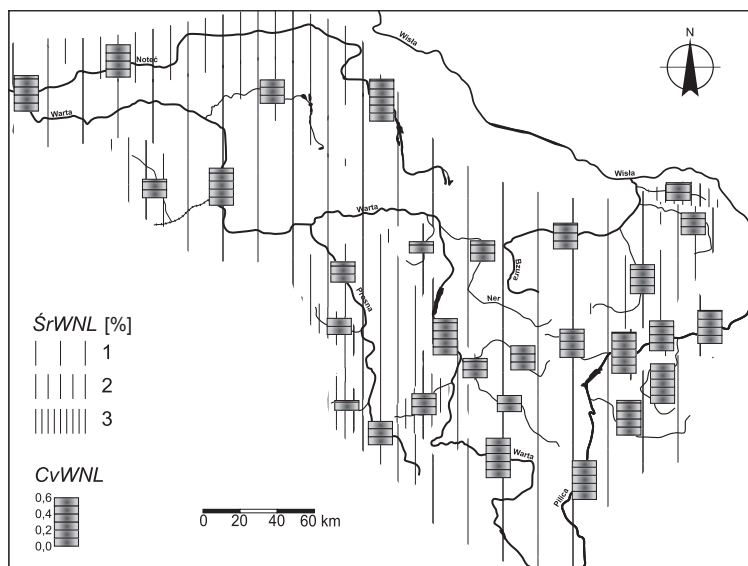


Rys. 6.5. Wieloletni przebieg współczynnika niedoboru odpływu niżówkowego w półroczu ciepłym w wybranych zlewniach środkowej Polski (1951–2002)

Objaśnienia: *WNL* – współczynnik niedoboru odpływu niżówkowego półrocza ciepłego.

Warto jednak zwrócić uwagę na pewne cechy zmienności wieloletniej omawianej charakterystyki (rys. 6.5). Otóż, bez względu na stopień przewagi niedoborów odpływu półrocza ciepłego nad niedoborami półrocza chłodnego w przebiegu wieloletnim bardzo często obserwuje się następujące bezpośrednio po sobie, skrajne wielkości współczynnika. Oznacza to, że w sąsiednich latach występują wyłącznie niżówki zimowe lub letnie. Średnia arytmetyczna, która jest miarą wrażliwą na wartości skrajne, zależy w tym przypadku bardziej od sekwencji kolejnych współczynników, przyjmujących wartości bliskie lub równe 0% i 100%, niż od wartości pozostałych. Obserwowane dychotomiczne cechy rozkładów mogą świadczyć o wyraźnych ograniczeniach czasowych epizodów niżówkowych oraz o ich grupowaniu się wewnątrz półroczy.

Najwyższe średnie współczynniki niedoboru odpływu niżówkowego w półroczu ciepłym ($\bar{S}rWNL$) wystąpiły głównie w małych zlewniach autochtonicznych (rys. 6.6). Wydaje się, że wielkość zlewni ma znaczący wpływ na wartość analizowanej charakterystyki, przy czym należy wiązać go raczej ze złożonością reżimu przepływów niżówkowych, zwłaszcza w dolnym biegu rzeki (wpływ dopływów), niż z wielkością powierzchni alimentacyjnej. Podwyższone współczynniki uzyskano jeszcze dla zlewni Prosny i Noteci. Najprawdopodobniej jest to uwarunkowane zarówno lokalną gospodarką wodną, która znacząco wpływa na proces ewapotranspiracji, jak i relatywnie niewielką zasobnością drenowanych tam poziomów wodonośnych.



Rys. 6.6. Średni współczynnik niedoboru odpływu niżówkowego i jego zmienność wieloletnia w półroczu ciepłym w zlewniach środkowej Polski (1951–2002)

Objaśnienia: średni współczynnik niedoboru odpływu niżówkowego półrocza ciepłego $\bar{S}rWNL$ [%]: 1 – 70,1–80,0; 2 – 80,1–90,0; 3 – 90,1–100,0; $CvWNL$ – współczynnik zmienności współczynnika niedoboru odpływu niżówkowego półrocza ciepłego.

Wieloletnia zmienność współczynników niedoboru odpływu niżówkowego w półroczu ciepłym jest dużo mniejsza, niż ma to miejsce w przypadku wskaźników niedoboru odpływu (rys. 6.4, por. rys. 6.2); $CvWNL$ – por. podrozdz. 11.2.E. Przeciętny $CvWNL$ w środkowej Polsce wynosi 0,32 i charakteryzuje się względnie szerokim przedziałem zmienności połowy liczebności (0,25–0,44). Największą stabilność wieloletnią wykazują charakterystyki WNL obliczone dla zlewni Niesobu po Kuźnicę Skakawską (0,12), najmniejszą zaś – uzyskane dla Pilicy po Spalę (0,51). Warto zauważyć, iż najwyższe współczynniki $CvWNL$ występują tam, gdzie przebieg wieloletni WNL ma charakter dychotomiczny. Są one zatem charakterystyczne dla rzek systemu Pilicy oraz całej Warty i Noteci (rys. 6.6). Znaczna zmienność wieloletnia WNL w dużych rzekach świadczy o tym, iż niesynchroniczność przepływów niżówkowych w zlewniach cząstkowych może wywierać poważny wpływ na sezonowe cechy reżimu rzeki głównej.

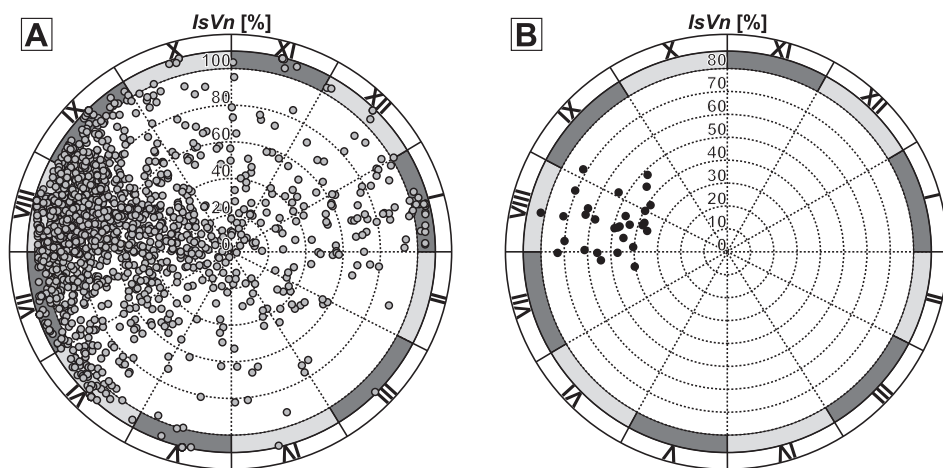
6.5. Pora koncentracji suszy hydrologicznej

Stopień surowości suszy hydrologicznej zależy głównie od warunków hydrometeorologicznych okresu poprzedzającego. Zależność ta może mieć zarówno wymiar sezonowy, jak i wieloletni. W odniesieniu do sezonu istotną rolę odgrywa czas wystąpienia niżówki względem okresów typowego zasilania (opady jesienne, roztopy wiosenne oraz nabierające coraz większego znaczenia odwilże śródzimowe lub deszcze w czasie łagodnych zim). W ujęciu wieloletnim szczególnie niebezpieczne jest wystąpienie suszy w środku lub pod koniec tzw. serii lat suchych, kiedy zasobne, głębokie zbiorniki wód podziemnych, stanowiące bazę drenażową zlewni, są w fazie zaawansowanej recesji. Z uwagi na fakt, że tempo ich odnawiania jest bardzo powolne, może dojść do takiej redukcji zasilania podstawowego, iż koryta cieków zaczną wysychać. Niemal każda susza hydrologiczna jest wynikiem oddziaływania obu przyczyn, których indywidualny wpływ jest bardzo trudny do ustalenia. Dlatego w cyklu sezonowym susze i niżówki pojawiają się z bardzo zmienną oraz trudną do przewidzenia częstotliwością i natężeniem.

Ponieważ niżówka rzeczna, będąca ostatnim ogniwem łańcucha reakcji na niedobory zasilania, postrzegana jest jako dobry wskaźnik rozwoju suszy hydrologicznej (por. podrozdz. 6.1), przyjęto założenie, że wielkość niedoborów odpływu niżówkowego zmienia się proporcjonalnie do natężenia (surowości) suszy hydrologicznej. Zatem charakterystyki wybranych cech sezonowej dynamiki niedoborów odpływu niżówkowego (np. indeks sezonowości, pora koncentracji) będą tu traktowane jako estymatory suszy hydrologicznej.

Ze względu na dużą nieregularność niżówek analizy sezonowe bazujące na interwałach miesięcznych są utrudnione. Dlatego dobrym rozwiązaniem jest zastosowanie wskaźników kompleksowej oceny zmienności sezonowej. Do oszacowania stopnia nierównomierności rocznego przebiegu niedoborów odpływu

niżówkowego oraz pory ich koncentracji można wykorzystać metodykę opartą na miarach kątowych, zaproponowaną przez C. G. Markhama (1970). Do analizy wykorzystano dwie miary sezonowości: indeks sezonowości ($IsVn$) oraz wskaźnik pory koncentracji suszy hydrologicznej ($WpkVn$) – por. podrozdz. 11.1.F. Na podstawie miesięcznych szeregów objętości niedoborów odpływu niżówkowego obliczono wskaźniki pory koncentracji i indeksy sezonowości suszy hydrologicznej dla każdego roku (rys. 6.7 A), a także wartości przeciętne dla całego wielolecia (rys. 6.7 B).



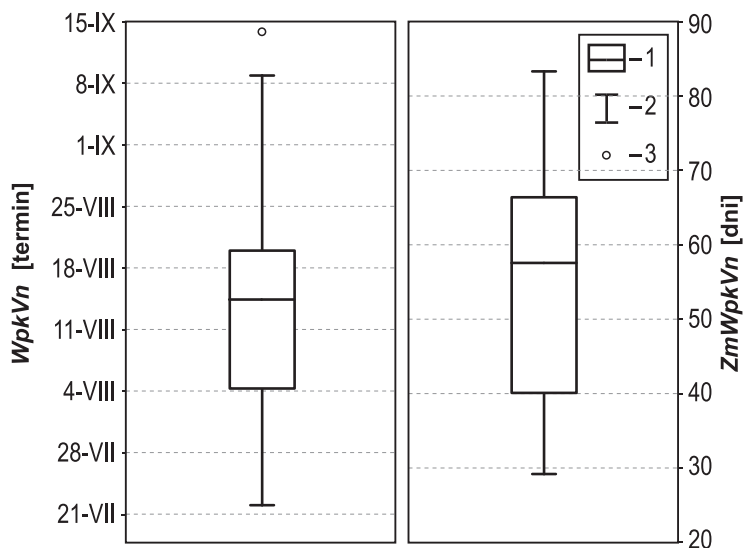
Rys. 6.7. Położenie grotów wektorów indeksu sezonowości i wskaźnika pory koncentracji suszy hydrologicznej obliczonych dla kolejnych lat (A) oraz dla wielolecia (B)

Objaśnienia: $IsVn$ – indeks sezonowości suszy hydrologicznej.

Przeciętna pora koncentracji suszy hydrologicznej w zlewniach środkowej Polski wypada 14 sierpnia. W połowie analizowanych przypadków $WpkVn$ przypada na dwie pierwsze dekady sierpnia, zaś skrajne wartości rozkładu wystąpiły 22 lipca (Wolbórka – Zawada) i 14 września (Noteć – Pakość) – rys. 6.7 B i 6.8. Warto zauważyć, że rozkład $WpkVn$ jest symetryczny i zbliżony do normalnego, co świadczy o dużej jednorodności warunków determinujących porę koncentracji. To z kolei wskazuje na dużą rolę relatywnie mało zróżnicowanych przestrzennie warunków klimatycznych, a w szczególności opadu i ewapotranspiracji.

Po raz kolejny potwierdza się teza o roli półrocza ciepłego w kształtowaniu niedoborów odpływu niżówkowego na nizinach (Kasprzyk, Kupczyk 1998, Tomaszewski 2007a). Ponadto uzasadnienie znajduje koncepcja rozdziału niżówek letnio-jesiennych na letnie i jesienne (Stachý i in. 1979). Z punktu widzenia reżimu rzeczno-deficytu odpływu częściej pojawiają się latem i są dużo większe, choćby z powodu dużych potrzeb wodnych roślinności. Jesienią mogą również powstawać głębokie niżówki, jednak zjawisko to występuje znacznie rzadziej,

a często jest efektem przedłużających się niżówek letnich. Zagadnienie to dobrze ilustruje rys. 6.7 A. Widać na nim bardzo wyraźną dysproporcję pomiędzy latami, w których pora koncentracji wystąpiła w sierpniu lub w miesiącach sąsiednich, a latami, w których pora ta wypadła w innych sezonach. Zwraca też uwagę fakt, że pora koncentracji suszy hydrologicznej pojawia się równie często jesienią, co zimą i gwałtownie kończy się w lutym. Nie należy tego jednak wiązać wyłącznie z warunkami termicznymi, lecz z faktem, iż na ten miesiąc przesunęła się w ostatnim dwudziestoleciu (z marca) pora koncentracji odpływu podziemnego i całkowitego na nizinach (Bartnik, Tomaszewski 2006, Tomaszewski 2007b).

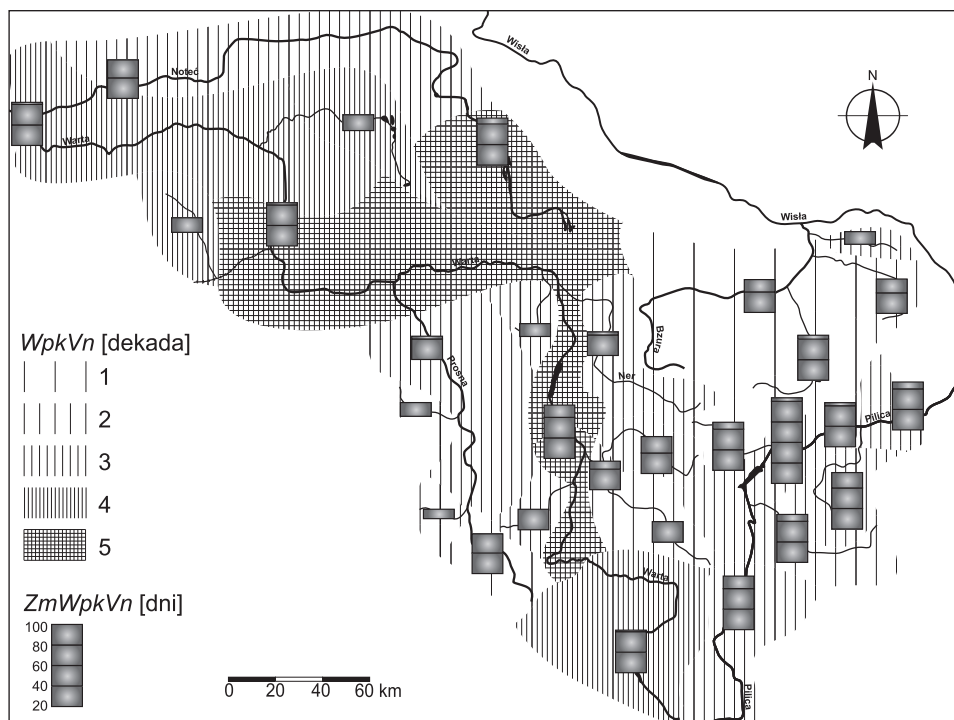


Rys. 6.8. Zróżnicowanie wskaźnika pory koncentracji suszy hydrologicznej ($WpkVn$) oraz wskaźnika jego średniej zmiany z roku na rok ($ZmWpkVn$)

Objaśnienia: jak na rys. 6.2.

Przestrzenne zróżnicowanie pory koncentracji suszy hydrologicznej wykazuje pewne uporządkowanie (rys. 6.9). Najwcześniej zjawisko to zachodzi w zlewni Bzury (pierwsza i druga dekada lipca). Ponadto, pora koncentracji na przełomie lipca i sierpnia pojawia się małych zlewniach autochtonicznych systemów Proсны i Pilicy. Mimo iż różnice czasowe $WpkVn$ są w całej próbkę zlewni stosunkowo niewielkie, to zanotowane „wyprzedzenie” w wymienionych zlewniach wynika najprawdopodobniej ze stosunkowo małych zdolności retencyjnych zbiorników strefy aktywnej wymiany. Dodatkowo ich niewielka powierzchnia oraz położenie w pobliżu stref wododziałowych sprawia, że koryta cieków płytko rozcinają drenowane poziomy wodonośne, przez co są bardziej podatne na formowanie letnich niedoborów odpływu niżówkowego. W zlewniach jeziornych pora koncentracji suszy hydrologicznej występuje później niż przeciętna w regionie. Jest to uwarun-

kowane buforującym oddziaływaniem mis jeziornych, które mogą alimentować wodę z krótkotrwałych opadów deszczu w fazie suszy glebowej, podczas gdy ich infiltracja do wód podziemnych jest wtedy znacznie ograniczona. Skutkiem jest łagodne tempo recesji zasobów i późna koncentracja suszy hydrologicznej.



Rys. 6.9. Pora koncentracji suszy hydrologicznej i jej wieloletnia zmienność (1951–2002)

Objaśnienia: wskaźnik pory koncentracji suszy hydrologicznej $WpkVn$ [dekada]: 1 – VII-3; 2 – VIII-1; 3 – VIII-2; 4 – VIII-3; 5 – IX-1; $ZmWpkVn$ – wskaźnik średniej zmiany $WpkVn$ z roku na rok.

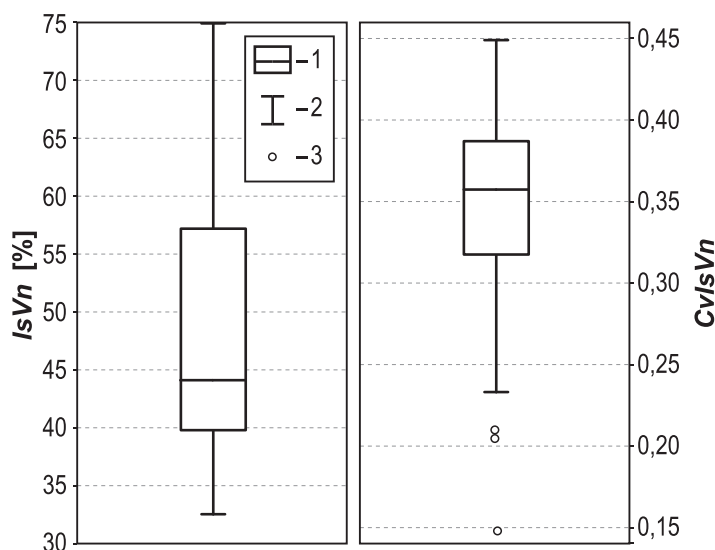
W skali całego regionu niedobory odpływu niżówkowego koncentrują się najpóźniej wzdłuż biegu Warty (przełom sierpnia i września). Jest to uwarunkowane nie tylko przyrastającą retencyjnością dorzecza, lecz także asynchronizacją występowania niżówek w rzece głównej i w poszczególnych jej dopływach. Warto zauważyć bardzo ciekawy kontrast pojawiający się w pradolinie warszawsko-berlińskiej. Mimo względnie podobnych warunków fizycznogeograficznych, w części wschodniej tej jednostki pora koncentracji występuje najwcześniej spośród rzek środkowej Polski, podczas gdy w jej części zachodniej – najpóźniej. Świadczy to o dużym wpływie allochtonicznych cech reżimu rzeczniczego na porę koncentracji (Warta) opóźnioną aż o dwa miesiące w stosunku do sąsiadującego z nią systemu autochtonicznego Bzury.

Wieloletnia stabilność pory koncentracji suszy hydrologicznej oceniona została na podstawie wskaźnika średniej zmiany z roku na rok ($ZmWpkVn$) – por. podrozdz. 11.1.C. Przeciętna zmiana $WpkVn$ z roku na rok w badanej próbkę zlewni wyniosła 58 dni (rys. 6.8). W połowie badanych przypadków czas ten wynosił od 40 do 67 dni, zaś ekstrema zakreszone zostały wartościami: 29 dni (Niesób – Kuźnica Skakawska) oraz 83 dni (Pilica – Spała). Rozkład w badanej próbce $ZmWpkVn$ był zbliżony do normalnego. Największą stabilność pory koncentracji suszy hydrologicznej wykazują zlewnie jeziorne oraz małe systemy, w których pora ta pojawiała się relatywnie wcześniej (rys. 6.9). Regularne występowanie $WpkVn$ odnotowano też w zlewniach poddanych silnej antropopresji, przejawiającej się stabilnymi w czasie zrzutami wód pochodzących z odwadniania kopalń odkrywkowych (Widawka, Kiełbaska) oraz zrzutami wód zużytych w gospodarce komunalnej (Ner). Natomiast znaczna niestabilność pory koncentracji pojawiła się w dużych rzekach. Należy to wiązać ze zróżnicowaniem genetycznym susz hydrologicznych w rzece głównej i jej dopływach. Interesujący jest przypadek Pilicy w Spale. Przeciętny $ZmWpkVn$ jest tam zdecydowanie większy niż w pozostałych przekrojach wodowskazowych zlokalizowanych na tej rzece. Jest to związane ze sposobem gospodarowania zasobami Zbiornika Sulejowskiego (leży on nieco powyżej tego wodowskazu). Działania operacyjne mające na celu ograniczanie skutków suszy wywołują zatem zaburzenia w naturalnej zmienności odpływu niżówkowego.

Wiele interesujących wniosków płynie nie tylko z analizy pory koncentracji, lecz także ze znajomości stopnia sezonowości niedoborów odpływu niżówkowego. Przeciętny indeks sezonowości w analizowanych zlewniach wynosi 44%. W połowie badanych przypadków $IsVn$ zmienia się w przedziale 40–57%, zaś ekstrema rozkładu wynoszą: 32,4% (Pilica – Spała) i 74,8% (Łasica – Władysławów) – por. rys. 6.7 B i 6.10. Liczby te wskazują, że niedobory odpływu niżówkowego, a co za tym idzie susze hydrologiczne, odznaczają się bardzo dużą sezonowością. Dla porównania poziom nierównomierności sezonowej opadów atmosferycznych na tym terenie wynosi ok. 25% (Kozuchowski, Wibig 1998), a odpływów całkowitych – 21% (Bartnik, Tomaszewski 2006). Najmniej zróżnicowany sezonowo jest odpływ podziemny, gdyż przeciętny Is na tym terenie wynosi jedynie 18,2% (Tomaszewski 2007b). Zwraca uwagę fakt, iż liczna grupa lat odznaczała się (w różnych zlewniach) indeksami sezonowości bliskimi 100% (rys. 6.7 A). Oznacza to, iż reżim przepływów niżówkowych jest bardzo uzależniony od krótkich epizodów letnich.

Rozkład wartości $IsVn$ jest nieznacznie asymetryczny dodatnio. Zwraca uwagę minimum, które stwierdzono w Spale na Pilicy (rys. 6.10). Jest ono efektem działań gospodarki wodnej na Zbiorniku Sulejowskim, wpływających na równomierne rozłożenie sezonowych niedoborów odpływu. W ujęciu przestrzennym bardzo niski poziom sezonowości zjawiska jest jednak obserwowany w całej zlewni Pilicy i wiąże się z występowaniem zasobnych zbiorników wód podziem-

nych w dobrze uszczelinionych skałach węglanowych, których reżim wpływa łagodząco na przebieg recesji oraz nachylenie krzywej wysychania (Jokiel 1994a) – rys. 6.11. Podwyższone $IsVn$ obserwuje się natomiast w zlewniach jeziornych (buforowanie lokalnych odchył i ekstremów przepływu przez misy jeziorne) oraz w małych zlewniach autochtonicznych.



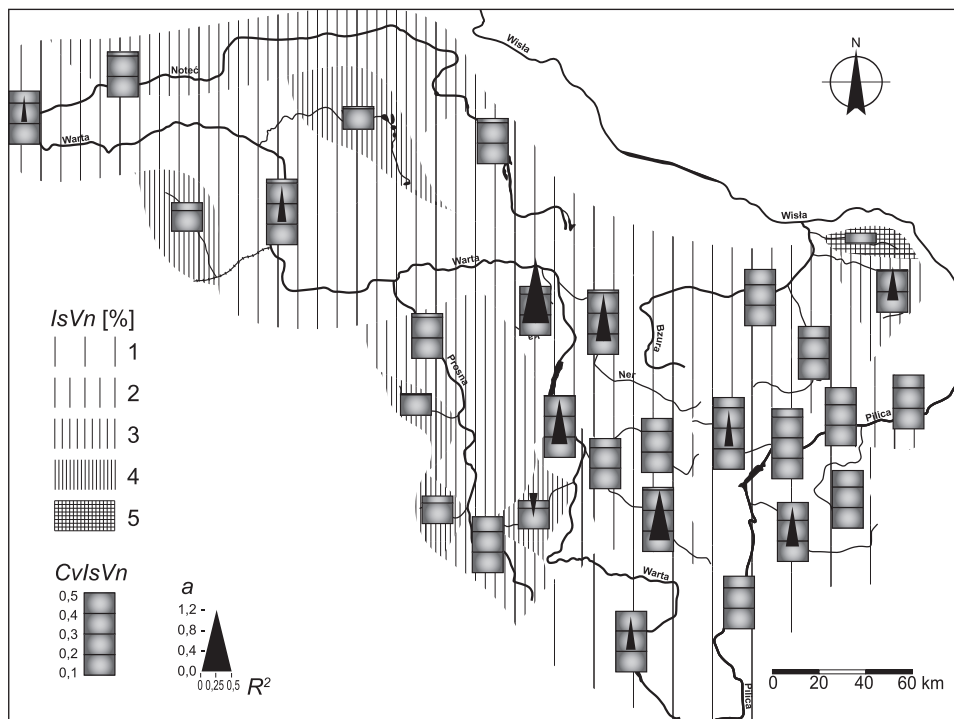
Rys. 6.10. Różnicowanie średniego indeksu sezonowości suszy hydrologicznej ($IsVn$) oraz jego współczynnika zmienności ($CvIsVn$) w badanej grupie zlewni

Objaśnienia: $IsVn$ – wieloletni indeks sezonowości suszy hydrologicznej; $CvIsVn$ – współczynnik zmienności indeksu sezonowości suszy hydrologicznej.

Wieloletnia stabilność indeksu sezonowości została oceniona na podstawie współczynnika zmienności ($CvIsVn$) – por. podrozdz. 11.2.C. Przeciętna zmienność indeksu sezonowości nie jest zbyt wysoka, gdyż wynosi 0,36 (rys. 6.10). Rozrzut współczynników nie jest duży (0,15–0,45), zaś lekka asymetria ujemna wskazuje, iż w kilku zlewniach roczne indeksy sezonowości są mało zmienne w wieloleciu. Do grupy tej należą wymienione już wcześniej zlewnie pojeziernie i małe zlewnie autochtoniczne (rys. 6.11). Jednak w większości badanych przypadków wieloletnia dynamika stopnia nierównomierności występowania suszy hydrologicznej jest bardzo podobna. Świadczy o tym chociażby dość wąski przedział połowy liczebności.

W kilku przypadkach zaobserwowano istotny statystycznie trend liniowy w wektorach indeksów sezonowości (rys. 6.11, 6.12). Najsilniejsze trendy dotyczą obszarów dotkniętych silną antropopresją (Widawka, Ner, Kielbaska). Warto zwrócić uwagę na współczynnik determinacji (R^2), który jest estymatorem skali wpływu działalności człowieka na stopień sezonowości niedoborów odpływu ni-

zówkowego. Jego wartości dowodzą, że składowa systematyczna wyjaśnia od 26 do 45% ogólnej zmienności indeksu sezonowości. Na pozostałych wodowskazach współczynniki te są już znacznie niższe, lecz godny uwagi jest fakt, iż wskutek działań wodnogospodarczych – związanych głównie z poborem, przerzutami i retencją wody – stopniowy wzrost indeksu sezonowości notowany jest na wodowskazach Warty.

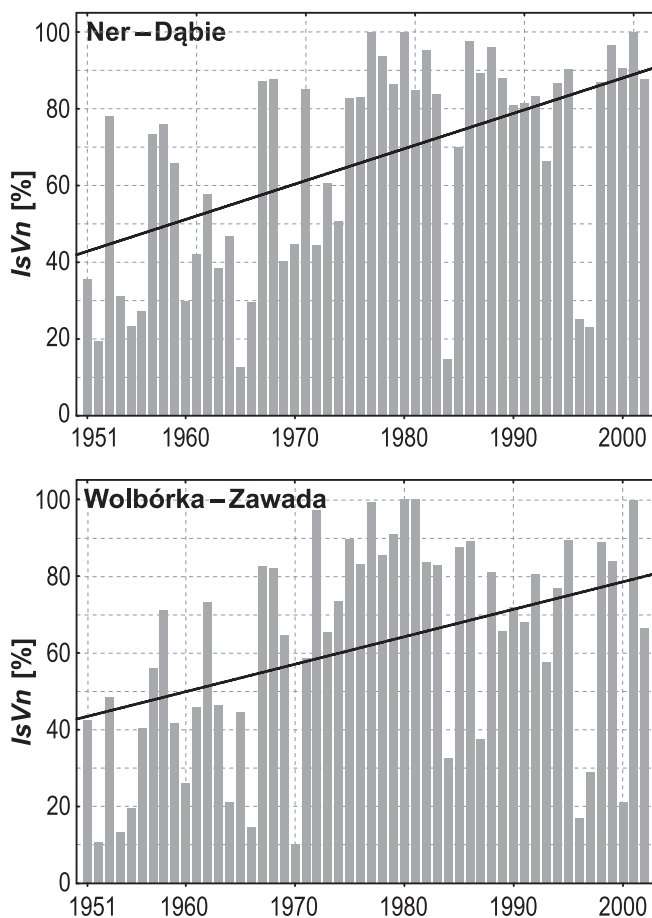


Rys. 6.11. Indeks sezonowości suszy hydrologicznej i jego wieloletnia zmienność (1951–2002)

Objaśnienia: indeks sezonowości suszy hydrologicznej ($IsVn$) [%]: 1 – 30,1–40,0; 2 – 40,1–50,0; 3 – 50,1–60,0; 4 – 60,1–70,0; 5 – 70,1–80,0; $CvIsVn$ – współczynnik zmienności $IsVn$; a – współczynnik kierunkowy równania istotnie statystycznie ($\alpha = 0,01$) trendu liniowego $IsVn$; R^2 – współczynnik dopasowania aproksymowanej linii trendu.

Z przeprowadzonych analiz wynika, że zarówno pora, jak i siła koncentracji suszy hydrologicznej w zlewniach nizinnych wykazuje istotne oraz wielokierunkowe zmiany i fluktuacje. Obliczone terminy pory koncentracji występują latem, przeciętnie w połowie sierpnia. Główną determinantą ich rozkładu czasowego są czynniki hydrometeorologiczne związane z opadami i ewapotranspiracją. Modyfikującą rolę odgrywają warunki hydrogeologiczne, obecność jezior oraz miejsce usytuowania w hierarchii sieci rzecznej. Indeks sezonowości suszy hydrologicznej jest uwarunkowany zasobnością i reżimem zbiorników wód podziemnych strefy

aktywnej wymiany, a w przypadku zlewni wysokich rzędów zależy od stopnia synchronizacji okresów niżówkowych na dopływach rzeki głównej. Natomiast sezonowa nierównomierność niedoborów odpływu niżówkowego, mierzona $CvIsVn$, jest bardzo podatna na wpływy antropogeniczne. W zlewniach znajdujących się pod silną antropopresją zmienność indeksu sezonowości wykazuje istotne statystycznie, dodatnie trendy wieloletnie (Widawka, Ner, Kiełbaska, Warta).

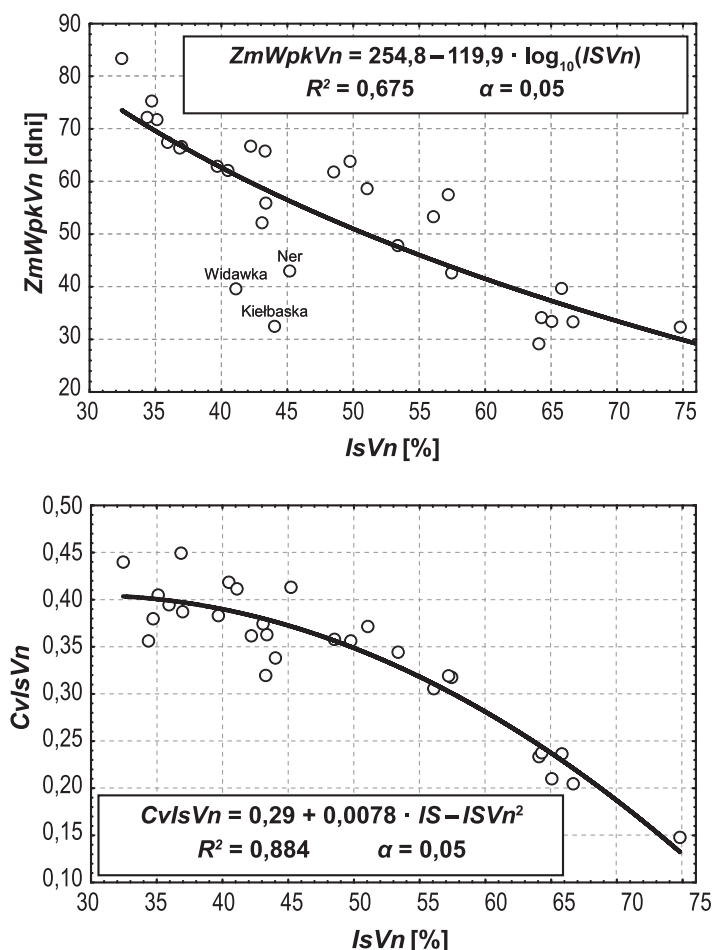


Rys. 6.12. Przykłady statystycznie istotnych trendów rocznych indeksów sezonowości suszy hydrologicznej

Objaśnienia: $IsVn$ – indeks sezonowości suszy hydrologicznej.

Zjawisko sezonowości suszy hydrologicznej posiada jeszcze jedną ciekawą właściwość. Otóż, przy niskich wartościach $IsVn$ pora koncentracji suszy hydrologicznej staje się niestabilna w wieloleciu (rys. 6.13 A). Zatem w zlewniach o względnie równomiernym rozłożeniu niedoborów odpływu niżówkowego

w ciągu roku niewielkie fluktuacje warunków hydroklimatycznych w poszczególnych latach sprawia, iż pora koncentracji zacznie występować w różnych, często odległych od siebie terminach. Z kolei w zlewniach charakteryzujących się dużą sezonowością niedoborów odpływu niżówkowego pora ich koncentracji będzie w poszczególnych latach podobna. Zależność ta jest szczególnie wyraźna i statystycznie istotna, jeśli wykluczymy z badanego zbioru przypadki, w których działania gospodarki wodnej sztucznie stabilizują porę koncentracji (Widawka, Ner, Kielbaska).



Rys. 6.13. Wybrane zależności regresyjne

Objaśnienia: $IsVn$ – indeks sezonowości suszy hydrologicznej; $CvIsVn$ – współczynnik zmienności $IsVn$; $ZmWpkVn$ – wskaźnik średniej zmiany wskaźnika pory koncentracji suszy hydrologicznej z roku na rok; α – poziom istotności statystycznej ustalonego równania regresji; R^2 – współczynnik determinacji.

Dużej sezonowości suszy hydrologicznej towarzyszy także jej znaczna stabilność wieloletnia (rys. 6.13 B). W ujęciu regionalnym pojawia się jednak „bariera” maksymalnej zmienności indeksu sezonowości. Wydaje się bowiem, że współczynniki zmienności Is/Vn w zlewniach nizinnych nie powinny być większe od 0,45. Można zatem zaryzykować stwierdzenie, że średni poziom sezonowości suszy hydrologicznej zarówno odgrywa kluczową rolę w kształtowaniu terminów jej pojawiania się, jak i determinuje jej zmienność w wieloleciu.

* * *

Identyfikacja oraz wieloaspektowa analiza wieloletnich i sezonowych cech reżimu niedoborów odpływu niżówkowego jest znacząca dla badań hydrologicznych. Dobre ich rozpoznanie może efektywnie wspierać narzędzia i strategie optymalnego ograniczania skutków suszy, a także ich prognozowania. Warto podkreślić fakt, iż rozpoznanie natury przepływów niżówkowych istotnie wzbogaca wiedzę o reżimie rzecznym i strukturze bilansu wodnego, co z kolei przynosi wymierne efekty w zakresie identyfikacji wielkości oraz dynamiki zasobów dyspozycyjnych.

7.

Analiza ekstremalnych stanów wód podziemnych na przykładzie płytkich poziomów wodonośnych środkowej Polski

Przemysław Tomalski

*Statystyka jest dla polityka jak latarnia dla nietrzeźwego,
służy raczej do podparcia niż do oświecenia.*

Hans Kuhn

7.1. Wprowadzenie

Badanie rozkładów prawdopodobieństwa stanów ekstremalnych, losowego zjawiska przyrodniczego, jest standardową procedurą statystyczną, bez której nie sposób wyobrazić sobie analizy jego szeregu czasowego. W hydrologii najwcześniej próbowano aproksymować rozkłady stanów wody i przepływów maksymalnych, gdyż te zjawiska są groźne dla człowieka i przynoszą często poważne straty gospodarcze. Nieco później zwrócono też uwagę na niekorzystny wpływ, jaki na ekonomiczną działalność człowieka (problemy żeglugowe, wyższe stężenia zanieczyszczeń, ograniczanie poboru wody itp.) wywierają stany i przepływy niskie. Zainteresowanie to zaowocowało wieloma udanymi próbami dopasowywania różnych funkcji prawdopodobieństwa do empirycznych szeregów wartości maksymalnych i minimalnych. To zaś przyniosło w efekcie możliwości prognozowania wielu charakterystyk ekstremalnych.

W znanej autorowi literaturze hydrogeologicznej nie podjęto dotąd próby dopasowania teoretycznych funkcji prawdopodobieństwa do empirycznych szeregów czasowych ekstremalnych stanów wód podziemnych, za wyjątkiem tych,

które podjął autor (Tomalski 2008, Tomalski 2011). Złożyło się na to zapewne kilka przyczyn. Po pierwsze, stany wód podziemnych są z reguły silnie skorelowane wewnętrznie, m.in. charakteryzują się wysokim poziomem inercji szeregów czasowych i to właściwie bez względu na krok czasowy między obserwacjami. W związku z tym ciągi tych zmiennych nie są w pełni losowe, a to bardzo utrudnia, a często nawet uniemożliwia stosowanie analiz bazujących na rachunku prawdopodobieństwa (dotyczy to w szczególności ciągów obserwacji codziennych i tygodniowych). Po drugie, badanie rozkładów statystycznych szeregów ekstremów rocznych, choć teoretycznie możliwe, to z uwagi na krótkie i często niejednorodne serie czasowe było dotąd bardzo utrudnione. Warto jednak wspomnieć, że dystrybuanty empiryczne, w przeciwieństwie do teoretycznych, stosowane były przez innych autorów (Somorowska 2003, 2011).

Analizy ekstremalnych rzędnych zwierciadła wody podziemnej prowadzone były przeważnie pod kątem określania terminów ich występowania (Głazik 1970, Wilgat i in. 1984, Chełmicki 1991). Nie poruszano natomiast problemu prognozowania teoretycznie możliwych stanów wypełnienia zbiorników wody podziemnej w sytuacjach jeszcze bardziej skrajnych niż te, które zanotowano w okresie obserwacji instrumentalnych. A przecież prognozy takie mogą być postawione, choćby w oparciu o aproksymację empirycznych rozkładów długich serii stanów zwierciadła wody podziemnej funkcjami teoretycznymi. Ich wyniki trzeba jednak interpretować bardzo ostrożnie, a to ze względu na istnienie wyżej wspomnianej inercji w szeregach czasowych, która występuje nie tylko w odniesieniu do średnich, lecz także ekstremów rocznych. Z drugiej strony jednak analiza taka może wnieść nowe informacje o funkcjonowaniu poziomów wodonośnych w sytuacjach szczególnie niekorzystnych dla gospodarki człowieka (podtopienia i susze hydrologiczne).

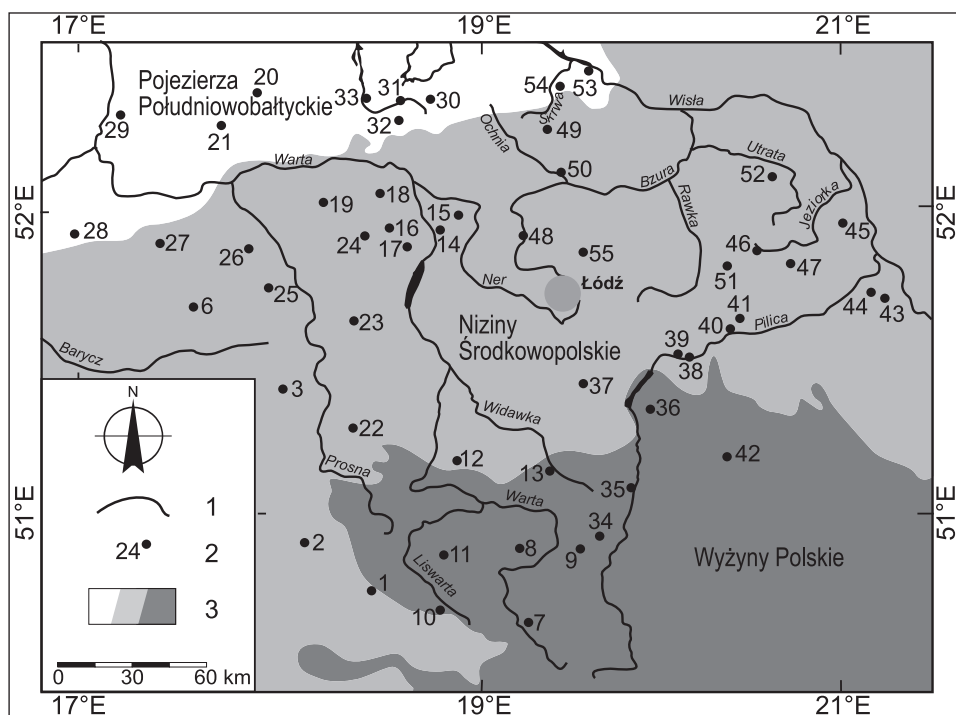
7.2. Obszar badań i materiał badawczy

Do badań wytypowany został obszar centralnej Polski, obejmujący zlewnie: Warty po Poznań, Pilicy, Jeziorki, Bzury i Skrwy Lewej oraz niewielkie fragmenty zlewni sąsiadujących. Tak zakreślony teren nie ma oczywiście statusu regionu w sensie fizycznogeograficznym, hydrograficznym, hydrogeologicznym czy też historycznym. Granice zakreślono jednak w taki sposób, by obejmował on charakterystyczną dla środkowej Polski mozaikę krajobrazów oraz warunków fizycznogeograficznych i hydrogeologicznych. Na teren ten składają się więc zarówno obszary Niżu Polskiego (ukształtowane w różnych fazach zlodowaceń), jak i część Wyżyn Polskich, zbudowanych ze skał przedczwartorzędowych, ale istotnie przemodelowanych w czasie kolejnych zlodowaceń.

Materiałem badawczym były serie tygodniowych pomiarów głębokości zwierciadła wód podziemnych ze studni obserwowanych do roku 2000 przez Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej (*G*), przeliczone na jego rzędne (*HP*)

– por. podrozdz. 11.2.A. Przed rozpoczęciem analizy, z całego dostępnego zbioru wybrane zostały piezometry spełniające następujące warunki:

- dostępne ciągi pomiarowe musiały być dłuższe niż 20 lat,
 - szeregi czasowe musiały być pełne, a ewentualne luki nie mogły być dłuższe niż 15 pomiarów (ok. 3 miesięcy),
 - serie musiały spełniać warunek jednorodności statystycznej i genetycznej.
- Istniejące luki pomiarowe zostały uzupełnione przy pomocy metody analogii (por. podrozdz. 11.1.A).



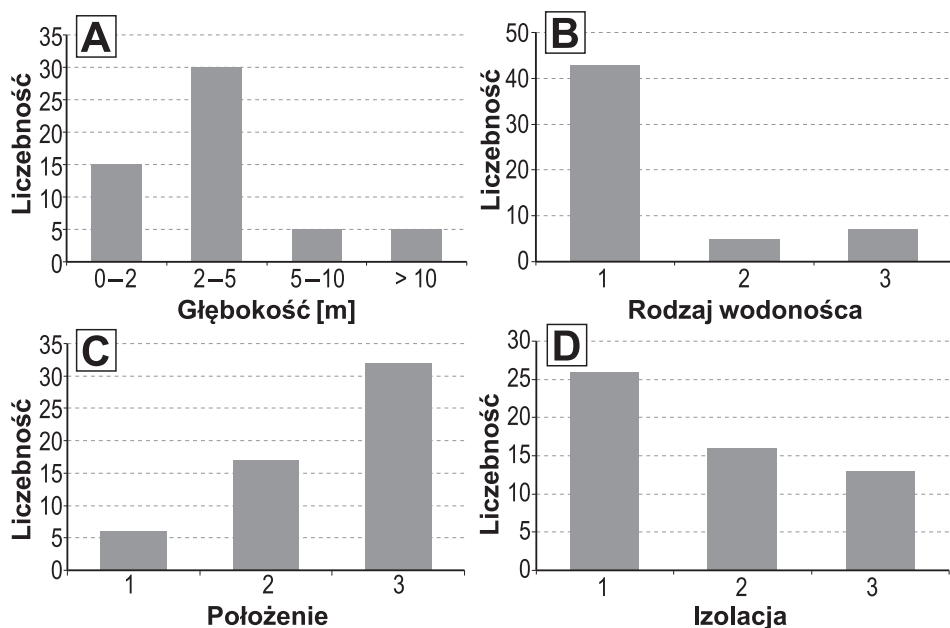
Rys. 7.1. Lokalizacja badanych poziomów wodonośnych (piezometrów) na tle makroregionów fizycznogeograficznych Polski

Objaśnienia: 1 – rzeki; 2 – poziomy wodonośne (piezometry); 3 – makroregiony fizycznogeograficzne; numeracja zgodna z tab. 7.1.

Określone wyżej warunki brzegowe spełniło tylko 49 piezometrów położonych w obrębie zakreślonego obszaru badań. Sześć kolejnych studni spełniło te warunki po niewielkim skróceniu serii pomiarowych, koniecznym z uwagi na wymóg jednorodności. Jednorodność statystyczna szeregów sprawdzana była dwoma testami: parametrycznym (test F-Snedecora – sprawdzający hipotezę zerową o równości wariancji) i nieparametrycznym (test serii – sprawdzający hipotezę zerową o pochodzeniu dwóch próbek z tej samej populacji generalnej; por.

podrozdz. 11.1.J). Oba testy zalecane są przez J. Pruchnickiego (1987) do oceny jednorodności szeregów czasowych zmiennych hydroklimatycznych. Najczęstszą przyczyną wykrywanej w szeregach niejednorodności statystycznej było istnienie w obrębie fragmentów lub w całej serii istotnego statystycznie trendu wskazującego na systematyczny wzrost lub spadek położenia zwierciadła wody podziemnej. Fragmenty te, a w kilku przypadkach nawet całe serie, zostały wyłączone z dalszej analizy. W jednym przypadku pojawiła się niejednorodność genetyczna wynikająca ze zmiany lokalizacji piezometru. W tym przypadku do analizy wykorzystano dłuższy fragment serii, który spełniał postulat jednorodności. Rozmieszczenie przestrzenne wszystkich 55 piezometrów na tle makroregionów fizyczno-geograficznych środkowej Polski (Kondracki 1998) przedstawia rys. 7.1.

W przypadku każdej studni zidentyfikowano też podstawowe charakterystyki fizycznogeograficzne miejsca jej lokalizacji (np. położenie morfologiczne, rzędną terenu itd.). Oprócz tego dla każdego poziomu wodonośnego, ujętego przez obserwowane studnie, określono jego podstawowe cechy hydrogeologiczne: rodzaj wodonośca, średnią głębokość do zwierciadła wody (*ŚrG*; por. podrozdz. 11.1.B), a także stopień izolacji poziomu wodonośnego od powierzchni. Ta ostatnia cecha została wyznaczona na podstawie modelu *GOD* (por. podrozdz. 11.2.F) zaproponowanego przez S. S. D. Fostera w 1978 r.



Rys. 7.2. Struktura próbki badanych piezometrów w świetle wybranych charakterystyk fizycznogeograficznych

Objaśnienia: A – średnia głębokość do wody; B – rodzaj wodonośca: 1 – piaski, 2 – soczewki piasków, 3 – skały węglanowe; C – położenie morfologiczne: 1 – terasa zalewowa, 2 – stok, 3 – wysoczyzna; D – stopień izolacji od powierzchni: 1 – niski, 2 – umiarkowany, 3 – wysoki.

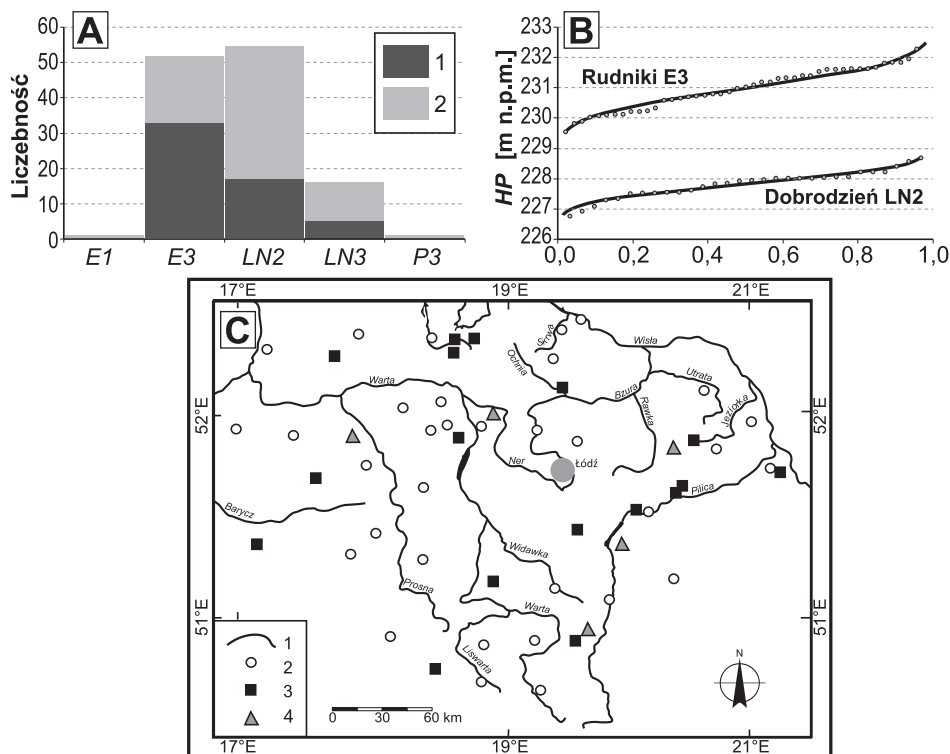
Wybrane charakterystyki fizycznogeograficzne badanej próbki piezometrów i ujmowanych przez nie poziomów wodonośnych przedstawia rys. 7.2. Większość piezometrów ujmujących te poziomy położona jest w obrębie wysoczyzn, zaś najmniej leży na terasie zalewowej. Wśród ujętych wodonośców dominują piaski (od drobnych do grubych). Zdecydowanie mniej jest studni ujmujących poziomy w skałach węglanowych i poziomów w izolowanych piaszczystych soczewkach w glinie. Połowa spośród badanych otworów to studnie płytkie o średniej głębokości do wody od 2 do 5 m. Mało jest też studni głębokich i bardzo głębokich (powyżej 10 m). Z punktu widzenia charakterystyki *GOD*, badane poziomy wodonośne są – w prawie połowie przypadków – izolowane w stopniu wysokim. Niską izolacją charakteryzuje się co czwarty poziom wodonośny.

7.3. Rozkłady prawdopodobieństwa ekstremów rocznych

Z wyjściowych szeregów czasowych tygodniowych głębokości do wody podziemnej (*G*) utworzono najpierw szeregi rzędnych zwierciadła nad poziomem morza (*HP* – por. podrozdz. 11.2.A), reprezentujących badane piezometry. Dzięki temu zabiegowi największe wartości będą odpowiadać najwyższemu położeniu zwierciadła wody podziemnej. Następnie wybrano stany ekstremalne i przekształcono je w odpowiednie serie maksymalnych i minimalnych rocznych rzędnych zwierciadła wody (*MaxHPR* i *MinHPR* – por. podrozdz. 11.1.C). Do każdego tak utworzonego ciągu liczbowego dopasowany został metodą momentów (por. podrozdz. 11.1.I) jeden z pięciu najczęściej stosowanych w hydrologii rozkładów prawdopodobieństwa (por. podrozdz. 11.1.I): rozkład Gumbela (*E1*), rozkład Fishera-Tippetta (*E3*), rozkład Pearsona III (*P3*) oraz dwa rozkłady logarytmiczno-normalne: dwu- i trójparametryczny (*LN2* i *LN3*). Aproksymację sprawdzano każdorazowo testem Kołmogorowa na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ (por. podrozdz. 11.1.J). Jeśli w przypadku dwu lub więcej rozkładów nie można było odrzucić hipotezy zerowej (o zgodności rozkładu teoretycznego z empirycznym), za najbardziej wiarygodny uznawano tę funkcję teoretyczną, dla której uzyskano najniższą wartość odległości D_{K-S} (Kołmogorowa), mając jednak na uwadze wszelkie ograniczenia wiążące się z zastosowaniem takiego rozwiązania. Z uwagi na metodę estymacji parametrów (metoda momentów), do rozstrzygnięcia problemu najlepszego dopasowania nie można było, niestety, wykorzystać kryterium informacyjnego H. Akaike (por. podrozdz. 11.1.I).

Typy funkcji teoretycznych o najlepszym dopasowaniu do empirycznych ciągów minimalnych rocznych stanów wody podziemnej przedstawia rys. 7.3 A, zaś ich parametry – tab. 7.1. Najlepszą aproksymację uzyskiwano tu zwykle, stosując teoretyczny rozkład Fishera-Tippetta – *E3*. Biorąc pod uwagę liczbę przypadków, na drugim miejscu znalazł się dwuparametryczny rozkład logarytmiczno-normalny – *LN2*. Jednak zwraca uwagę fakt, że wśród dopasowanych funkcji rozkładu

dominują dystrybuanty z tzw. dolnym ograniczeniem ($E3$, $LN3$; 38 z 55 przypadków). Oznacza to, że większość badanych poziomów wodonośnych środkowej Polski posiada pewien stan zasobów wodnych, poniżej którego ich drenaż jest już bardzo ograniczony. Można zatem postawić ostrożny wniosek, iż rzędna odpowiadająca dolnemu ograniczeniu rozkładów może wskazywać położenie dolnej granicy lokalnej strefy aktywnej wymiany.



Rys. 7.3. Rozkłady prawdopodobieństwa minimów rocznych

Objaśnienia: A – liczba dopasowanych rozkładów: 1 – funkcje najlepiej aproksymujące, 2 – funkcje spełniające zadane kryterium aproksymacji; B – przykłady dystrybuant najczęściej dopasowywanych rozkładów; HP – rzędna zwierciadła wody podziemnej; C – rozmieszczenie dopasowanych rozkładów: 1 – rzeki, 2 – rozkład Fishera-Tippetta ($E3$), 3 – rozkład logarytmiczno-normalny dwuparametryczny ($LN2$), 4 – rozkład logarytmiczno-normalny trójparymetryczny ($LN3$).

Przykłady dystrybuant empirycznej i teoretycznej dwóch najliczniej występujących rozkładów prezentuje rysunek 7.3 B. Przestrzenne rozmieszczenie piezometrów, których minima roczne aproksymowane są danymi funkcjami rozkładu nie wykazuje żadnych prawidłowości przestrzennych (rys. 7.3 C). Jedynie w zlewni Pilicy można zauważyć relatywnie mniejszy, niż w innych rejonach, udział piezometrów, w których minimalne roczne stany wody da się opisać rozkładem Fishera-Tippetta.

Tabela 7.1. Parametry rozkładów prawdopodobieństwa minimalnych rocznych stanów wody w środkowej Polsce

Lp.	Piezometr	Zlewnia	Długość serii [lata]	Dopasowa- ny rozkład	Parametry rozkładów			Stan wody o prawdopodobo- bieństwie nieosiągnięcia	
					$\mu_{LN2}/$ $\mu_{LN3}/$ α_{E3}	$\sigma_{LN2}/$ $\sigma_{LN3}/$ β_{E3}	$\varepsilon_{LN3}/$ ε_{E3}	50%	10%
1.	Dobrodzień	Mała Panew	30	LN2	5,429	0,002	–	227,82	227,24
2.	Dębiniac	Bogacica	50	E3	8,680	185,020	182,40	184,91	184,42
3.	Ostrzeszów	Barycz	47	E3	11,946	200,330	199,39	200,30	200,17
4.	Syców	Polska Woda	46	E3	7,897	166,550	163,49	166,41	165,79
5.	Prusice	Sąsiedzka	48	LN2	4,712	0,004	–	111,23	110,64
6.	Krotoszyn	Orla	44	LN2	4,902	0,003	–	134,55	134,09
7.	Żarki	Warta	50	E3	7,464	284,190	281,72	284,08	283,55
8.	Rudniki	Warta	45	E3	3,453	230,710	228,25	230,47	229,53
9.	Cielętniki	Wiercica	30	LN2	5,409	0,001	–	223,45	223,18
10.	Droniowice	Liswarta	49	E3	8,993	268,020	265,91	267,94	267,55
11.	Truskolasy	Liswarta	44	E3	4,410	285,220	284,33	285,15	284,87
12.	Siemkowice	Warta	30	LN2	5,203	0,001	–	181,90	181,60
13.	Dobryszyc	Widawka	25	E3	6,149	212,380	210,78	212,29	211,89
14.	Uniejów	Warta	48	E3	5,259	112,200	109,33	112,00	111,20
15.	Świnice	Ner	30	LN3	1,003	0,130	100,45	103,18	102,76
16.	Turkowice	Kielbaska	45	E3	5,854	121,450	118,82	121,29	120,61
17.	Dobra	Kielbaska	43	LN2	4,766	0,002	–	117,48	117,19
18.	Władysławów	Warta	23	E3	4,943	115,250	112,74	115,07	114,33
19.	Rychwał	Powa	47	E3	4,245	104,790	103,47	104,68	104,25

Tabela 7.1 (cd.)

Lp.	Piezometr	Zlewnia	Długość serii [lata]	Dopasowa- ny rozkład	Parametry rozkładów			Stan wody o prawdopodobo- bieństwo nieosiągnięcia	
					$\mu_{LN2}/$ $\mu_{LN3}/$ α_{E3}	$\sigma_{LN2}/$ $\sigma_{LN3}/$ β_{E3}	$\varepsilon_{LN3}/$ ε_{E3}	50%	10%
20.	Witkowo	Meszna	41	E3	88,107	111,710	91,42	111,63	111,20
21.	Września	Wrześnica	50	LN2	4,640	0,004	–	103,56	103,08
22.	Sokolniki	Proсна	37	E3	11,166	184,310	180,95	184,20	183,70
23.	Iwanowice	Proсна	40	E3	4,761	135,850	134,31	135,74	135,27
24.	Malanów	Swędnia	45	E3	5,961	171,100	169,93	171,04	170,74
25.	Sobótka	Proсна	44	E3	3,729	139,880	139,17	139,81	139,56
26.	Baranów	Proсна	46	LN3	1,895	0,057	116,74	123,39	122,92
27.	Borek	Kan. Kościański	48	E3	11,567	119,380	114,54	119,23	118,53
28.	Czerwona Wieś	Kan. Kościański	47	E3	2,899	70,249	69,59	70,17	69,89
29.	Poznań-Szczepan.	Cybina	48	E3	5,954	83,533	81,52	83,41	82,90
30.	Izbica Kuj.	Noteć	43	LN2	4,776	0,004	–	118,69	118,14
31.	Zaryń	Noteć	50	LN2	4,578	0,002	–	97,33	97,05
32.	Mostki	Noteć	45	LN2	4,561	0,005	–	95,65	95,04
33.	Kalina	Noteć	45	E3	4,148	79,407	78,73	79,35	79,12
34.	Silnica	Pilica	50	LN3	0,144	0,182	215,62	216,77	216,53
35.	Przedbórz	Pilica	41	E3	1,686	195,650	194,05	195,34	194,47
36.	Radonia	Pilica	50	LN3	2,315	0,039	186,88	197,00	196,51

37.	Szydłów	Luciąża	23	LN2	5,463	0,002	–	235,88	235,41
38.	Królowa Wola	Pilica	50	E3	4,502	163,780	161,61	163,61	162,93
39.	Teofilów	Pilica	22	LN2	4,990	0,002	–	146,90	146,59
40.	Domaniewice	Pilica	23	LN2	4,911	0,003	–	135,71	135,24
41.	Bieliny	Pilica	50	LN2	4,977	0,001	–	145,00	144,73
42.	Końskie-Bawaria	Drzewiczka	46	E3	9,209	253,730	249,41	253,56	252,79
43.	Łękawica	Pilica	50	LN2	4,669	0,002	–	106,55	106,25
44.	Grabów	Pilica	50	E3	2,014	109,570	109,19	109,51	109,32
45.	Czachówek	Czarna	23	E3	1,911	108,910	108,25	108,80	108,46
46.	Osuchów	Jeziorka	50	LN2	5,244	0,001	–	189,37	189,15
47.	Mała Wieś	Jeziorka	50	E3	1,671	174,250	172,64	173,93	173,06
48.	Bibianów	Bzura	50	E3	4,914	144,510	142,38	144,36	143,73
49.	Strzełce	Ochnia	31	E3	6,734	129,440	127,81	129,36	128,98
50.	Łęki Kościelne	Ochnia	23	LN2	4,623	0,008	–	101,84	100,79
51.	Chrzaszczewek	Rawka	23	LN3	4,237	0,009	98,81	168,03	167,28
52.	Milanówek	Utrata	47	E3	7,640	99,140	95,15	98,95	98,12
53.	Krakówka	Wisła	50	E3	3,845	57,026	56,32	56,92	56,71
54.	Helenów	Skrwa (lewa)	36	E3	12,057	79,089	76,15	79,00	78,59
55.	Stryków	Moszczenica	45	E3	3,541	156,840	155,62	156,72	156,27

Objaśnienia: μ_{LN2} – parametr położenia rozkładu logarytmiczno-normalnego dwuparametrycznego; μ_{LN3} – parametr położenia rozkładu logarytmiczno-normalnego trójparymetrycznego; σ_{E3} – parametr skali rozkładu Fishera-Tipetta; σ_{LN2} – parametr kształtu rozkładu logarytmiczno-normalnego dwuparametrycznego; σ_{LN3} – parametr kształtu rozkładu logarytmiczno-normalnego trójparymetrycznego; ε_{LN3} – dolne ograniczenie rozkładu logarytmiczno-normalnego trójparymetrycznego; ε_{E3} – dolne ograniczenie rozkładu Fishera-Tipetta.

Tabela 7.2. Parametry rozkładów prawdopodobieństwa maksymalnych rocznych stanów wody w środkowej Polsce

Lp.	Piezometr	Zlewnia	Długość serii [lata]	Dopasowa- ny rozkład	Parametry rozkładów				Stan wody o prawdopodobo- bieństwie przekroczenia	
					$\alpha_{E1}/$ $\mu_{LN2}/$ $\mu_{LN3}/$ α_{P3}	$\beta_{E1}/$ $\sigma_{LN2}/$ $\sigma_{LN3}/$ β_{P3}	$\varepsilon_{E1}/$ $\varepsilon_{LN3}/$ ε_{P3}	50%	10%	
1.	Dobrodzień	Mała Panew	30	LN2	5,4330	0,0026	—	—	228,84	229,61
2.	Dębiniec	Bogacica	50	LN2	5,2256	0,0020	—	—	185,96	186,43
3.	Ostrzeszów	Barycz	50	LN2	5,3034	0,0017	—	—	201,01	201,45
4.	Syców	Polska Woda	46	LN2	5,1230	0,0019	—	—	167,83	168,25
5.	Prusice	Sąsiedzka	48	P3	0,1330	2,3552	111,89	—	112,22	112,38
6.	Krotoszyn	Orla	48	LN2	4,9122	0,0046	—	—	135,93	136,73
7.	Żarki	Warta	50	LN2	5,6515	0,0016	—	—	284,71	285,29
8.	Rudniki	Warta	45	LN2	5,4424	0,0031	—	—	230,99	231,91
9.	Cielętniki	Wiercica	33	LN2	5,4146	0,0017	—	—	224,65	225,16
10.	Droniowice	Liswarta	49	LN2	5,5955	0,0012	—	—	269,21	269,62
11.	Truskolasy	Liswarta	44	LN2	5,6543	0,0009	—	—	285,52	285,84
12.	Siemkowice	Warta	30	LN2	5,2080	0,0003	—	—	182,73	182,81
13.	Dobryszyc	Widawka	25	LN2	5,3595	0,0014	—	—	212,62	213,02
14.	Uniejów	Warta	48	LN3	3,5673	0,0213	77,38	—	112,80	113,78
15	Świnice	Ner	30	LN3	2,0239	0,0667	96,41	—	103,98	104,65
16.	Turkowice	Kielbaska	45	LN2	4,8052	0,0036	—	—	122,14	122,71
17.	Dobra	Kielbaska	43	LN3	1,4576	0,0541	113,97	—	118,27	118,57

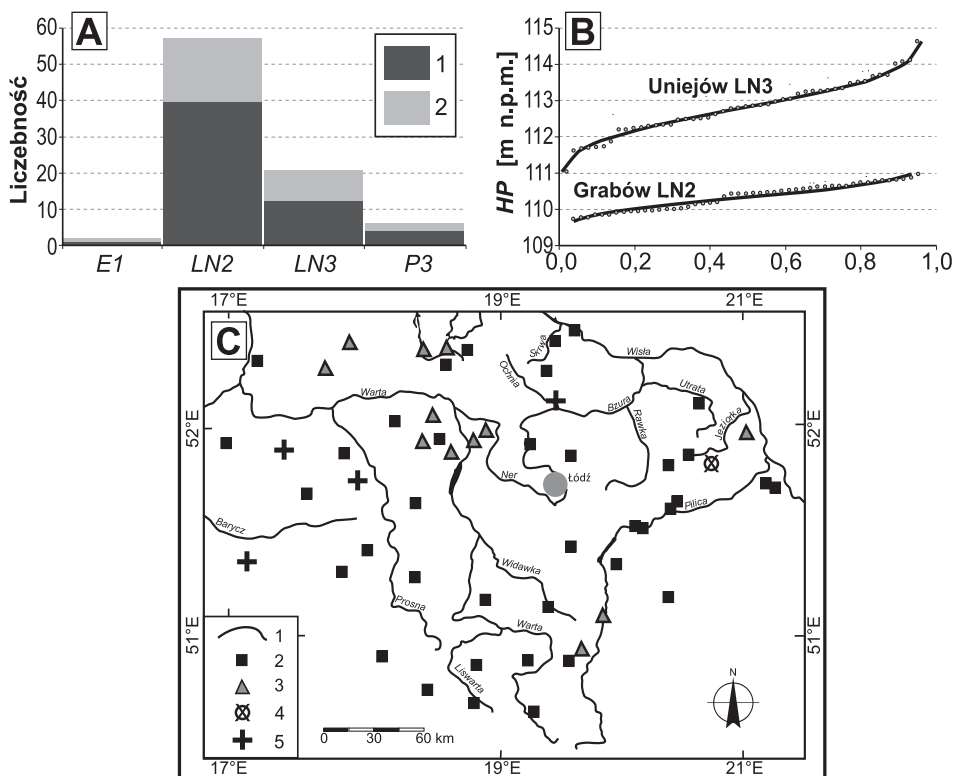
18.	Władysławów	Warta	23	LN3	1,1779	0,1151	113,28	116,53	117,04
19.	Rychwał	Powa	47	LN2	4,6607	0,0010	–	105,71	105,85
20.	Witkowo	Meszna	40	LN3	1,3163	0,4176	111,92	112,19	112,38
21.	Września	Września	49	LN3	0,7067	0,0956	102,93	104,96	105,22
22.	Sokolniki	Proсна	46	LN2	5,2212	0,0013	–	185,15	185,46
23.	Iwanowice	Proсна	40	LN2	4,9206	0,0060	–	137,08	138,13
24.	Malanów	Śwędźnia	45	LN3	1,3953	0,0524	167,82	171,86	172,14
25.	Sobótka	Proсна	44	P3	0,3489	1,2674	140,51	141,13	141,38
26.	Baranów	Proсна	46	LN2	4,8272	0,0037	–	124,86	125,46
27.	Borek	Kan.Kościński	48	P3	0,2469	2,2036	120,32	120,95	121,26
28.	Czerwona Wieś	Kan.Kościński	46	LN2	4,2630	0,0079	–	71,03	71,75
29.	Poznań-Szczep.	Cybina	48	LN2	4,4403	0,0046	–	84,80	85,30
30.	Izbica Kuj.	Noteć	43	LN2	4,7822	0,0039	–	119,36	119,95
31.	Zaryń	Noteć	50	LN3	0,2043	0,2631	96,50	97,73	98,22
32.	Mostki	Noteć	45	LN2	4,5749	0,0083	–	97,01	98,05
33.	Kalina	Noteć	45	LN3	0,4632	0,1663	78,20	79,79	80,17
34.	Silnica	Pilica	50	LN3	0,5387	0,1913	215,92	217,63	218,11
35.	Przedbórz	Pilica	42	LN3	2,2592	0,2520	189,36	198,94	202,58
36.	Radonia	Pilica	50	LN2	5,2862	0,0024	–	197,60	198,19
37.	Szydłów	Luciąża	23	LN2	5,4674	0,0017	–	236,84	237,36
38.	Królowa Wola	Pilica	50	LN2	5,0997	0,0030	–	163,97	164,61
39.	Teofilów	Pilica	21	LN2	4,9942	0,0023	–	147,56	147,99

Tabela 7.2 (cd.)

Lp.	Piezometr	Zlewnia	Długość serii [lata]	Dopasowa- ny rozkład	Parametry rozkładów			Stan wody o prawdopodobo- bieństwie przekroczenia	
					$\alpha_{E1}/$ $\mu_{LN2}/$ $\mu_{LN3}/$ α_{P3}	$\beta_{E1}/$ $\sigma_{LN2}/$ $\sigma_{LN3}/$ β_{P3}	$\varepsilon_{E1}/$ $\varepsilon_{LN3}/$ ε_{P3}	50%	10%
40.	Domaniewice	Pilica	23	LN2	4,9172	0,0022	–	136,62	137,01
41.	Biłiny	Pilica	50	LN2	4,9816	0,0023	–	145,71	146,15
42.	Końskie-Bawaria	Drzewiczka	46	LN2	5,5411	0,0013	–	254,95	255,38
43.	Łękawica	Pilica	50	LN2	4,6724	0,0027	–	106,96	107,33
44.	Grabów	Pilica	50	LN2	4,7036	0,0033	–	110,34	110,82
45.	Czachówek	Czarna	23	LN3	4,1955	0,0065	42,96	109,35	109,90
46.	Osuchów	Jeziora	50	LN2	5,2510	0,0014	–	190,75	191,10
47.	Mała Wieś	Jeziora	50	E1	0,9030	174,47	–	174,88	177,19
48.	Bibianów	Bzura	50	LN2	4,9783	0,0036	–	145,23	145,91
49.	Strzelce	Ochnia	47	LN2	4,8702	0,0062	–	130,34	131,38
50.	Łęki Kościelne	Ochnia	23	P3	0,3363	1,2495	103,35	103,83	104,04
51.	Chrzęszczewek	Rawka	23	LN2	5,1260	0,0037	–	168,34	169,15
52.	Milanówek	Utrata	46	LN2	4,6021	0,0069	–	99,70	100,58
53.	Krakówka	Wisła	50	LN2	4,0556	0,0045	–	57,72	58,06
54.	Helenów	Skrwa(lewa)	36	LN2	4,3774	0,0044	–	79,63	80,08
55.	Stryków	Moszczenica	45	LN2	5,0575	0,0029	–	157,20	157,79

Objaśnienia: α_{E1} – parametr skali rozkładu Gumbela; α_{P3} – parametr skali rozkładu Pearsona typu III; β_{E1} – parametr kształtu rozkładu Gumbela; β_{P3} – parametr kształtu rozkładu Pearsona typu III; ε_{E1} – dolne ograniczenie rozkładu Gumbela; ε_{P3} – dolne ograniczenie rozkładu Pearsona typu III; pozostałe ozn. jak w tab. 7.1.

Rodzaje dopasowanych rozkładów do maksymalnych rocznych stanów wody podziemnej przedstawia rys. 7.4 A, a ich parametry – tab. 7.2. W tym przypadku najlepszą aproksymację zapewniały najczęściej funkcje logarytmiczno-normalne dwu- i trójparymetryczne. Tylko w nielicznych przypadkach za bardziej wiarygodne można było uznać inne rozkłady. Przykłady dystrybuant empirycznej i teoretycznej tych dwóch rozkładów opisujących roczne maksima dwu piezometrów prezentuje rys. 7.4 B. Interesujące jest to, że stosunkowo słabo reprezentowane są tu funkcje specjalnie stworzone do aproksymacji wartości ekstremalnych (tylko jedno dopasowanie rozkładu Gumbela w wersji dla maksimumów).



Rys. 7.4. Rozkłady prawdopodobieństwa maksimów rocznych

Objaśnienia: A – liczba dopasowanych rozkładów: 1 – rozkłady najlepiej aproksymujące, 2 – rozkłady spełniające zadane kryterium aproksymacji; B – dystrybuanty najczęściej dopasowywanych rozkładów; HP – rzędna zwierciadła wody podziemnej; C – rozmieszczenie dopasowanych rozkładów: 1 – rzeki, 2 – rozkład Pearsona typu III (P3), 3 – rozkład logarytmiczno-normalny dwuparametryczny (LN2), 4 – rozkład logarytmiczno-normalny trójparymetryczny (LN3), 5 – rozkład Gumbela (E1).

Przestrzenne rozmieszczenie piezometrów z określonymi funkcjami aproksymującymi najwyższe stany wody podziemnej wskazuje, że posterunki pomiarowe, których serie maksimów aproksymuje rozkład $LN3$, grupują się w północnej części obszaru (rys. 7.4 C). Jednocześnie na południowym wschodzie (zlewnia Pilicy) najlepszą aproksymację zapewnia zwykle rozkład logarytmiczno-normalny dwuparametryczny ($LN2$). Na pozostałym obszarze, zróżnicowanie jest dużo większe (cztery rodzaje rozkładów), przy małej reprezentacji $LN2$.

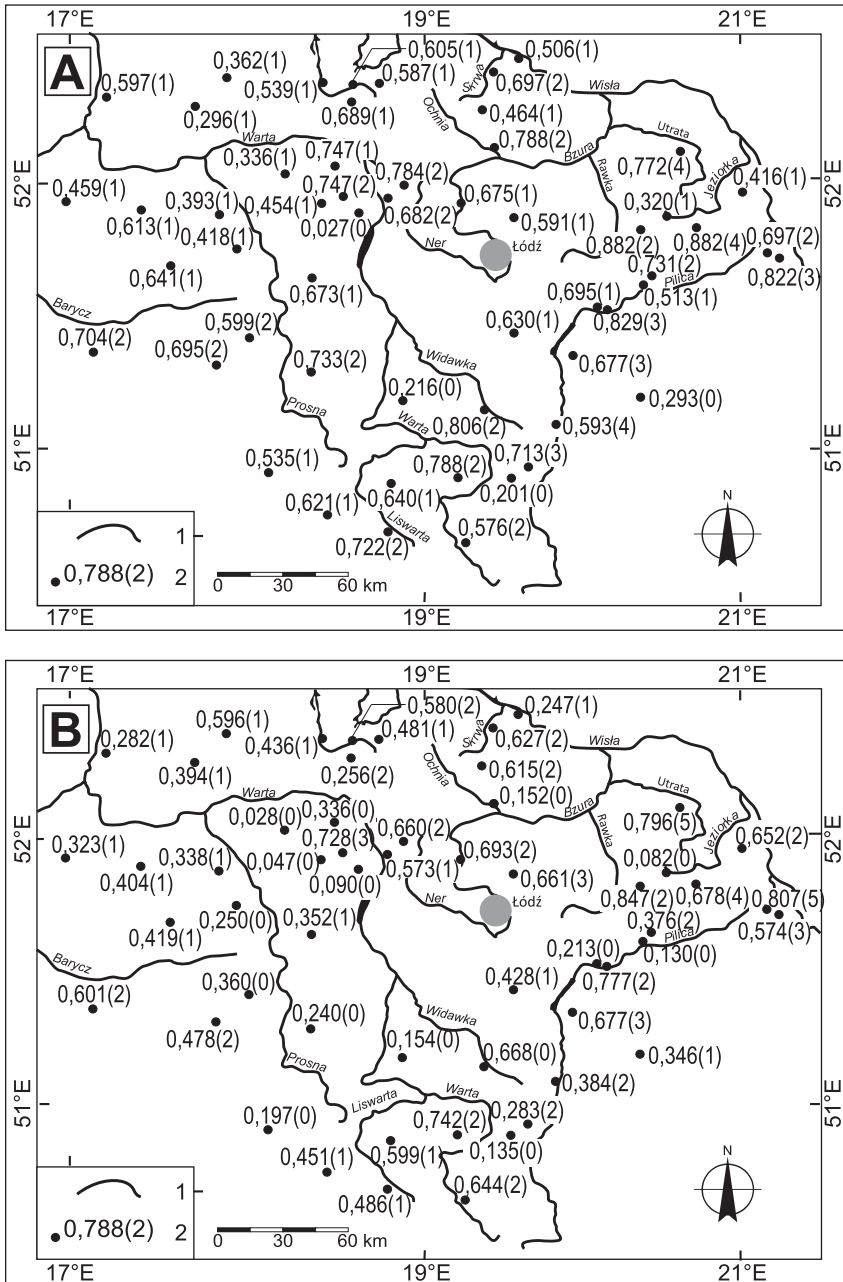
Typy rozkładów prawdopodobieństwa, które wybrano do aproksymacji poszczególnych szeregów maksymalnych i minimalnych stanów zwierciadła wody podziemnej, porównano ze zidentyfikowanymi równolegle własnościami poziomów wodonośnych. Z uwagi na fakt, że wyżej wymienione cechy poziomów wodonośnych mają przeważnie charakter jakościowy, do analizy związków użyto tablic wielodzielczych (por. podrozdz. 11.1.G). Opierano się tu na sugestiiach zawartych w pracach G. U. Yule'a i M. G. Kendalla (1966) oraz J. Pruchnickiego (1987). W przypadku każdej tablicy obliczano statystykę testową T_{χ}^2 (por. podrozdz. 11.1.J) w celu zbadania istotności statystycznej związków między analizowanymi zmiennymi. Przyjęto dosyć liberalną granicę przedziału ufności i sprawdzano istotność związku na poziomie $\alpha = 0,10$. Jeżeli procedura testowania potwierdziła istnienie powiązań między zmiennymi, obliczano współczynnik $CRAM$ (Cramera) w celu określenia siły tego związku (por. podrozdz. 11.1.J).

Jedynie dla maksimów rocznych udało się potwierdzić istnienie związku między charakterem dopasowanego rozkładu a średnią głębokością do zwierciadła wody w danym poziomie wodonośnym. Współczynnik $CRAM$ Cramera wynosi tu 0,31, co wskazuje na przeciętną siłę tej zależności. Z przeprowadzonych analiz wynika również, że rozkład Pearsona ($P3$) stosunkowo najlepiej aproksymuje empiryczne rozkłady maksimów w studniach najpłytszych (do 2 m), podczas gdy rozkłady empiryczne studni głębszych lepiej aproksymuje funkcja logarytmiczno-normalna dwuparametryczna ($LN2$). Ponadto, z badań wynika, iż pomiędzy pozostałymi zmiennymi jakościowymi nie występują istotne statystycznie powiązania.

7.4. Współczynniki autokorelacji ekstremów rocznych

Dla każdego poziomu wodonośnego obliczono również współczynniki autokorelacji – osobno dla maksymalnych i osobno dla minimalnych rocznych rzędnych zwierciadła wody podziemnej ($Ra_kMaxHPR$ i $Ra_kMinHPR$ – por. podrozdz. 11.1.G). Zidentyfikowano współczynniki przy przesunięciach k od 1 do 5. Istotność statystyczna tych charakterystyk została sprawdzona testem Boxa-Ljunga na poziomie $\alpha = 0,05$ (por. podrozdz. 11.1.J).

Współczynniki autokorelacji minimalnych rocznych stanów wód podziemnych (rys. 7.5 A) przy przesunięciu $k = 1$ ($Ra_kMinHPR$) są zróżnicowane, jednak



Rys. 7.5. Współczynniki autokorelacji ekstremów rocznych

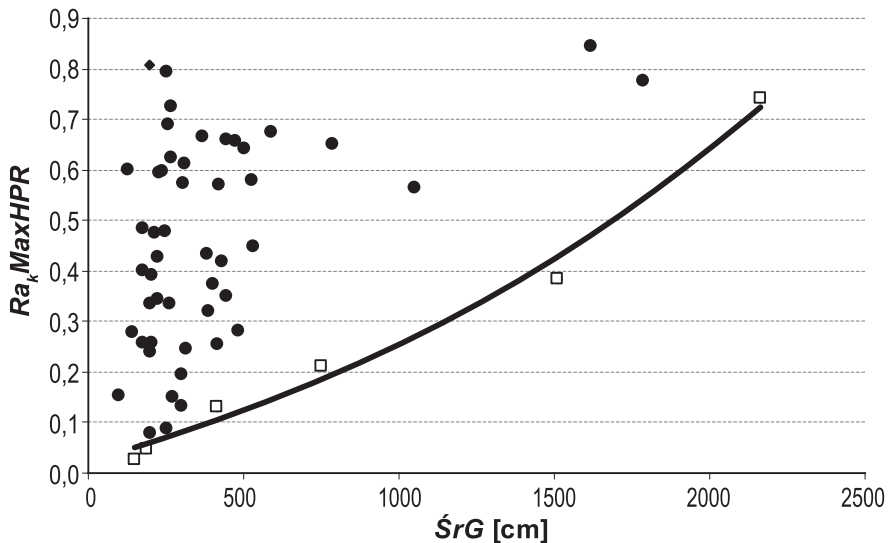
Objaśnienia: A – współczynniki autokorelacji minimów rocznych; B – współczynniki autokorelacji maksimów rocznych: 1 – rzeki, 2 – $R_{k,MinHPR}$, $R_{k,MaxHPR}$ – współczynniki autokorelacji ekstremów rocznych przy $k = 1$; (N) – liczba statystycznie istotnych $R_{k,MinHPR}$ lub $R_{k,MaxHPR}$.

przeważnie (w 31 z 55 przypadków) większe od 0,60 – przeciętna w zbiorze jest równa 0,59. Oznacza to, że szeregi minimów rocznych mają dużą inercję, a więc niżówki wód podziemnych mogą przechodzić z roku na rok. Warto jednak zauważyć, że „pamięć” ta rzadko przekracza dwa kolejne lata. Bardzo wysokie współczynniki autokorelacji $Ra_k MinHPR$ dla $k = 1$ ($> 0,8$), które stwierdzono w szeregach pochodzących z piezometrów we wschodniej części badanego obszaru, mogą natomiast oznaczać, że zbiorniki wód podziemnych posiadają tam dłuższy niż roczny rytm zmian napęnlennia. Wskazuje na to również liczba istotnych, kolejnych współczynników autokorelacji, która waha się do 0 do 4. Warto tu zauważyć, że najwięcej istotnych $Ra_k MinPR$ występuje w przypadku poziomów wodonośnych w zlewni Pilicy. Poziomy na północnym zachodzie obszaru (środkowa Warta) odznaczają się jednocześnie dużo mniejszą inercją i są pod tym względem zdecydowanie słabiej zróżnicowane przestrzennie.

Współczynniki autokorelacji maksymalnych rocznych stanów wód podziemnych (rys. 7.5 B) przy przesunięciu $k = 1$ są także dość zróżnicowane. W większości (w 39 z 55 przypadków) są one jednak mniejsze od 0,6 (przeciętna w próbie – 0,44). Szeregi maksymalnych stanów wód podziemnych cechują się zatem dużo mniejszą inercją niż ciągi wartości minimalnych. W ich przestrzennym rozmieszczeniu można zauważyć, że wysokie współczynniki $Ra_k MaxHPR$ dla $k = 1$ ($> 0,8$) występują na tym samym obszarze, choć niekoniecznie w tych samych studniach, co w przypadku współczynników uzyskanych dla minimów. Natomiast niskie wartości $Ra_k MaxHPR$ dla $k = 1$ ($< 0,2$) są rozmieszczone względnie równomierne. Także „pamięć” o poprzednich stanach w szeregach maksimów rocznych jest „krótsza” niż w odniesieniu do minimów. Liczba istotnych współczynników autokorelacji waha się tutaj od 0 do 5. W rozkładzie przestrzennym zwraca uwagę relatywnie duża inercja zmian stanów wody w poziomach wodonośnych południowo-wschodniej części całego badanego obszaru.

W świetle wyników przedstawionych na rys. 7.6 można postawić tezę, że na zachodzie obszaru, a szczególnie w środkowej części zlewni Warty, występują poziomy wodonośne niezbyt rozległe i mało zasobne, a więc cechujące się niską inercją zmian stanów wody. Wyniki te są zgodne z obserwacjami i tezami innych autorów, którzy stosując zupełnie inne metody, również doszli do wniosku, że występujące tu poziomy wodonośne odznaczają się małą zasobnością (Choiński 1988, Tomaszewski 2001). Na pozostałym obszarze, a szczególnie w zlewni Pilicy, poziomy wodonośne są zdecydowanie bardziej zasobne w wodę. Rozległe i miększe struktury wodonośne „długo pamiętają” niżówki i wezbrania (nawet do czterech lat), ale jednocześnie ich zasoby należą do trudno odnawialnych.

Istotny statystycznie związek między charakterystykami środowiskowymi a współczynnikami autokorelacji występuje tylko między $Ra_k MaxHPR$ (dla $k = 1$) i średnią głębokością do wody w poziomie wodonośnym. Niski współczynnik Cramera wskazuje jednak, że siła tego związku jest przeciętna ($CRAM = 0,31$). Ilościowy charakter obu zmiennych pozwala jednak przedstawić zależność w przestrzeni



Rys. 7.6. Współczynnik autokorelacji maksimów rocznych w funkcji średniej głębokości zwierciadła wody podziemnej

Objaśnienia: linia regresji obrazuje funkcję obwiedni minimalnych możliwych współczynników autokorelacji w funkcji średniej głębokości zwierciadła wód podziemnych.

dwuwymiarowej (rys. 7.6). Rozrzut punktów na wykresie jest znaczny, gdyż wielkość współczynnika autokorelacji maksimów rocznych zależy nie tylko od głębokości, na jakiej dany poziom wodonośny się znajduje, lecz także od innych czynników, w tym od położenia w stosunku do cieką drenującego czy też od powiązań hydraulicznych z poziomami głębszymi. Warto zauważyć, że może istnieć pewna minimalna wielkość $Ra_k \text{MaxHPR}$ (dla $k = 1$) dla poziomów wodonośnych znajdujących się na określonych głębokościach. Obrazuje ją układ punktów w dolnej części wykresu. Do zbioru punktów znajdujących się „najniżej” w skali głębokości zwierciadła wody podziemnej dopasowano funkcję matematyczną najlepiej go aproksymującą i nazwano ją „funkcją obwiedni” współczynników autokorelacji maksimów rocznych. Jej kształt wskazuje, iż ze wzrostem przeciętnej głębokości występowania zbiornika wód podziemnych rośnie minimalna wielkość współczynnika autokorelacji. Zależność tę najlepiej opisuje wielomian drugiego stopnia. Oznacza to, że im głębiej położony jest poziom wodonośny, tym słabiej reaguje on na zmiany zasilania. Głębokie, zwykle zakryte, zbiorniki alimentowane są głównie przez powolne przesączanie się wody z wyżej położonych poziomów wód gruntowych i przez zasilanie lateralne. Natomiast płytko położone poziomy, zwłaszcza te odkryte, zasilane są bezpośrednio opadami, które mają przecież dużo większą zmienność czasową i losowy charakter występowania. Warto zwrócić uwagę, że podobne „funkcje obwiedni” można wyznaczyć dla maksymalnych spadków zwierciadła wody podziemnej (Jokiel, Tomalski 2009).

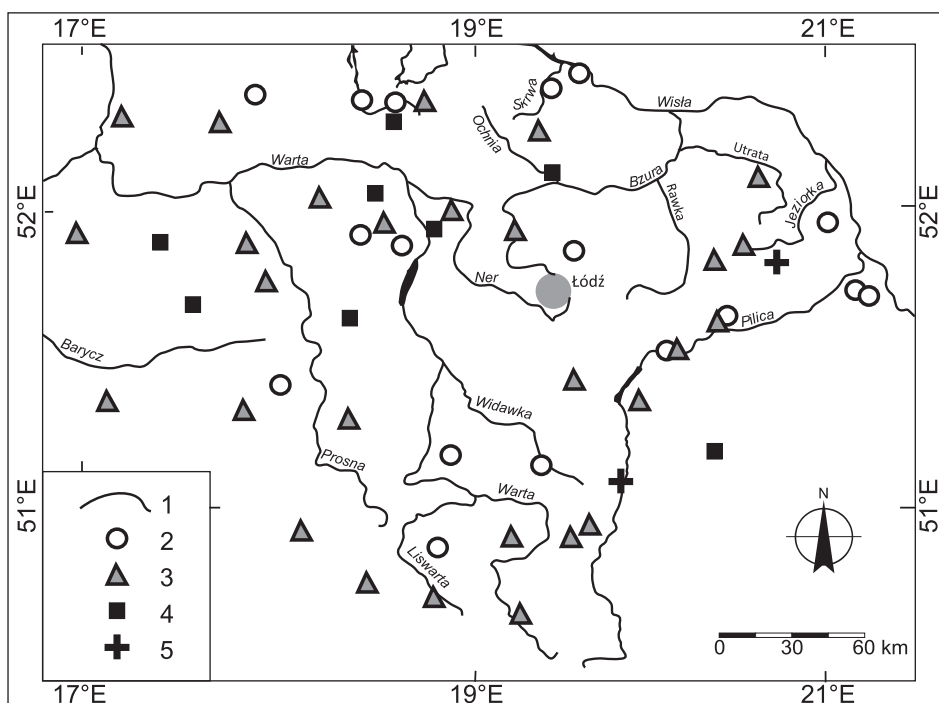
7.5. Kwantyle prawdopodobieństwa ekstremów rocznych

Dla każdego ciągu maksimów i minimów rocznych rzędnej zwierciadła wody podziemnej i na podstawie funkcji najlepiej aproksymującej rozkłady empiryczne obliczono kwantyle 50% i 10% przekroczenia (dla wartości maksymalnych) oraz te same kwantyle nieosiągnięcia (dla wartości minimalnych) – por. podrozdz. 11.1.C. Następnie obliczono amplitudę $CrHPR_{10\%}$ (rozstęp międzykwantylowy) między 10% kwantylami nieosiągnięcia i przekroczenia (por. podrozdz. 11.1.C). Średnia $CrHPR_{10\%}$ w całym zbiorze piezometrów była równa 2,05 m. Wahała się ona od 0,97 m – w przypadku płytkiego piezometru zlokalizowanego w Siemkowicach i reprezentującego wysoczyznowy poziom wodonośny w piaskach i żwirach wodnolodowcowych – do 8,11 m uzyskanej dla głębokiego zbiornika w wapieniach i marglach jury górnej, ujmowanego przez leżącą na stoku studnię w Przedborzu. Poziomy wodonośne cechujące się najwyższymi wartościami $CrHPR_{10\%}$ (studnie 35 i 47 – rys. 7.1) charakteryzują się bardzo zmiennym poziomem wypełnienia, wynikającym głównie z okresowo występujących bardzo wysokich stanów zasobów. Różnice między 10% kwantylem przekroczenia a medianą znacznie przekraczają tu 2,5 m, podczas gdy w innych piezometrach nie osiągają nawet 1 m (por. tab. 7.2). Jednocześnie podobne różnice w przypadku 10% prawdopodobieństwa nieosiągnięcia nigdy nie przekraczają 1 m (por. tab. 7.1).

Przedstawione powyżej fakty (duży zakres zmian w poziomach wodonośnych, ich znaczna głębokość i izolacja od powierzchni terenu) mogą sugerować, iż istnieje swoista dwudzielność niektórych zbiorników wód podziemnych ujmowanych przez głębokie piezometry. Nad stale zawodnioną i trudnosczerpywalną dolną częścią ich wodonośców może okresowo funkcjonować strefa druga (górna), silnie uszczeliniona i związana z okresowymi soczewkami wód w pokrywach czwartorzędowych lub w zwietrzelinach. Jej istnienie i zasoby są zależne od sezonowych zmian uwilgotnienia i zasilania. W konsekwencji wahanía zwierciadła wody podziemnej obserwowane w tych piezometrach są wypadkową stanów zasobów zgromadzonych w obu częściach zbiornika (Szalkiewiczówna 1963, Janiec 1984, Wilgat i in. 1984).

Amplitudę kwantyli 10% przekroczenia i nieosiągnięcia, obliczoną dla poszczególnych poziomów wodonośnych, zestawiono z zespołem ich cech fizjograficznych. Istotne statystycznie powiązania zanotowano tu między $CrHPR_{10\%}$ a średnią głębokością występowania zwierciadła wody podziemnej. Siła tego związku, mierzona wielkością współczynnika Cramera, była istotna, choć bardzo przeciętna ($CRAM = 0,32$). Zatem im głębiej położony jest poziom wodonośny, tym charakteryzuje się wyższą amplitudą $CrHPR_{10\%}$. Oznacza to, że w relatywnie głębokich poziomach wodonośnych badanego obszaru możliwe są dużo większe wahania stanu zasobów, niż w poziomach zlokalizowanych blisko powierzchni ziemi. Jest to zapewne skutkiem wspomnianej wcześniej dwudzielności pozio-

mów lub drenowania przez piezometr dwu poziomów (w tym okresowo funkcjonującego poziomu wierzchówkowego). W rozmieszczeniu przestrzennym poziomów wodonośnych o różnych amplitudach $CrHPR_{10\%}$ nie da się zauważyć żadnych prawidłowości. Należy jednak podkreślić, że poziomy cechujące się bardzo dużymi amplitudami występują tylko we wschodniej części obszaru (rys. 7.7).



Rys. 7.7. Rozmieszczenie amplitudy kwantyli 10% prawdopodobieństwa przekroczenia i nieosiągnięcia ($CrHPR_{10\%}$) w środkowej Polsce

Objaśnienia: 1 – rzeki; 2 – $CrHPR_{10\%} < 1,53$ – mała amplituda; 3 – $1,53 < CrHPR_{10\%} < 2,57$ – średnia amplituda; 4 – $2,57 < CrHPR_{10\%} < 3,61$ – duża amplituda; 5 – $CrHPR_{10\%} > 3,61$ – bardzo duża amplituda. Do waloryzacji wykorzystano odchylenie standardowe $CrHPR_{10\%}$.

Podsumowując dotychczasowe rozważania, można zauważyć pewną odmienność reżimu wód podziemnych poziomów występujących w południowo-wschodniej części obszaru. Manifestuje się ona nieco innymi funkcjami teoretycznymi dopasowanymi do szeregów stanów ekstremalnych (por. podrozdz. 7.3), dużą inercją stanu zasobów wód podziemnych (por. podrozdz. 7.4) oraz możliwością występowania dużych rozstępów między kwantylami 10% nieosiągnięcia i przekroczenia. To zapewne skutek dość silnych związków hydraulicznych wód występujących w wodonościach czwartorzędowych z relatywnie niezbyt głęboko położonymi poziomami wodonośnymi w skałach węglanowych (wapieniach i marglach) jury oraz

krety. Na pozostałym obszarze skały te zalegają głęboko, a występujące w nich wody są najczęściej izolowane od powierzchni. Na podobne różnice w przebiegu wahań zwierciadła wody podziemnej w środkowej Polsce zwracano już uwagę we wcześniejszych pracach (Jeż 1986, Jokiel 2004). Są nawet podstawy do wydzielenia w tej części Polski dziedzin płytkich wód podziemnych charakteryzujących się odmiennym reżimem wahań zwierciadła (Tomalski 2002).

7.6. Wieloletnia zmienność ekstremalnych stanów wód podziemnych

Czasowa zmienność występowania ekstremalnych stanów wód podziemnych w badanym wieloleciu jest zagadnieniem interesującym. W zbadaniu tego zjawiska pomocne mogą być oszacowane kwantyle stanów wody o zadanym prawdopodobieństwie nieosiągnięcia (stany niżówkowe) lub przekroczenia (stany wezbraniowe). W odniesieniu do okresów niskich stanów wody podziemnej wyróżnić można (Strzebońska-Ratomska 1994) suszę wód podziemnych (górną granicą jest wtedy kwantyl $MinHPR_{50\%}$, obliczany na podstawie teoretycznego rozkładu minimalnych rocznych stanów wód podziemnych) i niżówkę wód podziemnych (górną granicą jest wówczas kwantyl $MinHPR_{10\%}$). Zachowując wspomniane poziomy odniesienia, ale uwzględniając stosowaną w hydrologii terminologię, w analizach tych przyjęto, iż płytka niżówka wód podziemnych pojawia się w momencie osiągnięcia kwantyla $MinHPR_{50\%}$, zaś niżówka głęboka wtedy, gdy stany zejść poniżej $MinHPR_{10\%}$. W przypadku wysokich stanów przyjęto analogiczne granice oraz stosowne terminy. W czasie niskiego wezbrania wód podziemnych stany są wyższe od $MaxHPR_{50\%}$ (kwantyla obliczanego na podstawie teoretycznego rozkładu maksymalnych rocznych stanów wód podziemnych), zaś w czasie wysokiego wezbrania wód podziemnych dolną granicą jest $MaxHPR_{10\%}$.

W odniesieniu do stanów niżówkowych $MinHPR_{50\%}$ oznacza stan wody o prawdopodobieństwie nieosiągnięcia 50%, czyli jest to mediana z wartości rozkładu teoretycznego minimów rocznych. Natomiast $MinHPR_{10\%}$ oznacza stan wody, który tylko w 10% tych minimów został nieosiągnięty. Wartości tych kwantyli podane są w tab. 7.1. Analogicznie w przypadku stanów wezbraniowych: $MaxHPR_{50\%}$ to stan maksymalny roczny o prawdopodobieństwie przekroczenia 50% (mediana), a $MaxHPR_{10\%}$ – stan maksymalny roczny, który tylko w 10% przypadków został przekroczony (tab. 7.2). Posiadając tak określone granice niżówek i wezbrań wód podziemnych, można policzyć dla każdego piezometru roczne częstości tygodniowych stanów wody, które przekraczały te wartości (w przypadku wezbrań) lub ich nie osiągały (w przypadku niżówek). Aby zobrażować zmienność wieloletnią okresów wezbraniowych i niżówkowych dla całego obszaru środkowej Polski, a nie tylko dla pojedynczych piezometrów, obliczono roczne częstotliwości występowania stanów ekstremalnych. Oblicza się je, sumując dla danego roku częstości ze wszystkich posterunków oraz dzieląc tę wartość

przez skumulowaną liczbę pomiarów we wszystkich studniach posiadających pomiary w tym okresie.

Obliczenie częstotliwości stanów niżówkowych i wezbraniowych w każdym roku wielolecia pozwoli na porównanie kolejnych lat i uchwycenie ewentualnych prawidłowości czasowych. Używanie do tego celu prostej analizy częstości byłoby niewłaściwe ze względu na różną długość ciągów pomiarowych, a co za tym idzie – różną liczbę skumulowanych pomiarów w poszczególnych latach.

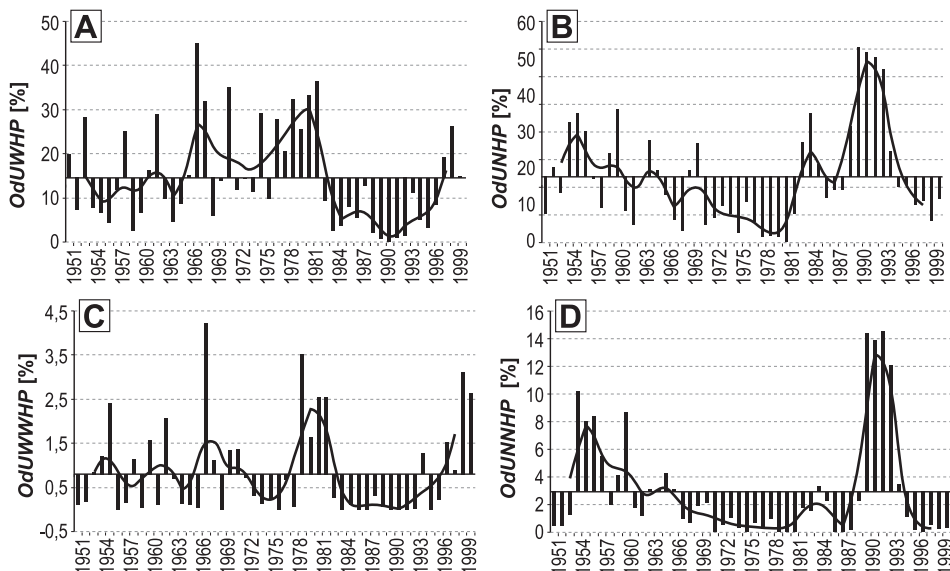
Na rys. 7.8 zostały przedstawione częstotliwości wezbrań i niżówek wód podziemnych w poszczególnych latach w skali całego badanego regionu. Pokazane są one tutaj jako odchylenia od wartości średniej, a dla uwypuklenia ich przebiegu czasowego wyrównane zostały dodatkowo pięcioelementową centrowaną średnią ruchomą (por. podrozdz. 11.1.B).

Lata 50. i początek lat 60. to okres, w którym częstotliwość stanów wezbraniowych (rys. 7.8 A) kształtowała się na poziomie nieco niższym niż przeciętny. Od połowy lat 60. do połowy lat 80. wyraźnie się ona zwiększyła (z wyjątkowo dużą liczbą „stanów wezbraniowych” w latach 1967, 1971 i 1982). Równocześnie, w latach 70. zdarzały się pojedyncze lata z udziałem stanów wezbraniowych poniżej przeciętnej. Od roku 1983 widać wyraźną zmianę w dynamice zwierciadła zbiorników wód podziemnych oraz znaczące zmniejszenie częstotliwości występowania wysokich stanów. Przeciętny udział w roku tygodni wezbraniowych został osiągnięty ponownie dopiero pod koniec okresu badawczego.

Wysokie wezbrania wód podziemnych (rys. 7.8 C) do końca lat 60. występowały nierównomiernie ponad i poniżej średniej częstotliwości. Szczególnie dużą ich liczbą wystąpiła w roku 1967. W późniejszym okresie wyraźnie zmniejszył się udział bardzo wysokich stanów wód podziemnych. Na tym tle wyróżniają się jednak lata 1979–1982 z częstotliwością powyżej średniej. Kolejny taki okres nastąpił dopiero w końcu lat 90.

W przebiegu czasowym stanów niżówkowych (rys. 7.8 B) widać wyraźną tendencję do zmniejszania się częstotliwości ich występowania od początku okresu badawczego aż do początku lat 80. Podobnie jak w przypadku wezbrań, po roku 1983 nastąpiła wyraźna zmiana i wzrost udziału stanów niżówkowych w poszczególnych latach. Szczególny charakter mają lata 1990–1992, w których udział stanów niżówkowych przekroczył 50%. Ostatnie pięć lat okresu badawczego to czas uzupełniania zasobów wód podziemnych i spadek udziału stanów niżówkowych.

Zmiany częstości głębokich niżówek w wieloleciu (rys. 7.8 D) wykazują te same tendencje, co przebieg niżówek płytkich. Odstępstwo można zaobserwować jedynie w latach 80., kiedy to głębokie niżówki – w porównaniu z niżówkami płytkimi – występowały bardzo rzadko. Oznacza to, że w początkowej fazie okresu suchego zasobne poziomy wód podziemnych łagodziły skutki zmniejszonego zasilania. Efekt ten nie wystąpił natomiast w początkach lat 90., kiedy pojawiła się faza z największym udziałem bardzo niskich stanów wód podziemnych (lata 1990–1993, powyżej 12%).



Rys. 7.8. Względna częstotliwość wysokich i niskich stanów wody podziemnej w wieloletniu i w skali regionalnej

Objaśnienia: A – wezbrania wód podziemnych (prawdopodobieństwo przekroczenia 50%); *OdUWHP* – odchylenia od średniego udziału stanów wezbraniowych; B – niżówki wód podziemnych (prawdopodobieństwo nieosiągnięcia 50%); *OdUNHP* – odchylenia od średniego udziału stanów niżówkowych; C – wysokie wezbrania wód podziemnych (prawdopodobieństwo przekroczenia 10%); *OdUWWHP* – odchylenia od średniego udziału stanów wysokich wezbrań; D – głębokie niżówki wód podziemnych (prawdopodobieństwo nieosiągnięcia 10%); *OdUNNHP* – odchylenia od średniego udziału stanów głębokich niżówek. Wartości wyrównano pięcioelementową centrowaną średnią ruchomą.

Analizując diagramy częstotliwości stanów wezbraniowych czy niżówkowych w odniesieniu do płytkich wód podziemnych środkowej Polski, można zauważyć wyraźną zmianę dynamiki poziomów wód podziemnych, jaka wystąpiła ok. roku 1983. Również wyniki badań U. Somorowskiej (2001), która analizowała różne aspekty zmian zwierciadła wód podziemnych w wielu piezometrach zlokalizowanych w zlewni Łasicy wskazują, że rok ten stanowi swoisty przełom w dynamice płytkich wód podziemnych tej części Polski. Tego rodzaju zmiana widoczna jest nie tylko w przypadku wód podziemnych. Zwrócili na nią uwagę również inni autorzy badający stosunki wodne środkowej Polski w tym okresie, np. w odniesieniu do odpływu rzeczno (Jokiel, Bartnik 2001, Somorowska 2001). Zmiana ta jest oczywiście pochodną warunków pogodowych w tym okresie. Wypełnienie zbiorników wód podziemnych jest zależne od zasilania opadami atmosferycznymi, a te były po roku 1982 wyraźnie niższe niż w poprzednim dziesięcioleciu. W latach 80. i na początku lat 90. występowały wyraźne niedobory

opadów (Kozuchowski 2004a, Somorowska 2001), dochodzące nawet do 300 mm w stosunku do średniej wieloletniej (1951–2003). Istotnych zmian nie zanotowano natomiast w temperaturze powietrza. W tym przypadku notowany był systematyczny i istotny statystycznie wzrost średniej temperatury powietrza w wieloleciu 1951–2000 (o $0,2^{\circ}\text{C}\cdot\text{rok}^{-1}$ dla Łodzi), przy czym najlepiej jest on widoczny w półroczu chłodnym (Kozuchowski 2004b). Sytuacja taka spowodowała wystąpienie niedostatków opadu w stosunku do ewapotranspiracji potencjalnej (ujemny klimatyczny bilans wodny), a w efekcie zmniejszanie się zasobów wód podziemnych. Dodatkowym skutkiem było również wyraźne zmniejszenie się współczynników odpływu całkowitego i podziemnego w następnych latach (Jokiel 2004).

7.7. Podsumowanie

Aproksymacja teoretycznymi funkcjami prawdopodobieństwa empirycznych rozkładów stanów wód podziemnych jest dosyć trudna i może budzić pewne wątpliwości z uwagi na istotną inercję szeregów czasowych. Jednak próba przeprowadzona na wartościach ekstremów rocznych dała – zdaniem autora – obiecujące rezultaty. Określone na podstawie rozkładów rzędne zwierciadła o zadany prawdopodobieństwie przekroczenia lub nieosiągnięcia wnoszą nową informację o funkcjonowaniu poziomów wód podziemnych w sytuacjach ekstremalnych. Znajomość rozkładów pozwala również, choć w ograniczonym stopniu, na szacowanie położenia zwierciadła w przypadkach jeszcze bardziej skrajnych (np. przekroczenie $MaxHPR_{1\%}$ lub nieosiągnięcie $MinHPR_{1\%}$).

W odniesieniu do częstości występowania ekstremalnych stanów wód podziemnych w wieloleciu zarysowuje się ciekawa i wyraźna prawidłowość. Po stosunkowo suchych latach 50. XX w. nastąpiło uzupełnienie zasobów wód podziemnych i rozpoczął się dość długi okres wilgotny (od końca lat 60. do początku 80.). Kolejne lata to nowy okres suchy z apogeum w latach 1990–1993. Po nim notuje się krótką fazę uzupełniania zasobów w poziomach wodonośnych i początek występowania stanów wysokich u progu nowego tysiąclecia. Rytm, który się tu pojawia, ma oczywiście zmienną amplitudę i fazę, lecz jest na tyle wyraźny, iż nie sposób go nie skojarzyć z podobnymi prawidłowościami zanotowanymi w szeregach wielu innych charakterystyk hydrometeorologicznych notowanych w środkowej Polsce (Jokiel 2004). Zbieżność ta nie jest zapewne przypadkowa i wskazuje, że pomimo silnej lokalnej antropopresji czynnikiem decydującym o stanie zasobów wód podziemnych w tej części Polski są nadal fluktuacje klimatu.

8.

Analiza wydajności źródeł na przykładzie dwóch obiektów z okolic Łodzi

Piotr Moniewski

*Przypadków nie ma; to, co jawi się nam jako ślepy traf,
pochodzi właśnie z najgłębszych źródeł.*

Friedrich Schiller

8.1. Wprowadzenie

Wpływy wód podziemnych są jednym z przejawów krążenia wody w przyrodzie. Przepływy większości rzek środkowej Polski formują się w przeważającej mierze w wyniku zasilania podziemnego. Jego dominująca rola uwidacznia się przede wszystkim w okresach bezdeszczowych. Tam, gdzie drenaż wód podziemnych ma charakter punktowy, łatwiej jest ocenić jego znaczenie dla bilansu wodnego zlewni i struktury odpływu. Wielu informacji na ten temat dostarcza m.in. badanie wydajności źródeł, będących swego rodzaju „dziurką od klucza”, umożliwiającą wejrzenie w głąb systemu podziemnego krążenia wody.

Przykładem wpływów odgrywających kluczową rolę w lokalnym środowisku wodnym są dwa rozległe źródłiska w zlewni Dzierżąskiej, położonej w strefie podmiejskiej Łodzi (por. rys. 2.1). Centralną część tej zlewni zajmuje duża struktura geologiczna nazywana sandrem grotnicko-lućmierskim. Piaszczysto-żwirowe osady tego sandru charakteryzują się kilkunastometrową miąższością i dobrą wodoprzewodnością, sięgającą blisko $10 \text{ m}^2 \cdot \text{h}^{-1}$. Zwierciadło wód pierwszego, zasadniczego poziomu wodonośnego jest ciągłe i występuje na głębokości od kilku do ponad 20 m. Jego spadek na północ, w kierunku drenującej je Ciosenki, wynosi

około 6‰ (Jokiel 2002b, Moniewski 2004). Wody tego poziomu wypływają m.in. w dwóch niszach źródłiskowych: większej, położonej w zachodniej części obszaru – źródłisko Rosanów (145,5 m n.p.m.) oraz mniejszej, leżącej w części centralnej – źródłisko Ciosny (142 m n.p.m.). Wschodni skraj osadów sandrowych odwadniany jest za pośrednictwem niewielkiego źródła Głowa oraz kilku wypływów w korycie Dzierżanej. Nisze źródeł są wyraźnie wcięte w osady sandru (2–3 m). Natomiast dolinę Ciosenki wypełniają drobnoziarniste osady piaszczysto-mułkowe pochodzenia zastoiskowego. Lokalnie napinają one swobodne na ogół zwierciadło poziomu sandrowego, dając początek nielicznym wypływom ascensyjnym bijącym w dnach nisz źródłiskowych. Całkowita wydajność każdego ze źródeł była objęta systematycznymi pomiarami w latach 1998–2012. Na zachód od źródła Ciosny funkcjonował w tym okresie posterunek opadowy oraz piezometr (studnia gospodarska), w którym regularnie wykonywane były pomiary stanu wody podziemnej.

8.2. Pomiary wydajności i ich uzupełnianie

Wydajność wypływu wód podziemnych (por. podrozdz. 11.2.A) może być mierzona kilkoma metodami, których dobór jest uzależniony od jego wielkości i technicznych możliwości wykonania rzetelnego pomiaru. W praktyce rzadko pojawia się możliwość zmierzenia rzeczywistej ilości wody wypływającej w źródle. Najczęściej jako jego wydajność przyjmujemy wynik pomiaru przepływu, wykonanego w dogodnym miejscu, cieką odprowadzającego z niego wodę. Wydajność niektórych wypływów może być więc zaniżona w stosunku do rzeczywistej ze względu na możliwość wsiąkania części wody w przepuszczalne osady dna niszy, lub przeciwnie – podwyższona, przez drenaż części wód wydobywających się pośrednio przez osady aluwialne. Ocena tego błędu jest praktycznie niemożliwa, a zatem pomiary powinny być wykonywane jak najbliżej miejsca wypływu i, co ważniejsze, winno się je prowadzić zawsze w tym samym przekroju cieką dla zachowania jednorodności wyników. Najbardziej odpowiednim miejscem pomiaru wydajności dużych obiektów jest przekrój w zamknięciu niszy źródłiskowej.

Wydajność niewielkich wypływów należy mierzyć metodą podstawionego naczynia, uznawaną za najdokładniejszą, lub też przelewem hydrometrycznym. Do większych obiektów trzeba stosować metody oparte na pomiarach prędkości wody i powierzchni przekroju zwilżonego (np. metodę młynka hydrometrycznego) albo metody elektrochemiczne, bazujące na ocenie poziomu rozcieńczenia stosownego markera (dla cieków i wypływów górskich). W automatycznych systemach monitoringu ilości wypływającej wody stosuje się przelewy lub koryta zwężkowe, które są sprzężone z limnigrafem. Wydajność jest wówczas obliczana na podstawie równania krzywej konsumpcyjnej (Humnicki 2012) – por. podrozdz.

11.2.A. Jeśli nie ma możliwości pomiaru wydajności w miejscu wypływu wody z niszy źródłiskowej, stosuje się różnicowy pomiar przepływu recypienta lub nawet metodę bazującą na pomiarze temperatury ich wód (Byczkowski 1996). Uzyskane wyniki są jednak wtedy obarczone dużym błędem pomiaru. W przypadku źródeł korytowych i basenowych konieczne jest wyizolowanie wód odpływających ze źródła spośród wód odbiornika (np. szczelnym kołnierzem). Natomiast wydajności wysięków i młak bezodpływowych praktycznie nie da się zmierzyć.

Monitoring wydajności źródeł jest prowadzony w wielu ośrodkach naukowych, a także przez służby hydrologiczne różnych krajów. Częstość wykonywania pomiarów wydajności powinna być uzależniona od jej zmienności – im jest ona większa, tym częściej należy ją mierzyć. Pomiarów dokonuje się raz w miesiącu, co dwa tygodnie lub w ustalony dzień tygodnia. Z uwagi na postępującą automatyzację i powtarzalność pomiarów coraz częściej mają one charakter ciągły. W takim przypadku liczba wykonywanych pomiarów jest teoretycznie nieograniczona. Jednak publikowane są zwykle wartości dobowe, czasem tygodniowe, a nawet wyłącznie średnie miesięczne. W tym ostatnim przypadku publikuje się najczęściej również ekstrema miesięczne wydajności.

Automatyzacja pomiaru pozwala na objęcie monitoringiem źródeł położonych z dala od siedzib ludzkich i w trudnych warunkach terenowych (wysokie góry, ujęcia wody). Nierzadko staje się to przyczyną powstawania luk pomiarowych, bowiem niesprawność urządzenia pomiarowego lub rejestrującego zostaje odkryta dopiero podczas rutynowej obsługi posterunku. Jeżeli luki są zbyt duże (np. ponad założony arbitralnie poziom 5 lub 10% długości posiadanej serii), to nie powinno się obliczać miar statystycznych takiego szeregu, można natomiast zastosować niektóre miary hydrologiczne. Przy krótkich lukach w danych pomiarowych można je uzupełnić. Najprostsza do zastosowania jest tu metoda trendu liniowego. Służy ona do oszacowania brakujących wartości pośrednich występujących pomiędzy skrajnymi wyrazami obu szeregów wiarygodnych pomiarów: ostatnim i pierwszym. Metoda ta nadaje się jednak wyłącznie do uzupełniania braku pojedynczych pomiarów i, w opinii autora, nie można jej stosować do dłuższych luk.

Dysponując danymi z innych posterunków pomiarowych, można zastosować metodę regresji liniowej (por. podrozdz. 11.1.H), określając związki z wydajnością innego źródła lub studni drenujących ten sam lub inny, ale o podobnym reżimie, zbiornik wód podziemnych (Sawicki 1978). Stosuje się też metodę różnic, polegającą na dodawaniu (bądź odejmowaniu) do (od) wartości odpowiednich poprawek. Poprawki są ustalane na podstawie różnicy średnich obu szeregów wydajności, obliczonych dla wartości spoza okresu brakujących danych. Analogicznie można zastosować metodę ilorazów, zakładając stałość proporcji pomiędzy wyrazami serii pomiarowych, w tym przypadku – terminowymi wydatkami źródeł. Przy obliczaniu wartości średnich na podstawie niepełnych ciągów pomiarowych można także użyć metody korelacyjnej (Pruchnicki 1987).

Wydajność źródeł Rosanów i Ciosny była w wieloleciu 1998–2012 mierzona co dwa tygodnie w przekrojach zamykających ich nisze. Pomiar powierzchni przekroju wykonywano poprzez sondowanie co 0,2 lub 0,1 m. Do pomiaru prędkości wody używano młynków hydrometrycznych (najpierw HEGA 1, później Valeport BFM 003), umieszczanych w jednopunktowych pionach hydrometrycznych rozmieszczonych co 0,4, 0,2 lub 0,1 m (w zależności od szerokości przekroju zwilżonego). Do obliczenia przepływu (wydajności) używano metody rachunkowej prędkość-powierzchnia, z zastosowaniem segmentu środkowego (Rożdżyński 1998).

Do uzupełniania luk w seriach pomiarowych (były one krótkie – zwykle jeden pomiar) zastosowano metodę regresji, przy czym analogiem była zawsze seria wydajności drugiego z badanych źródeł. W przypadku braku obu pomiarów stosowano metodę trendu liniowego. Większość poniższych analiz przeprowadzono w oparciu o średnie miesięczne wydajności źródeł.

8.3. Wydajność źródeł

Wypływy wód podziemnych znacznie różnią się między sobą wielkością zlewni, rodzajem i stopniem rozcięcia wodonośca, nachyleniem zwierciadła oraz szeregiem innych cech. Wskutek tego ich wydajność jest także bardzo zróżnicowana. Nieczęsto się zdarza, by wypływ miał charakter punktowy. Jest to możliwe tylko w przypadku niewielkich źródeł zasilanych przez pojedynczą szczelinę lub gardziel (gryfon). Większe obiekty składają się z kilku, a nawet kilkudziesięciu oddzielnych wypływów, które łącząc się, dają wspólny odpływ skierowany do odbiornika. Podawana jest wówczas sumaryczna wydajność zmierzona poniżej miejsca połączenia wszystkich strug.

Różnice w metodach, miejscu wykonania i częstotliwości pomiarów wydajności utrudniają porównywanie wypływów między sobą. Niemniej jednak wielkość wydatku pozostaje najważniejszą cechą wypływu i jest podstawą do obliczania dalszych charakterystyk. Oczywiście jednorazowy pomiar, stosowany najczęściej podczas kartowania krenologicznego, daje jedynie ogólne wyobrażenie o wydajności źródeł danego obszaru. Dopiero systematyczna i długookresowa obserwacja wydatku wypływów pozwala na poznanie ich reżimu wodnego.

Wielkość źródeł, charakteryzowaną na podstawie ich wydajności, określa klasyfikacja O. E. Meinzera (1923, za: Wieczysty 1982). Według tego autora do I klasy zalicza się wypływy o wydajnościach przekraczających $10 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, do II: $1\text{--}10 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, III: $100\text{--}1000 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, IV: $10\text{--}100 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, V: $1\text{--}10 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, VI: $0,1\text{--}1 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, VII: $0,01\text{--}0,1 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ oraz do klasy VIII wypływy o wydajnościach mniejszych od $0,01 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Kryteria te nie są jednak do końca obiektywne, bowiem kwalifikacji do określonej klasy można dokonać już na podstawie jednorazowego pomiaru. Tymczasem w przypadku źródeł o wyraźnie zmiennej

wydajności lepiej byłoby zastosować kryterium wydatku średniego. Zanotowanie wydajności maksymalnej $MaxQZ$ i minimalnej $MinQZ$ (por. podrozdz. 11.2.A) pozwala dodatkowo określić przedział zmienności i obliczyć szereg innych miar, np. C_{Ma} i C_{Mn} (por. podrozdz. 11.2.D).

Tabela 8.1. Charakterystyki wydajności omawianych źródeł w latach 1998–2012

Miara	Jednostka	Rosanów	Ciosny
$MaxQZ$	$dm^3 \cdot s^{-1}$	77,4	43,5
$\bar{S}rQZ$	$dm^3 \cdot s^{-1}$	43,6	21,4
$MinQZ$	$dm^3 \cdot s^{-1}$	30,2	12,4
$CvQZ$	%	12,5	14,1
C_{Ma}	–	3,42	3,51
C_{Mn}	%	122	140

Objaśnienia: $MaxQZ$, $\bar{S}rQZ$, $MinQZ$ – wydajność maksymalna, średnia, minimalna; $CvQZ$ – współczynnik zmienności; C_{Ma} – wskaźnik zmienności Maillete’a; C_{Mn} – wskaźnik zmienności Meinzera.

Wydajności źródeł Rosanów i Ciosny, zarówno średnie (odpowiednio: 43,6 i 21,4 $dm^3 \cdot s^{-1}$), jak i maksymalne (77,4 i 43,5 $dm^3 \cdot s^{-1}$), mieszczą się w granicach IV klasy wydajności (tab. 8.1). Są to zatem największe wypływy z utworów czwartorzędu w środkowej Polsce. W regionie łódzkim niewiele jest wypływów dorównujących im wielkością – dominują tu bowiem źródła zaliczane do V i niższych klas wydajności. Wypływy o podobnej wydajności można znaleźć tylko na obszarach młodoglacjalnych, gdzie osiągają nawet większą wydajność. Przykładem mogą być „Staniszewskie Źdroje” – 48 $dm^3 \cdot s^{-1}$, wypływy na brzegu jeziora Zapowiednik – ok. 100 $dm^3 \cdot s^{-1}$, czy na krawędzi pradoliny toruńsko-eberswaldzkiej – ok. 160 $dm^3 \cdot s^{-1}$. Liczne wywierzyska o wydajności osiągającej 200–500 $dm^3 \cdot s^{-1}$ biją natomiast ze skrasowiących struktur polskich wyżyn węglanowych (Krakowsko-Wieluńska, Lubelska, Rostocze) oraz Zachodnich Tatr (Chelmski i in. 2011). Jednocześnie, maksymalna wydajność kilku spośród wielu obserwowanych wywierzysk alpejskich przekracza nawet 10 000 $dm^3 \cdot s^{-1}$ (10 $m^3 \cdot s^{-1}$). Dość wymienić: Piessling Ursprung 33,3 $m^3 \cdot s^{-1}$, Gollinger Wasserfall 31,4 $m^3 \cdot s^{-1}$, Teufelskirche 24,6 $m^3 \cdot s^{-1}$, Waldbachursprung 17,4 $m^3 \cdot s^{-1}$. Warto jednak podkreślić, że największe spośród wymienionych źródeł charakteryzują się dużą zmiennością wydatku. Dla przykładu, ich minimalne wydajności wynoszą od 277,4 $dm^3 \cdot s^{-1}$ do zaledwie 10,5 $dm^3 \cdot s^{-1}$ (Moniewski 2015).

Dysponując nawet niepełną serią pomiarów, można obliczyć jeden ze wskaźników zmienności wydajności (Křiž 1973, Kresič, Stefanović 2009). Podobnie jak zmienność innych szeregów liczbowych, zmiany wydajności źródła można ocenić za pomocą standardowego współczynnika zmienności (por. podrozdz. 11.1.C). Jednak w literaturze krenologicznej, być może z uwagi na krótkie serie

obserwacyjne wydajności źródeł albo ze względu na wyłącznie patrolowe pomiary, szczególnie rekomendowane są dwie inne miary. Starszy ze wskaźników zaproponował E. Maillete, natomiast drugi został zdefiniowany i zastosowany nieco później przez O. E. Meinzera (por. podrozdz. 11.2.D).

Dla obu źródeł wszystkie obliczone wskaźniki zmienności niewiele się różnią (tab. 8.1). Z ich zestawienia wynika, że wieloletnie zróżnicowanie wydajności źródła Ciosny jest nieznacznie większe niż źródła Rosanów. Współczynniki Cv_{QZ} obu wpływów nie przekraczają 15%, a więc zmienność ich wydajności można określić jako małą. Według klasyfikacji Maillete'a (C_{Ma}) oba wpływy są mało zmienne, a zgodnie z kryteriami przyjętymi przez Meinzera są to wpływy stałe ($C_{Mn} < 25\%$).

Pozyskując dane do analiz zmienności sezonowej z różnych źródeł, najwygodniej jest przejść z wydajności dobowych lub tygodniowych na wartości miesięczne (por. podrozdz. 11.2.A). Lepiej zastosować tu metodę trendu liniowego pomiędzy sąsiednimi pomiarami, bowiem metoda średniej arytmetycznej z pomiarów w danym miesiącu jest mniej dokładna, głównie z uwagi na różną liczbę pomiarów w poszczególnych miesiącach. Przy obliczaniu miesięcznych charakterystyk wydajności przeciętnej pojawia się niekiedy dylemat wyboru między średnią arytmetyczną a medianą (por. podrozdz. 11.1.B). W przypadku źródeł o niewielkiej zmienności wydatku dobór właściwej miary nie ma tak dużego znaczenia, natomiast jest on bardzo istotny dla źródeł zmiennych i okresowych. W publikowanych rocznikach hydrologicznych spotyka się zarówno średnie miesięczne („Roczniki Hydrogeologiczne” 2003–2011), jak i mediany („Hydrologická ročenka” 2004–2011). W ocenie autora mediana jest mniej wrażliwa na ekstremalne wydajności (typowe np. dla wywierzysk krasowych) i znacznie lepiej charakteryzuje przeciętną wydajność źródeł, lecz niestety jest zbyt rzadko stosowana.

8.4. Sezonowa zmienność wydajności

Zmiany wydajności w ciągu roku wynikają z nierównomiernego rozkładu zasilania wód podziemnych wodami pochodzącymi z opadów atmosferycznych i roztopów. Reżim badanych źródeł Rosanów i Ciosny można określić jako niwalno-pluwialny, bowiem w obu tych wpływach nieco większy odsetek sumy rocznej odpływa w chłodnej połowie roku (odpowiednio: 52,0 i 51,2% – tab. 8.2). Bardzo podobnie kształtowało się także rozmieszczenie średniej miesięcznej wydajności w ciągu roku. W źródle Rosanów największą odnotowano w kwietniu ($\dot{S}r_{QZM} = 49,0 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) i w lutym ($\dot{S}r_{QZM} = 46,1 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$). Podobnie w źródle Ciosny, z którego najwięcej wody odpłynęło w lutym ($\dot{S}r_{QZM} = 23,5 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) i w kwietniu ($\dot{S}r_{QZM} = 23,3 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$). Natomiast najbardziej suchym miesiącem w obu przypadkach okazał się wrzesień (odpowiednio: $\dot{S}r_{QZM} = 40,1$ i $19,2 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$).

Tabela 8.2. Sezonowe charakterystyki wydajności źródeł w latach 1998–2012

Źródło/ półroczcie	Chłodne		Ciepłe		Rok		Is_{QZ}	Wpk_{QZ}
	$\dot{S}r_{QZM}$	%	$\dot{S}r_{QZM}$	%	$\dot{S}r_{QZM}$	%	%	dzień
Rosanów	44,6	51,2	42,6	48,8	43,6	100,0	4,8	29 marca
Ciosny	22,2	52,0	20,5	48,0	21,4	100,0	5,6	27 kwietnia

Objaśnienia: $\dot{S}r_{QZM}$ – wydajność średnia [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]; Is_{QZ} – indeks sezonowości; Wpk_{QZ} – pora koncentracji wydajności.

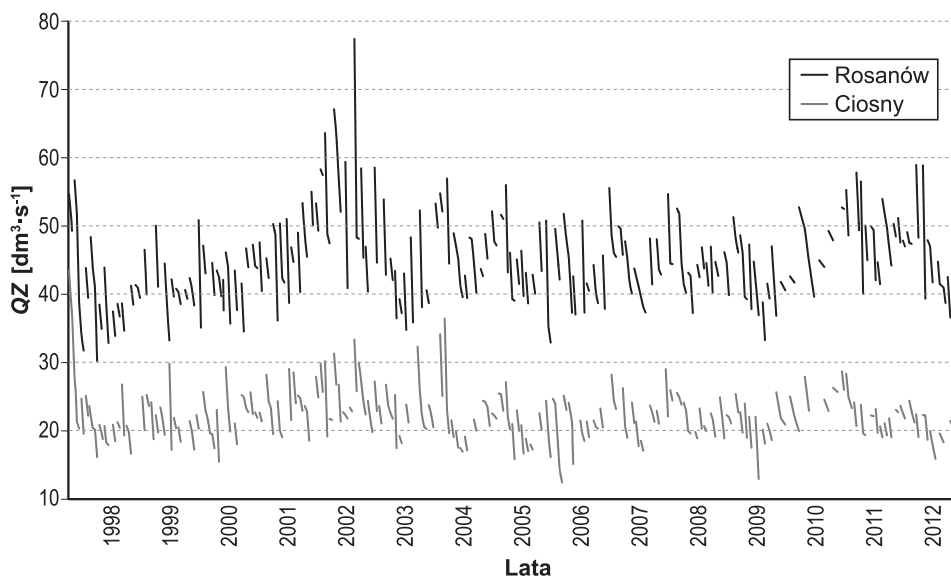
Pogłębioną analizę sezonowej zmienności wydatku przeprowadzono na podstawie miar sezonowości Ch. G. Markhama (1970). Obliczone indeksy sezonowości – Is_{QZ} (por. podrozdz. 11.1.F) są niskie, a ich wartości zbliżone do 5% (tab. 8.2). Poziom sezonowości wydajności jest zatem bardzo niski. Jest to charakterystyczne dla dużych źródeł porowych, których zbiorniki wód podziemnych powoli oddają swoje zasoby, dzięki czemu odpływ w ciągu roku jest dość równomiernie rozłożony. Kilkakrotnie większą sezonowością wydatku (Is_{QZ} od 20 do 70%) charakteryzują się źródła szczelinowe i krasowe (Moniewski 2015).

Pora koncentracji – Wpk_{QZ} (por. podrozdz. 11.1.F), podobnie jak maksimum wydajności, przypada na miesiące wiosenne. Warto jednak zauważyć, że w źródle Rosanów (Wpk_{QZ} wskazuje na 29 marca) pora koncentracji wypada prawie miesiąc wcześniej niż w źródle Ciosny (27 kwietnia). Na opóźnienie koncentracji wydatku duży wpływ ma zasilanie wypływami ascensyjnymi, które w tym ostatnim wyprowadzają wody głębszego krążenia (izolowane od góry przez mułki zastoiskowe). Późniejsza pora koncentracji może też wynikać z peryferyjnego położenia tego źródła w stosunku do zbiornika sandrowego. Terminy te mieszczą się jednak w typowym dla źródeł zakresie koncentracji wydajności, trwającym od początku marca do połowy lipca (Moniewski 2015).

8.5. Krzywe wysychania

Zgodnie z pierwszym prawem Maillete’a, objętość wody wypełniającej zbiornik wód podziemnych jest funkcją wydajności źródła, które ten zbiornik drenuje (Jokiel 1994a). Krzywa wysychania obrazuje tempo recesji wydajności źródła w okresie bezopadowym. Jej konstrukcja oparta jest na identyfikacji i stosownej analizie co najmniej dwutygodniowych okresów, w których wydajność źródła maleje. W praktyce konstruuje się często krzywe wzorcowe.

Z okresu obserwacji wydajności (1998–2012) obu wpływów wybrano po 123 co najmniej dwutygodniowe odcinki wysychania. Spośród nich najdłuższa recesja wydatku źródła Rosanów trwała 95 dni, a źródła Ciosny – 71 dni (rys. 8.1).



Rys. 8.1. Odcinki recesji wydajności źródeł Rosanów i Ciosny w latach 1998–2012

Objaśnienia: QZ – wydajność źródeł.

Zlogarytmowanie równania Maillete’a umożliwia obliczenie współczynnika wysychania α_w (por. podrozdz. 11.2.D) w okresie bezopadowym. Zgodnie z przyjmowanymi kryteriami, za bezopadowy uważa się okres, w którym nie wystąpił opad skuteczny, przerywający recesję wydajności (Wieczysty 1982, Jokiel 1994b, Humnicki 2012). W celu wyznaczenia współczynnika wysychania, na podstawie całej wspomnianej populacji odcinków wysychania, sprowadzono je do jednolitych 14-dniowych okresów (Jokiel 1996). Otrzymano w ten sposób liczbowe wartości ubytku wydajności (ΔQZ_{14}), liczone od momentu wydajności początkowej (QZ_0) do końca 14-dniowego okresu wysychania (QZ_{14}). Przeciętny współczynnik wysychania ($\bar{S}r\alpha_w$) obliczono w oparciu o logarytmiczną zależność między QZ_0 a ΔQZ_{14} (tab. 8.3). Przy wyznaczaniu maksymalnego współczynnika wysychania ($Max\alpha_w$) wykorzystano procedurę zaproponowaną przez P. Jokiel i P. Tomalskiego (2009). Należy przy tym zwrócić uwagę na sytuację, gdy wydajność źródła jest bliska bądź równa maksymalnej. Wówczas część wody odpływającej z niszy może pochodzić nie tylko z drenażu wód podziemnych, lecz także ze spływu powierzchniowego w obrębie niszy – zaleca się odrzucenie takich punktów.

Otrzymane przeciętne współczynniki wysychania mają rząd $1 \cdot 10^{-2}$, a zatem wskazują na niezbyt dużą inercję wydajności. Natomiast współczynniki wysychania obliczone dla szeregu wydajności z „górnej” części krzywej są wyraźnie wyższe (Rosanów: $2,6 \cdot 10^{-2}$, Ciosny: $3,7 \cdot 10^{-2}$), co potwierdza szybsze tempo szczypania zasobów w sytuacjach względnie dużych spadków wydajności. Relatywnie niskim współczynnikiem wysychania krzywej wzorcowej charakte-

ryzuje się źródłisko Rosanów, drenujące zachodnią część zbiornika sandrowego. Większa stabilność wydatku wynika z zasilania przez więcej niż jeden zbiornik – oprócz przeważających w niszach wypływów descensyjnych, zasilanych wodami płytkiego poziomu o zwierciadle swobodnym, znajdują się tam nieliczne wypływy ascensyjne, drenujące wody o zwierciadle napiętym. Ponadto, w przypadku intensywnego zasilania atmosferycznego aktywne są lokalne i płytkie zbiorniki zawieszone na wkładkach osadów o mniejszej wodoprzepuszczalności. Znaczącą rolę w podtrzymywaniu wydajności odgrywa również sztuczny „zbiornik”, jaki tworzą zużyte wody komunalne (ujęte poza zlewnią), infiltrujące z szamb chłonnych licznie występujących w zasięgu zlewni podziemnej tego źródłiska.

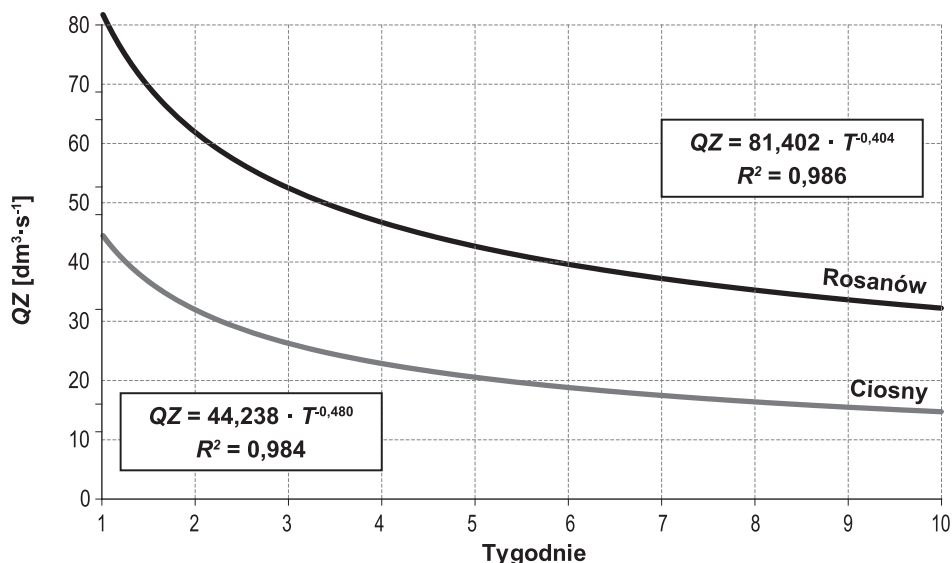
Tabela 8.3. Charakterystyki recesji wydajności źródeł

Źródłisko	$\bar{S}r\alpha_w$	$Max\alpha_w$	$\bar{S}rW$	$MaxW$	η	$52/\eta$
Rosanów	0,0111	0,0259	$3,39 \cdot 10^5$	$6,02 \cdot 10^5$	4,06	12,8
Ciosny	0,0123	0,0366	$1,50 \cdot 10^5$	$3,05 \cdot 10^5$	4,49	11,6

Objaśnienia: $\bar{S}r\alpha_w$, $Max\alpha_w$ – średni i maksymalny współczynnik wysychania; $\bar{S}rW$, $MaxW$ – średni i maksymalny potencjał zasobności [m^3]; η – współczynnik odnawialności [1/rok]; $52/\eta$ – współczynnik odnawialności w tygodniach.

Wzorcowe krzywe wysychania wyznaczone dla obu źródeł dowodzą, że ich zasoby dynamiczne zgromadzone w zlewniach podziemnych ulegają całkowitemu wyczerpaniu (od $MaxQZ$ do $MinQZ$) po około 10 tygodniach funkcjonowania w okresie bezopadowym (rys. 8.2). Znając współczynnik wysychania dla dowolnej wydajności źródła, można oszacować ilość wody zgromadzonej w zbiorniku podziemnym. Przy przeciętnych wydatkach źródeł ($\bar{S}rQZ$) średnie potencjały zasobności ich zlewni podziemnych ($\bar{S}rW$) wyniosły: dla źródłiska Rosanów: $3,39 \cdot 10^5 m^3$, zaś dla źródłiska Ciosny: $1,50 \cdot 10^5 m^3$. Potencjały maksymalne są dwukrotnie większe (ponad $6,0 \cdot 10^5 m^3$ i ponad $3,0 \cdot 10^5 m^3$). W obu przypadkach relacja pomiędzy powierzchniami zlewni podziemnych obu źródeł jest zachowana – zbiornik podziemny drenowany przez źródłisko Rosanów jest blisko dwa razy większy od zbiornika zasilającego źródłisko Ciosny (Jokiel, Moniewski 2000). Zbliżone natomiast są ich współczynniki odnawialności η (por. podrozdz. 11.2.D). W obu zbiornikach wód podziemnych wymiana wody następuje 4–4,5 razy w roku, co odpowiada okresowi 11–13 tygodni (tab. 8.3).

Obliczone charakterystyki nieco różnią się od wartości otrzymanych dla tych samych obiektów na podstawie danych z krótszego okresu obserwacji (Jokiel 2002b, Moniewski 2004). Szacowane objętości obu zbiorników okazały się nieco mniejsze niż pierwotnie zakładano, a tempo ich szczyptywania – szybsze. Wiele źródeł w innych regionach Polski charakteryzuje się wolniejszym tempem szczyptywania zasobów. Współczynniki wysychania porowych zbiorników drenowanych



Rys. 8.2. Wzorcowe krzywe wysychania źródeł Rosanów i Ciosny

Objaśnienia: QZ – wydajności źródeł; T – liczba tygodni; R^2 – współczynniki dopasowania równań wzorcowych krzywych wysychania.

przez źródła w strefie moren czołowych Pojezierza Suwalskiego zawierają się w przedziale $\alpha_w = n \cdot 10^{-4} - n \cdot 10^{-2}$ (Nowakowski 1976). Podobne tempo szczypania cechuje źródła Sudetów i Masywu Czeskiego ($\alpha_w = 1,6 \cdot 10^{-4} - 2,6 \cdot 10^{-2}$), a największą stabilność wydatku notuje się w szczelinowych źródłach zasilanych z piaskowców kredowych (Sęk 2012). Wolniejsze jest także tempo szczypania zasobów dużych zbiorników drenowanych przez źródła Wyżyny Lubelskiej: $\alpha_w = 7,4 \cdot 10^{-3} - 2,1 \cdot 10^{-3}$ (Michalczyk 1993), ale znacznie szybsze w przypadku źródeł karpaccich: $\alpha_w = 1,32 \cdot 10^{-1} - 1,68 \cdot 10^{-1}$ (Jokiel 1996).

8.6. Bezładność wydajności

Miarą sposobu szczypania zasobów wód podziemnych jest również bezładność wydajności. Jest ona funkcją wielkości drenowanego zbiornika i charakteru jego wodonośca. Źródła drenujące rozległe i miększe zbiorniki wód podziemnych powinna zatem cechować znaczna bezładność wydatku, którą można wyrazić za pomocą współczynnika autokorelacji (por. podrozdz. 11.1.G). Dla badanych źródeł obliczono współczynniki autokorelacji średnich miesięcznych wydajności z krokiem od 1 do 12 miesięcy oraz porównano je ze współczynnikami autokorelacji obliczonymi dla średnich przepływów miesięcznych w trzech

przekrojach hydrometrycznych Dzierżanej i Ciosenki (tab. 8.4). Podobną analizę porównawczą wykonano w odniesieniu do współczynników autokorelacji obliczonych dla kilku dużych źródeł alpejskich (tab. 8.5). Ocenę statystycznej istotności współczynników wykonano testem Boxa-Ljunga (por. podrozdz. 11.1.J).

Tabela 8.4. Współczynniki autokorelacji średnich miesięcznych wydajności wybranych źródeł i przepływów ich recypientów w latach 1998–2012 (tylko istotne na poziomie $\alpha = 0,05$)

Źródło lub przekrój	k $\dot{S}rQZ$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Rosanów	43,6	0,67	0,56	0,50	0,38	0,27	0,23	•	•	•	•	0,24	•
Ciosny	21,4	0,51	0,27	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
Swoboda	227	0,51	0,30	•	•	•	•	•	•	0,21	0,23	0,26	0,27
Dzierżazna	84,9	0,54	0,35	•	•	•	•	•	•	•	0,21	0,27	0,27
Ciosenka	111	0,47	0,31	•	•	•	•	•	•	•	•	0,23	0,32

Objaśnienia: $\dot{S}rQZ$ – średni przepływ lub wydajność z wielolecia [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$]; k – krok czasowy (w miesiącach), • – współczynniki nieistotne na poziomie 0,05.

Autokorelacje średnich miesięcznych wydajności obu badanych źródeł różnią się zarówno wysokością pierwszego, jak i liczbą istotnych współczynników. W przypadku źródła Rosanów Ra_1 wynosi 0,67, a liczba istotnych współczynników autokorelacji jest równa 7. Zbiornik wód podziemnych drenowany przez to źródło wyróżnia się więc stosunkowo długą i dobrą „pamięcią” o poprzednich stanach, co wskazuje na jego dużą zasobność i objętość. Dodatkowo, przebieg średnich rocznych wydajności wykazuje bardzo słaby rytm roczny. Informuje o tym istotny, ale bardzo niski współczynnik autokorelacji przy przesunięciu równym 11 miesięcy. Natomiast dla szeregu wydajności źródła Ciosny współczynniki autokorelacji są wyraźnie niższe i istotne na poziomie $\alpha = 0,05$ tylko przy przesunięciu $k = 1$ ($Ra_1 = 0,51$) i $k = 2$ ($Ra_2 = 0,27$). Nie zaobserwowano natomiast rocznego rytmu wydajności.

Pod tym względem inercja wydajności obu źródeł jest podobna do obliczonej dla szeregów średnich miesięcznych przepływów ich recypientów: Ciosenki i Dzierżanej. Mimo że pierwsze współczynniki autokorelacji są tu na ogół niższe, a liczba istotnych współczynników – mniejsza, to istnieje podobieństwo kierunku i siły inercji. Natomiast w przepływach rzecznych obserwowany jest wyraźny rytm roczny, którego brakuje w seriach wydajności źródeł. O ile podobieństwo inercji przepływów Ciosenki – istotnie zasilanej ze źródeł – do inercji ich wydatku wydaje się zrozumiałą, to w przypadku Dzierżanej (przekrój Dzierżazna) takie podobieństwo może już być pewnym zaskoczeniem. Fakt ten można jednak tłumaczyć tym, że Dzierżazna również drenuje wschodnią część tego samego zbiornika sandrowego i to zarówno linijnie, jak i punktowo (np. źródło „Głowa”).

Tabela 8.5. Współczynniki autokorelacji średnich miesięcznych wydajności wybranych źródeł alpejskich w latach 1998–2011 (istotne na poziomie 0,05)

Źródło	k $\bar{r}_{QZ}$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
„Waldbach- ursprung”	2967	0,77	–0,53	–0,20	–0,30	–0,25	–0,24	•	•	•	0,22	0,34	•
„Piessling Ursprung”	2242	0,56	–0,23	–0,18	•	–0,18	–0,22	–0,20	•	–0,24	•	0,41	0,34
„Florianer Brunnbach”	922	0,44	•	•	•	•	–0,28	•	•	•	•	•	•
„Wasseralm- quelle”	236	0,61	–0,20	–0,22	–0,17	•	–0,17	•	•	•	0,16	0,25	•
„Reihbach- quelle”	18,5	0,89	–0,69	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•

Objaśnienia: jak do tab. 8.4.

Wysoka wartość pierwszego współczynnika autokorelacji i duża liczba istotnych współczynników nie musi być regułą. Dla porównania, w tab. 8.5 zaprezentowano współczynniki autokorelacji średnich miesięcznych wydajności z podobnego okresu (1998–2011) obliczone dla pięciu alpejskich wywierzysk i źródeł krasowych. Najwyższy, pierwszy współczynnik autokorelacji ($Ra_1 = 0,89$) posiada najmniejsze z nich – Reihbachquelle, a co ciekawe, wszystkie następne współczynniki są już ujemne. Oznacza to, że wypływy krasowe, mimo że ich wydajność dochodzi do kilku tysięcy litrów na sekundę, mogą charakteryzować się małą inercją wydatku. Zatem przepływ przez uszczelinione strefy zawodnione jest bardzo szybki. Również zasilanie ma w dużej części charakter lokalny, a na pewno odbywa się przez system ponorów. Ponadto w trzech z pięciu analizowanych wypływów alpejskich stwierdzono istotny roczny rytm wydajności, będący wynikiem roztopowo-opadowego reżimu ich wydajności oraz wskazujący na stosunkowo krótki czas odnawiania zasobów drenowanego zbiornika wód podziemnych.

8.7. Synchroniczność wydajności

Jeśli wypływy wód podziemnych położone są na stosunkowo niewielkim obszarze, charakteryzującym się podobnymi warunkami zasilania atmosferycznego, to na ogół cechuje je zbieżność dynamiki wydajności. Natomiast odmienna budowa geologiczna ich zlewni podziemnej lub inny charakter wodonośca mogą być przyczyną dużych różnic, aż do zupełnej asynchroniczności wydatków. Ba-

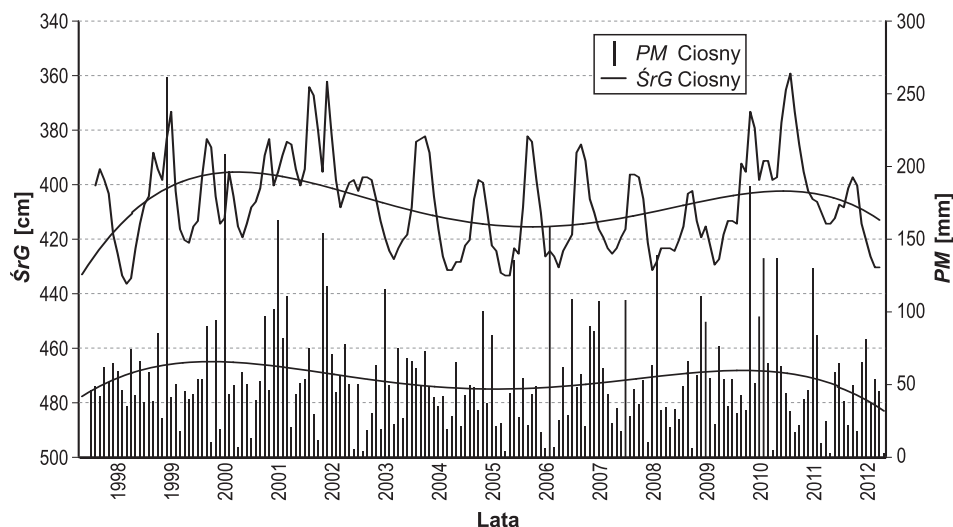
danie synchroniczności wydajności dowolnej liczby źródeł można przeprowadzić w najprostszy sposób, obliczając współczynniki korelacji i krosskorelacji Pearsona (por. podrozdz. 11.1.G). Ocenę statystycznej istotności współczynników można zaś ocenić testem Boxa-Ljunga (por. podrozdz. 11.1.J).

W przypadku szeregów średnich miesięcznych wydajności źródeł Rosanów i Ciosny współczynnik korelacji R wynosi 0,574, co wskazuje na umiarkowaną synchroniczność zmian. Różnice w sezonowej dynamice wydajności wynikają zapewne z różnych zasięgów zlewni podziemnych obu źródeł, a co za tym idzie – są skutkiem ich zasilania z różnych części wspólnego zbiornika sandrowego. W zlewni źródła Rosanów wpływ na odmienny rytm jego wydajności ma zapewne znaczna ilość wody pochodząca ze zrzutów wód allochtonicznych, które są pobierane w ujęciach znajdujących się poza zlewnią. Wody te dostają się do drenowanego poziomu wodonośnego jako wody zużyte (komunalne) z obszaru gęstej zabudowy letniskowej i powodują relatywny wzrost wydajności źródła w okresie letnich niedoborów zasilania, przyczyniając się do zwiększenia jego średniej wydajności w półroczu ciepłym.

Zbadano również siłę krosskorelacji średnich miesięcznych wydajności obu źródeł, obliczoną dla różnych przesunięć. Współczynniki korelacji krzyżowej przy różnych przesunięciach były zawsze niższe niż przy przesunięciu $k = 0$ (szeregi synchroniczne). Oznacza to, że zasilanie obu wypływów ma taką samą genezę, choć różne jest tempo odpowiedzi ich zlewni na impuls opadowy lub roztopowy.

Interesujące jest także porównanie wieloletniej dynamiki rocznych sum opadów atmosferycznych, zanotowanych na posterunku opadowym Ciosny oraz średnich rocznych wydajności źródeł. W przypadku źródła Rosanów korelacja szeregów synchronicznych jest nieistotna statystycznie, natomiast przy przesunięciu o rok współczynnik krosskorelacji rośnie ($Rc_1 = 0,53$) i jest już statystycznie istotny. Wskazuje to na uzależnienie wydajności źródła od wielkości opadów w roku poprzedzającym. Przy bliższym zbadaniu tej zależności nie stwierdzono jednak istotnego związku pomiędzy sumami opadów półroczy chłodnych a średnimi wydajnościami w następujących po nich półroczach ciepłych. Zatem pytanie o przyczynę zaobserwowanej prawidłowości pozostaje otwarte.

Nieistotna okazała się korelacja miesięcznych sum opadów atmosferycznych i średnich miesięcznych wydajności. Słaby, ale statystycznie istotny związek krosskorelacyjny odnotowano dopiero przy przesunięciu miesięcznych wydajności źródła Rosanów do przodu o 8–10 miesięcy w stosunku do miesięcznej sumy opadu, przy czym najwyższą zbieżność wykazywał on przy $k = 8$ ($Rc_8 = 0,20$). Niska synchroniczność miesięcznych sum opadów i wydajności wynika ze złożoności zjawiska infiltracji oraz skomplikowanego procesu przemieszczania się wody opadowej w strefie aeracji i saturacji.

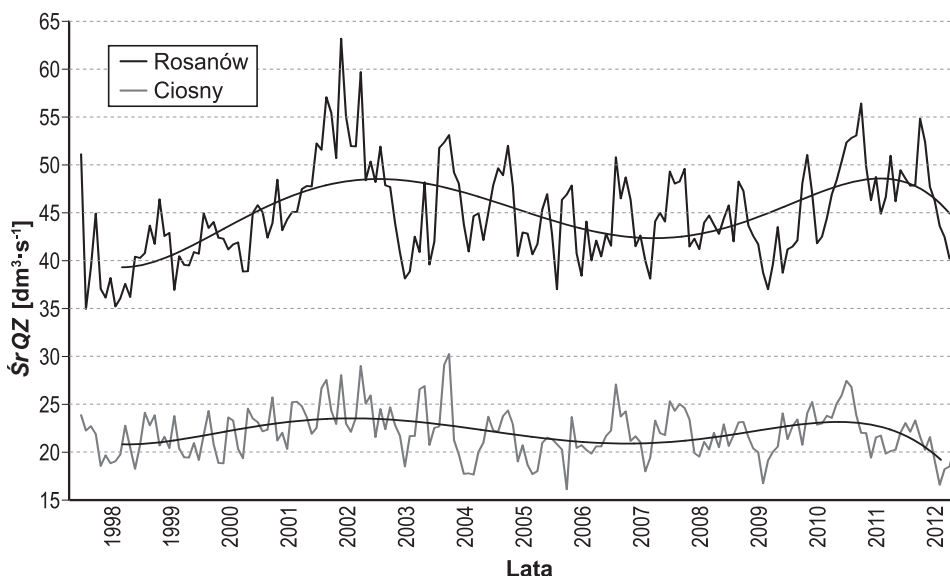


Rys. 8.3. Wieloletnia zmienność średnich miesięcznych głębokości zwierciadła wody podziemnej oraz miesięcznych sum opadów atmosferycznych zarejestrowanych na posterunku Ciosny w latach 1998–2012

Objaśnienia: $\dot{S}rG$ – średnia miesięczna głębokość wody podziemnej; PM – miesięczna suma opadu. Linie trendów przedstawiono za pomocą wielomianów 4. stopnia.

W źródłisku Ciosny istotny związek z opadami można obserwować dopiero przy przesunięciu do przodu średnich miesięcznych wydajności o 6, 8 i 9 miesięcy ($Rc_9 = 0,17$). W tym źródłisku sumy opadów w roku poprzedzającym jeszcze bardziej wpływają na zasoby i odpływ z drenowanego wycinka zbiornika wód podziemnych ($Rc_1 = 0,59$), ale jednocześnie związek korelacyjny wartości półrocznych jest nieistotny.

Jedną z miar napełnienia zbiornika wody podziemnej zasilającego źródłisko jest głębokość zwierciadła wody podziemnej G (lub rzędna tego zwierciadła) – por. podrozdz. 11.2.A). Pomiarów głębokości wód podziemnych dokonywano raz w tygodniu w studni gospodarskiej reprezentatywnej dla zbiornika sandrowego. Okazało się, że średnie miesięczne głębokości zwierciadła w studni Ciosny charakteryzują się względnie wysoką bezwładnością – pierwszy współczynnik autokorelacji w ich szeregu wynosi $Ra_1 = 0,82$. Nie stwierdzono przy tym wyraźnego rytmu rocznego w przebiegu zmian głębokości zwierciadła – jedyny statystycznie istotny spośród 12 obliczonych współczynników autokorelacji ($Ra_8 = 0,19$) zanotowano przy $k = 8$. Nieistotna natomiast, przy $k = 0$ (szeregi synchroniczne), okazała się korelacja przebiegu średnich miesięcznych głębokości wód podziemnych oraz opadów atmosferycznych (rys. 8.3). Najwyższe współczynniki krosskorelacji (Rc_1 ; $Rc_9 = 0,27$) uzyskano dla przesunięć o 1 i 9 miesięcy. Zatem i w tym przypadku można mówić o dużej roli opadów półrocza poprzedzającego w kształtowaniu zasobów półrocza bieżącego.

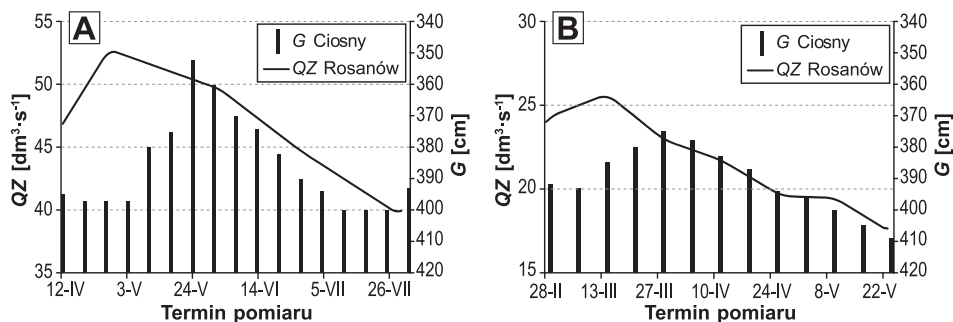


Rys. 8.4. Wieloletnia zmienność średnich miesięcznych wydajności źródeł Rosanów i Ciosny w latach 1998–2012

Objaśnienia: $\bar{S}rQZ$ – średnia miesięczna wydajność źródła. Linie trendów przedstawiono za pomocą wielomianów 5. stopnia.

Najbardziej zsynchronizowane wydają się wieloletnie przebiegi głębokości zwierciadła wody podziemnej i sumy miesięczne opadów atmosferycznych w Ciosnach (rys. 8.3). Zauważmy przy tym, że obliczone trendy wskazują na istnienie w badanym wieloleciu *quasi*-cyklu 11-letniego. Podobną, choć mniej wyraźną zbieżność można zaobserwować, analizując dynamikę sum opadów i wydajność źródeł Rosanów i Ciosny (rys. 8.4). Na podstawie 15-letnich pomiarów trudno ją jednak uznać za w pełni wiarygodną, choć na istnienie wieloletnich rytmów wskazywano już w przypadku dłuższych serii pomiarów wydajności niektórych źródeł Polski (Jokiel 1994a). Podobny rytm 11-letni dostrzeżono również w seriach opadów półrocza chłodnego w dorzeczu Wisły (Jokiel, Kożuchowski 1989), a przecież opady tego półrocza w największym stopniu kształtują zasoby wodne zlewni podziemnych badanych źródeł.

Podobnej analizy dokonano dla zbadania zależności pomiędzy głębokością wód podziemnych mierzoną w studni Ciosny a wydajnościami obu źródeł (rys. 8.5). Badając synchroniczną korelację szeregów średnich miesięcznych wydajności źródła Rosanów i głębokości wody podziemnej w studni, otrzymano współczynnik korelacji równy 0,59. Był on istotny i – co ważne – wyższy od współczynników korelacji uzyskiwanych dla innych przesunięć. Identyfikacyjna próba przeprowadzona na szeregach średnich miesięcznych wydajności



Rys. 8.5. Wyniki obserwacji głębokości zwierciadła wód podziemnych w studni Ciosny i wydajności źródeł Rosanów (A) i Ciosny (B) w najdłuższych okresach recesji

Objaśnienia: QZ – wydajność źródła; G – głębokość zwierciadła wody podziemnej. Krzywe wydajności wyrównano średnią ruchomą 5-dniową.

źródła Ciosny dała współczynnik równy 0,53. Korelacja krzyżowa pozwoliła tu nawet na uzyskanie nieco wyższej wartości, ale przy przesunięciu o jeden miesiąc ($R_{c1} = 0,56$). Zatem drogi, którymi woda podziemna przepływa do źródeł, mogą być uprzywilejowane w stosunku do typowych strumieni przemieszczania się wód w całym zbiorniku. W efekcie kulminacja wydajności źródła może się pojawiać kilka tygodni wcześniej niż maksymalny stan wody w sąsiadującej studni.

8.8. Rola źródeł w zasilaniu cieków

Na odpływ całkowity każdego cieku, będący rezultatem odpowiedzi jego zlewni na zasilanie atmosferyczne, składają się aktualne sumy odpływu bezpośredniego (odpływu powierzchniowego i podpowierzchniowego) oraz odpływu podziemnego. Wielkość i dynamika poszczególnych form odpływu zależy od charakteru zlewni. W okresach bezopadowych i przy braku roztopów odpływ bezpośredni nie występuje. Przepływ w korycie cieku jest wówczas podtrzymywany wyłącznie przez drenaż wód podziemnych. Ciosenka należy do rzek o bardzo dużym udziale zasilania podziemnego w odpływie całkowitym. Zasilanie podziemne odbywa się tu poprzez elementy punktowe (źródła, źródłiska) oraz liniowe (koryta, wycieki linijne) (Jokiel, Moniewski 2000, Jokiel 2002b).

Udział skoncentrowanych form zasilania podziemnego w ogólnej sumie odpływu można wyrazić współczynnikiem drenowania punkowego zlewni *WDP* (Kryza 1986) – por. podrozdz. 11.2.D). Przepływy Ciosenki wyższe od średnich występują wyłącznie w chłodnej połowie roku. W tym okresie rzeka jest też intensywnie zasilana odpływem bezpośrednim. Z tego powodu udział źródeł w zasilaniu rzeki jest w tym okresie najmniejszy i wynosi przeciętnie ok. 55%

(tab. 8.6). Na skutek roztopów marzec jest jedynym miesiącem, w którym wydajność źródeł nie dominuje w strukturze odpływu Ciosenki (48,8%). Najniższy miesięczny współczynnik drenowania punktowego zlewni odnotowano w okresie wezbrania opadowo-roztopowego Ciosenki – w kwietniu 2001 r. (29,2%). Natomiast w okresie letnim przewaga wód pochodzenia źródłanego jest bardzo wyraźna. Ponad 2/3 odpływu w ciepłej połowie roku ma taką właśnie genezę, a spośród letnich miesięcy – najwyższy współczynnik drenowania punktowego odnotowano w sierpniu (70,8%). Rekordowy udział wód o źródłanym rodowodzie odnotowano w wyjątkowo upalnym lipcu 2008 r. (94,9%).

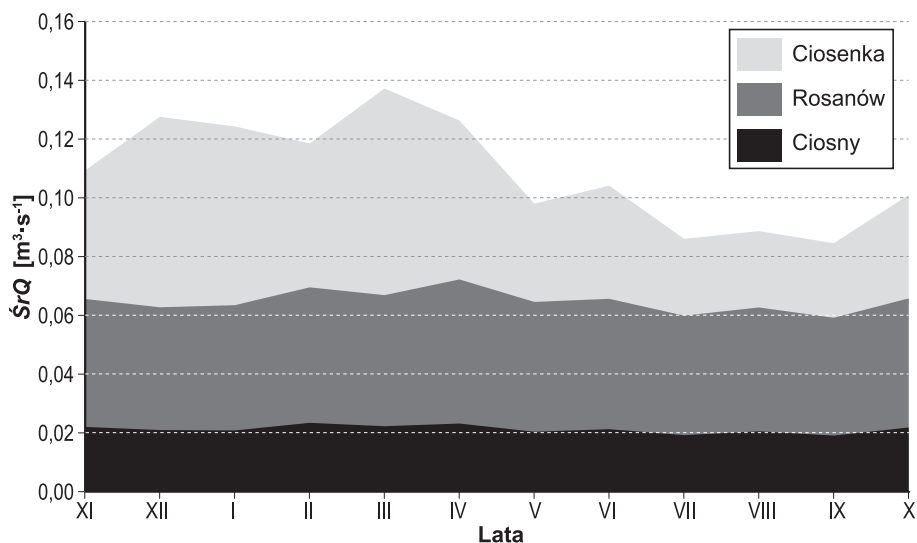
Tabela 8.6. Średnie miesięczne przepływy i wydajności w latach 1998–2012

Miara	Jednostka	XI	XII	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI-IV	V-X	XI-X
Q_{RZ}	$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$	109	128	124	119	137	126	98,1	104	86,1	88,8	84,7	101	124	93,8	109
QZ_{RO}	$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$	43,5	45,2	42,6	46,1	44,6	48,3	44,1	44,4	40,7	42,1	40,1	43,9	45,1	42,6	43,8
QZ_{CI}	$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$	22,2	23,6	21,0	23,5	22,4	23,3	20,5	21,4	19,3	20,7	19,2	21,9	22,7	20,5	21,6
WDP	%	60,1	53,9	51,1	58,7	48,8	56,7	65,9	63,1	69,7	70,8	70,0	65,2	54,9	67,4	61,2

Objaśnienia: Q_{RZ} – średni przepływ Ciosenki; QZ_{RO} – średnia wydajność źródła Rosanów; QZ_{CI} – średnia wydajność źródła Ciosny; WDP – współczynnik drenowania punktowego zlewni.

Przeciętny, wieloletni współczynnik drenowania punktowego (WDP) zlewni Ciosenki przekracza 60%. Oznacza to, że zdecydowana większość odpływu z jej zlewni pochodzi z wydajnych źródeł, a tylko niespełna 40% dopływa w inny sposób. Wskazuje to na ogromne możliwości infiltracyjne i retencyjne osadów sandru grotnicko-luźmierskiego i dominację drenażu punktowego nad liniowym. W płaskodennej dolinie Ciosenki spływ powierzchniowy pojawia się bowiem niezwykle rzadko. Ponadto niewielkie nachylenie jej zboczy i mały spadek hydrauliczny zwierciadła wód podziemnych sprawiają, że drenaż liniowy jest tu mało skuteczny.

Natomiast dużą powierzchnię recepcyjną, sprzyjającą powstawaniu odpływu bezpośredniego, stanowią elementy antropogeniczne. Należy do nich niewątpliwie autostrada A2, wraz ze skierowanym do Ciosenki systemem odwodnienia (Moniewski, Tomalski 2008). Również kompleks stawów hodowlanych w Ciosnach, zajmujący obszar kilku hektarów, błyskawicznie transformuje opady deszczu w odpływ. Jednak w ciepłych i suchych dniach ewaporacja z odsłoniętej i nagrzanej powierzchni tych zbiorników powoduje znaczące ubytki wód powierzchniowych, zwiększając tym samym współczynnik drenowania zlewni w okresie od lipca do września (rys. 8.6).



Rys. 8.6. Skumulowana wydajność źródeł Rosanów i Ciosny na tle średnich miesięcznych przepływów Ciosenki w latach 1998–2012

Objaśnienia: $\dot{S}rQ$ – wieloletni średni miesięczny przepływ lub wydajność źródła.

Warto zaznaczyć, że średni współczynnik drenowania punktowego w zlewni Ciosenki przekracza przeciętną wartość dla regionu Wzniesień Łódzkich, która wynosi 34,8%. Równie wysokim współczynnikiem charakteryzuje się tylko zlewnia Moszczynicy – 59,5% (Moniewski 2004). W górnych zlewniach Poru, Białej Łady, Sanny i Tanwi współczynnik ten osiąga 50–90% (Janiec, Michalczyk 1988). W Sudetach jego wartości zawierają się w szerokim przedziale: od 12–40% w zlewni Kamiennej (Kryza H., Kryza J. 1988) do 56–69% w zlewniach Masywu Śnieżnika (Kryza H. 1988).

Ciosenka wyróżnia się ponadto wyjątkowo dużym, jak na warunki środkowej Polski, odpływem jednostkowym $q = 7,21 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ (por. podrozdz. 11.2.B). Identyčnym odpływem ($q = 7,2 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$) cechuje się w regionie tylko zlewnia Młynówki, również zasilana licznymi źródłami (Moniewski 2004). Odpływ jednostkowy pochodzenia źródłanego (qZ) wynosi w zlewni Ciosenki aż $4,4 \text{ dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$ – najwięcej wśród wszystkich zlewni regionu. Świadczy to o bardzo dużym znaczeniu podziemnej fazy obiegu wody w kształtowaniu zasilania tej rzeki, co jest charakterystyczne bardziej dla zlewni pojeziernych i wyżynnych niż dla obszarów Nizy Polskiego.

8.9. Podsumowanie

Badanie wydajności źródeł dostarcza wielu informacji o drenowanym zbiorniku wody podziemnej. Sposób odpowiedzi zbiornika na zasilanie atmosferyczne jest funkcją jego aktualnych parametrów hydrogeologicznych, zarówno tych

stałych, wynikających z charakteru wodonośca, jak i zmieniających się w różnej skali czasowej (warunki infiltracji, napełnienie itp.). Źródła pełnią rolę swoistych „rejestratorów” zapisujących oraz odtwarzających działanie systemu hydrogeologicznego zarówno w skali lokalnej (pojedynczy wypływ), jak i regionalnej (jednostka hydrogeologiczna). Znakomitym przykładem mogą być tu badane źródłiska, których charakterystyka wydajności wiele mówi o cechach zbiornika wód podziemnych związanego z osadami sandru grotnicko-lućmierskiego. Wspólna geneza zasilania i wodoprzepuszczalność piaszczysto-żwirowych osadów determinują tempo szczyptywania zasobów i ich odnawialność. Roczny rytm zjawisk atmosferycznych znajduje swoje odzwierciedlenie w sezonowym rozkładzie wydajności i jej wieloletniej zmienności. Od rozmiarów drenowanego zbiornika zależy natomiast średnia wydajność źródłiska, jej inercja i udział w całkowitym odpływie Ciosenki.

Potrzeby wykonywania statystycznych analiz szeregów wydajności źródeł nie trzeba właściwie uzasadniać. Należy jednak podkreślić, że monitoring krenologiczny wciąż leży na marginesie zainteresowań wyspecjalizowanych służb pomiarowych. W „Rocznikach Hydrogeologicznych” wydawanych przez Państwową Służbę Hydrogeologiczną publikowane są wyłącznie ekstremalne i średnie miesięczne wydajności zaledwie 33 źródeł (23 karpackich i 10 sudeckich). Regularnymi pomiarami wydajności objęte są również wywierzyiska tatrzańskie (Barczyk 2008) oraz niektóre źródła szczelinowe i szczelinowo-krasowe na obszarze Pienin (Humnicki 2012), a także wyżyn węglanowych (Michalczyk, Chabudziński 2013). Jednak ich wyniki nie są powszechnie dostępne, a obliczane wskaźniki – nie zawsze porównywalne. Dlatego ważne jest przedstawianie możliwie pełnej charakterystyki źródeł, opartej nie tylko na rzetelnych danych pomiarowych, lecz przede wszystkim na ich wnikliwej analizie.

9.

Wieloaspektowa analiza statystyczna hydrogramu przepływu rzeki na przykładzie Pilicy w Przedborzu

Adam Bartnik, Paweł Jokiel

*Statystyka jest jak kostium bikini: pokazuje wiele,
ale nie pokazuje najważniejszego.*

Aaron Lebenstein

9.1. Wprowadzenie

Hydrogram jest to wykres obrazujący zmienność w czasie: przepływów, stanów wody, a czasem i innych charakterystyk związanych z ruchem wody. W polskiej literaturze hydrologicznej termin ten odnoszony jest jednak zwykle do przepływów wody w rzece (Soczyńska 2001). Codzienny hydrogram przepływu rzeki jest więc graficznym odzwierciedleniem dynamiki tego zjawiska, a z punktu widzenia genetycznego – wypadkową krótkookresowych zmian jakościowych i ilościowych zachodzących w wektorze procesów hydrologicznych determinujących zasilanie rzeki. Jego obraz zależy więc nie tylko od aktualnej intensywności oraz sposobów alimentacji koryt systemu rzecznej wodami pochodzącymi z różnych form odpływu, które organizują się w zlewni, lecz także od stanu, w jakim w danej chwili znajduje się sama zlewnia oraz jej sieć hydrograficzna. Rozpoznanie i ocena kształtu hydrogramu przepływu rzeki stanowi więc nieocenioną informację w procesie identyfikacji jej ustroju rzecznej, składowych odpływu, jak również jest jednym z ważniejszych etapów w procedurach modelowania różnych procesów hydrologicznych, w tym samego przepływu. Jednym z ważniejszych

zadań, jakie musi spełnić większość modeli hydrologicznych jest jak najwierniejsze oddanie kształtu całego hydrogramu lub jego poszczególnych elementów (por. podrozdz. 11.2.D).

Przepływy rzeczne – w zależności od potrzeb i skali analiz – albo traktujemy jako zjawisko losowe, podkreślając, że są one silnie uzależnione od opadu atmosferycznego, którego losowość nie budzi w zasadzie wątpliwości, albo kontestujemy tę losowość, zwracając uwagę na istotną rolę, jaką w kształtowaniu chwilowych przepływów odgrywa szeroko pojmowana retencja zlewni. Wiadomo też, iż w zależności od charakteru zlewni, jej retencyjności i sposobów oraz form alimentacji, przepływy dobowe charakteryzują się słabszą lub silniejszą autokorelacją – przy czym im wyższa retencyjność zlewni, tym bezwładność (inercja) w wektorze przepływów dobowych jest większa. Także w zlewniach o dużej liczbie jezior przepływowych lub w rzekach o przewodzie zasilania podziemnego inercja przepływów dobowych jest często na tyle znacząca, że trudno je wówczas traktować jako zjawisko losowe.

Hydrogram przepływu rzeki jednak dość rzadko bywa analizowany w skali wielolecia i rozpatrywany w ujęciu całościowym (zmiany i zmienność przepływów dobowych). Tego rodzaju badania dokonywane są niemal wyłącznie przy okazji identyfikacji różnych składowych odpływu (np. Jokiel 1994b) oraz przy ocenach charakteru wezbrań i niżówek (np. Tomaszewski 2011), jak również we wstępnych procedurach ich modelowania (np. Jokiel, Tomaszewski 2009). Analizy takie wykonywane są również w ramach tzw. hydrologii stochastycznej, a w szczególności przy okazji budowania modeli procesu przepływów dobowych (Svanidze 1964, Weiss 1977, Mitosek 1984), ocenach jednorodności i sezonowości zjawiska odpływu (Węglarczyk 1998, Wrzeński 2013) czy też w ramach badań stochastycznej natury procesu odpływu (Yevjevich 1972, Mitosek 2000).

W inżynierskiej praktyce hydrologicznej stosuje się natomiast zwykle wybrane z hydrogramu bądź obliczone na jego podstawie przepływy (odpływy) charakterystyczne, miarodajne, kontrolne i konwencjonalne – por. podrozdz. 11.2.C. Zbiór tych charakterystyk i zmiennych jest ogromny, a ich przegląd zawiera większość podręczników z hydrologii (Dębski 1970, Lambor 1971, Ozga-Zielińska, Brzeziński 1994, Byczkowski 1996). Zmienne te oraz ich pochodne lub kombinacje są obecnie podstawą nie tylko analiz i projektów inżynierskich, lecz także stanowią swego rodzaju „kanon” niezbędny przy rozwiązywaniu różnych naukowych i eksperckich problemów hydrologicznych. Warto jednak podkreślić, iż przy takim podejściu analizy stają się porównywalne i stosunkowo łatwe, jednak równocześnie tracimy szereg informacji zawartych w formie, jaką przybiera hydrogram. Zaciera się też wiele prawidłowości odnoszących się do różnych aspektów jego czasowej dyspersji, w tym jej zmian i zmienności.

9.2. Materiał analityczny

Próbie wieloaspektowej statystycznej analizy wieloletniego hydrogramu codziennych przepływów całkowitych przedstawimy, biorąc za przykład hydrogram Pilicy w przekroju Przedbórz. Uwzględniona seria codziennych przepływów pochodzi z lat 1961–1990 i zawiera dane zweryfikowane oraz w pełni wiarygodne. Według naszej oceny uwzględnione tu wielolecie, zarówno w aspekcie długości, jak i charakteru, zapewnia dużą wiarygodność oraz reprezentatywność wyników i wniosków metodycznych. Warto też wspomnieć, iż serie 30-letnie i nieco dłuższe są dość powszechnie akceptowane jako materiał w pełni wystarczający do prowadzenia tego rodzaju badań (Kaczmarek 1970, Ozga-Zielińska, Brzeziński 1994, Ward, Robinson 2000). Równocześnie są one na tyle „krótkie”, aby nie pojawiały się wątpliwości w kwestii antropogenicznie uwarunkowanej niejednorodności, np. statystycznej, a nawet genetycznej (Mitosek 1984, Ozga-Zielińska i in. 2003).

Wspomniana seria posłuży do zaprezentowania kilku metod, procedur i charakterystyk użytecznych w analizach hydrologicznych oraz ocenach zmienności dobowej, sezonowej i wieloletniej przepływu, a także do identyfikacji występujących tu w różnych skalach czasowych: prawidłowości, anomalii i tendencji. Prezentowana analiza może być zatem przykładem gruntownej i w miarę pełnej statystycznej analizy serii pomiarowej danych hydrologicznych, przy równoczesnym wskazaniu różnych możliwości i kierunków wnioskowania oraz występujących tu ograniczeń. Chcemy jednak wyraźnie podkreślić, że większość prezentowanych niżej uwag merytorycznych na temat wielkości obliczonych statystyk, ich rozkładów, autokorelacji, trendów itd. należy traktować ostrożnie i odnosić wyłącznie do badanej rzeki oraz analizowanego trzydziestolecia.

Badany zbiór przepływów dobowych (Q_{ji} – por. podrozdz. 11.2.A) Pilicy w Przedborzu ma postać macierzy o wymiarach 30×365 , gdzie j – kolejny numer roku; i – kolejny numer dnia:

$$\begin{array}{cccc} Q_{1,1} & Q_{1,2} & \cdots & Q_{1,365} \\ Q_{2,1} & Q_{2,2} & \cdots & Q_{2,365} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ Q_{30,1} & Q_{30,2} & \cdots & Q_{30,365} \end{array} \quad (9.1)$$

Ze względów metodycznych z tej serii usunięto dane pochodzące z 29 lutego każdego z lat przestępnych. Zabieg ten wywołał pewne niedogodności merytoryczne, ale był konieczny z uwagi na specyfikę i wymagania niektórych zastosowanych procedur statystycznych.

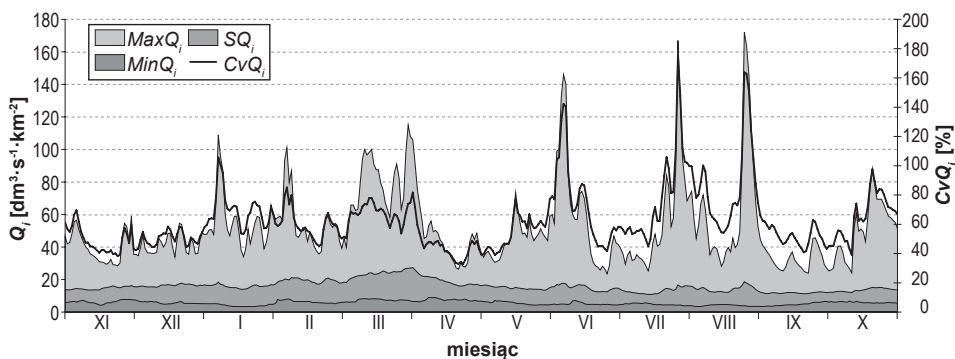
9.3. Roczny hydrogram przepływu

Zaprezentowane na rys. 9.1 hydrogramy przedstawiają uśredniony dla wielolecia 1961–1990 roczny rozkład przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu (SQ_i) oraz wybrane z tego okresu ekstrema z poszczególnych dni (minima – NQ_i oraz maksima – WQ_i) – por. podrozdz. 11.2.C. Przedstawiony diagram zawiera również obliczone dla każdego dnia w roku i wyrażone w procentach współczynniki zmienności jednoimiennych przepływów dobowych w danym trzydziestoleciu (CvQ_i). Obliczenia wykonano na podstawie formuł zamieszczonych w podrozdziale 11.1.C.

Z zaprezentowanego obrazu przeciętnego rocznego hydrogramu wynika, że średnie wieloletnie przepływy dobowe wyższe od $20 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ są charakterystyczne dla okresu rozpoczynającego się w lutym i trwającego do połowy kwietnia. Krótkie fazy podwyższonych przepływów średnich pojawiają się także na początku czerwca i zdarzają się do końca sierpnia, z tym że rzędne SQ_i dochodzą wówczas zaledwie do $15 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Ta część półrocza ciepłego bardzo wyraźnie zaznacza się natomiast w przypadku przepływów maksymalnych (WQ_i). Trzy kulminacje hydrogramu maksimów dobowych (z pierwszej połowy czerwca, z przełomów lipca i sierpnia oraz sierpnia i września) są oczywiście echem wysokich letnich wezbrań opadowych z lat 1962, 1966 i 1972. Warto jednak zauważyć, iż widoczne na diagramie fazy podwyższonych przepływów nie są tylko wynikiem pojedynczych wezbrań, lecz także kilku epizodów wezbraniowych, które pojawiały się w danym okresie w różnych latach. Równocześnie, kulminacyjne przepływy w tych trzech okresach są wyraźnie wyższe od maksimów notowanych w sezonie wiosennym (rzędne przekraczają nawet $140 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$). Również wieloletnia dyspersja przepływów średnich półrocza ciepłego jest wyższa od typowej dla okresu chłodnego. W obrębie wspomnianych wyżej trzech letnich okresów wezbraniowych współczynniki zmienności są dużo większe (często przekraczają nawet 100%) od obliczonych dla późnozimowej i wczesnowiosennej fazy wysokich przepływów.

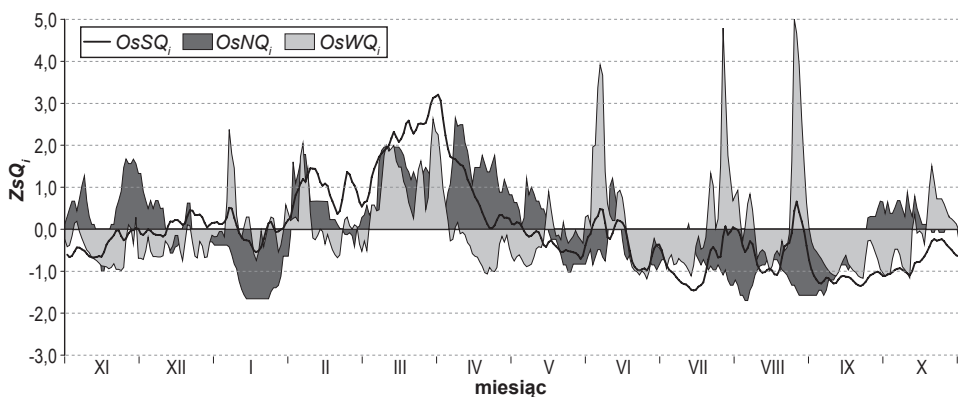
Kolejną cechą charakterystyczną przepływu Pilicy w Przedborzu są mało zmienne sezonowo przepływy niskie (NQ_i). Długotrwałe fazy przepływów niskich, tylko sporadycznie przerywane epizodami wezbraniowymi, są charakterystyczne dla przełomów kwietnia i maja oraz czerwca i lipca, a także dla dość długiego okresu trwającego od początku września do połowy października. Warto przy tym podkreślić, że zmienność wieloletnia przepływów w poszczególnych dniach omawianych okresów nie jest wyższa od 60%, a często spada nawet poniżej 40% (rys. 9.1).

Wspomniane wyżej prawidłowości są równie wyraźnie widoczne na rys. 9.2. Diagram ten przedstawia roczny przebieg standaryzowanych według formuły podanej w podrozdz. 11.1.I jednoimiennych przepływów charakterystycznych Pilicy w Przedborzu (średnich, maksymalnych i minimalnych), umieszczony w podziałce wielokrotności odpowiednich odchyleń standardowych – Os (por. podrozdz. 11.1.C).



Rys. 9.1. Przeciętne hydrogramy przepływów średnich i ekstremalnych Pilicy w Przedborzu (lata 1961–1990)

Objaśnienia: $MaxQ_i$ – maksima przepływów dla jednoimiennych dni z wielolecia; $MinQ_i$ – minima przepływów dla jednoimiennych dni z wielolecia; SQ_i – średnie przepływy z jednoimiennych dni z wielolecia; CvQ_i – współczynniki zmienności przepływów dla jednoimiennych dni wielolecia.



Rys. 9.2. Standaryzowane odchylenia przepływów dobowych (ZsQ_i) i ekstremalnych Pilicy w Przedborzu od średnich z wielolecia 1961–1990

Objaśnienia: $OsWQ_i$ – odchylenia maksimów dla jednoimiennych dni z wielolecia; $OsNQ_i$ – odchylenia minimów dla jednoimiennych dni z wielolecia; $OsSQ_i$ – odchylenia średnich dla jednoimiennych dni z wielolecia.

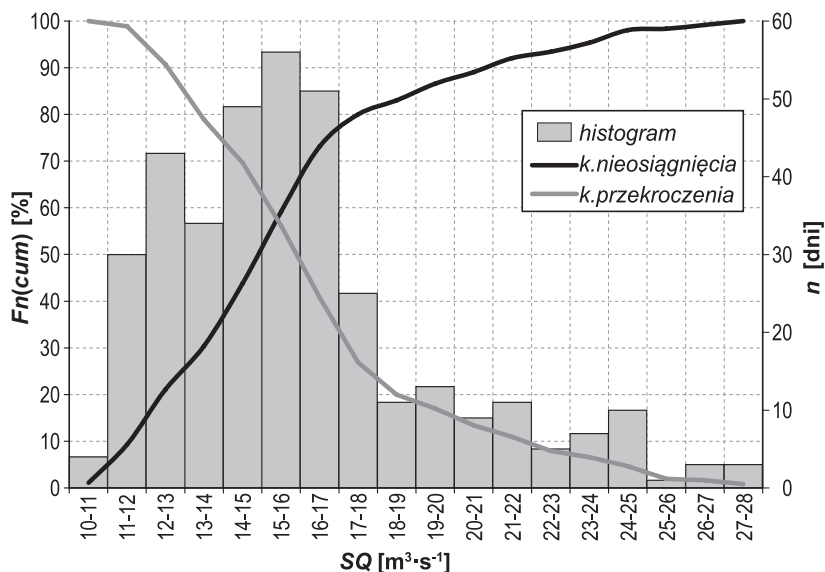
Łatwo dostrzeżemy na nim, że przepływy średnie, wyższe od normy wieloletniej (SSQ – por. podrozdz. 11.2.C), pojawiają się ok. 12 grudnia i trwają niemal nieprzerwanie do 10 maja. Krótka faza wartości niższych od normy wieloletniej pojawia się jedynie między 10 i 20 stycznia. Począwszy od pierwszej dekady marca aż do pierwszej dekady kwietnia przepływy dobowe są zwykle większe od SSQ o więcej niż dwa odchylenia standardowe, a na przełomie marca i kwietnia nawet o trzy. Natomiast po 10 maja dobowe średnie wieloletnie są przeważnie niższe

od przeciętnej z wielolecia. Na rys. 9.2 po raz wtóry zwracają uwagę przełomy lipca i sierpnia oraz sierpnia i września. Przepływy średnie są wówczas dość wysokie, przy czym mogą pojawiać się w tych dniach zarówno bardzo duże wezbrania (wysokie WQ_i), jak i głębokie niżówki (niskie NQ_i). Bardzo niskie przepływy minimalne są charakterystyczne również dla wspomnianej wcześniej drugiej dekady stycznia.

Relatywnie wysokie przepływy minimalne (NQ_i) występują w kwietniu i w pierwszej dekadzie maja. Towarzyszą im przepływy maksymalne znacznie niższe od przeciętnej z wielolecia (SWQ_i – por. podrozdz. 11.2.C). Kolejna faza podwyższonych minimów rozpoczyna się w październiku i trwa niemal do połowy grudnia. Tu również maksima są relatywnie niskie (rys. 9.2). Wymienione wyżej dwa okresy charakteryzują się więc stosunkowo wysokim udziałem trwałego zasilania, przy czym w pierwszym z nich odpływają głównie wody podziemne (ze strefy saturacji) związane z wiosenną infiltracją roztopową, zaś w drugim względną stabilność przepływu przypisać należy dużemu zasilaniu rzek wodami ze strefy aeracji (wody glebowe, podpowierzchniowe). Ich względne nadwyżki powstają jesienią i wczesną zimą w efekcie niskiej ewapotranspiracji nawet przy dość przeciętnym zasilaniu opadowym.

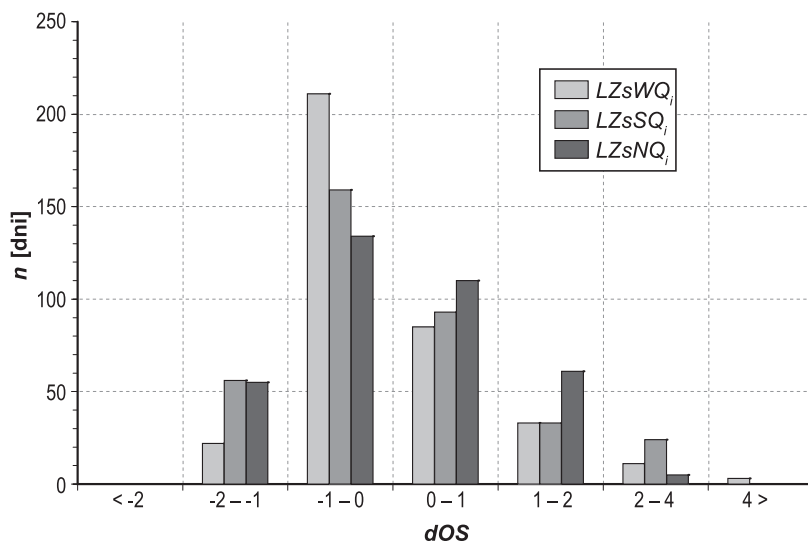
Rozkład częstości przepływów średnich dobowych SQ_i w przedziałach o szerokości $1 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ jest prawostronnie skośny (rys. 9.3) – por. podrozdz. 11.1.D. Empiryczne prawdopodobieństwo pojawiania się przepływów z przedziału dominanty ($15\text{--}16 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) przekracza tu 15%. Niemal równie często występują przepływy SQ_i z przedziałów $14\text{--}15$ i $16\text{--}17 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Warto podkreślić, że roczny histogram średnich przepływów dobowych z wielolecia nie jest „gładki” i sugeruje istnienie co najmniej jednej dodatkowej dominanty (przedział $12\text{--}13 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$).

Problem wielomodalności w różnych szeregach przepływu jest sam w sobie zagadnieniem bardzo interesującym, i to zarówno w aspekcie genetycznym (związki z formami odpływu), jak i praktycznym – metodyka aproksymacji empirycznych funkcji rozkładów częstości i estymacji przepływów o zadanym prawdopodobieństwie przekroczenia czy nieosiągnięcia. Na przeciętnym hydrogramie rocznym przepływy wyższe od $21 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ pojawiają się z prawdopodobieństwem ok. 12%, natomiast niższe od $11 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ zdarzają się znacznie rzadziej, bo z prawdopodobieństwem 5%. Empiryczne kwantyle o zadanym prawdopodobieństwie przekroczenia lub nieosiągnięcia (por. podrozdz. 11.1.C) najłatwiej określić za pomocą stosownych krzywych kumulowanych (rys. 9.3) – por. podrozdz. 11.1.I. Do aproksymacji tych krzywych (dystrybuant) w przedziałach bardzo małych lub bardzo dużych prawdopodobieństw, jak również do estymacji teoretycznych funkcji rozkładów stosuje się odpowiednie funkcje matematyczne dwu-, trzy- lub czteroparametryczne, których parametry szacuje się za pomocą różnych metod, np. metody momentów, decyli, największej wiarygodności i innych (por. podrozdz. 11.1.I).



Rys. 9.3. Histogram częstotliwości i krzywe częstotliwości średnich z wielolecia przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu (przekroczenia i nieosiągnięcia)

Objaśnienia: $F_n(cum)$ – względne częstości kumulowane; n – liczba dni (częstość); SQ – przepływ średni.

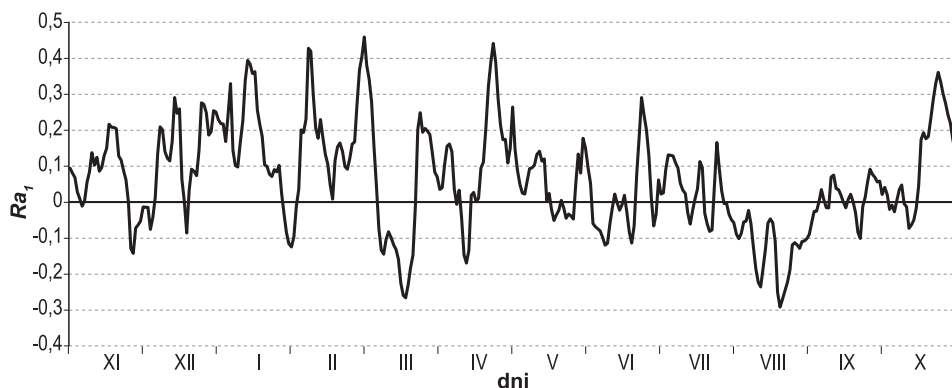


Rys. 9.4. Częstości standaryzowanych przepływów średnich i ekstremalnych Pilicy w Przedborzu w przedziałach wielokrotności ich odchylenia standardowego

Objaśnienia: $LZsWQ_i$ – częstości standaryzowanych przepływów maksymalnych; $LZsNQ_i$ – częstości standaryzowanych przepływów minimalnych; $LZsSQ_i$ – częstości standaryzowanych przepływów średnich; dOs – wielokrotność odchylenia standardowego ($1Os$; $2Os$, ..., dOs).

W toku analizy serii wieloletniej warto również zwrócić uwagę na różnice w kształcie histogramów częstości wykonanych dla standaryzowanych przepływów: maksymalnych, średnich i minimalnych z wielolecia (rys. 9.4). W odniesieniu do wszystkich trzech dobowych przepływów charakterystycznych Pilicy moda znajduje się w przedziale $(-1 \div 0)$, a więc wszystkie rozkłady są prawostronnie skośne. Różni je jednak wyrażnie poziom kurtozy (por. podrozdz. 11.1.E). Najbardziej wysmukły jest rozkład standaryzowanych maksimów, najmniej – rozkład minimów. W ciągu roku wysokie minima przepływu ($dOs > 1,0$) zdarzają się prawie dwukrotnie częściej niż wysokie maksima, choć dla tych ostatnich charakterystyczne są anomalie, kiedy $dOs > 4,0$.

Ponadto, dla poszczególnych dni w roku zbadano poziom autokorelacji (por. podrozdz. 11.1.G) oraz siłę, kierunek i istotność trendów wieloletnich (por. podrozdz. 11.1.H). Współczynniki autokorelacji (dla przesunięcia $k = 1$ rok) zawierają się w granicach od $-0,3$ do $0,45$ (rys. 9.5). Stosując test t-Studenta (por. podrozdz. 11.1.J) i przyjmując poziom istotności $\alpha = 1\%$, za statystycznie istotne można uznać tylko te, których wartość przekracza $|0,4|$, a więc pojedyncze przypadki ze stycznia, lutego, marca i kwietnia (pora wiosennych roztopów). Większość współczynników autokorelacji (przy $k = 1$) w jednoimiennych szeregach dobowych Ra_k jest dodatnia, a wartości ujemne pojawiają się głównie w marcu i sierpniu. Należy jednak wyraźnie podkreślić, iż nieistotność współczynnika autokorelacji odnosi się również do jego znaku. Zatem z faktu, że nieistotne współczynniki są dodatnie lub ujemne, nie należy wyciągać żadnych wniosków merytorycznych. Przeprowadzona analiza wskazuje więc, iż znakomita większość spośród 365 badanych szeregów jednoimiennych przepływów dobowych, z punktu widzenia poziomu inercji spełnia postulat niezależności.



Rys. 9.5. Współczynniki autokorelacji ($k=1$) jednoimiennych przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu dla wielolecia 1961–1990

Objaśnienia: Ra_1 – współczynnik autokorelacji przy przesunięciu 1.



Rys. 9.6. Współczynniki regresji równań trendów jednoimiennych przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu w wieloleciu 1961–1990

Objaśnienia: a – współczynnik kierunkowy prostej regresji.

Podobny obraz wyłania się z analizy 365 współczynników kierunkowych liniowych funkcji trendów (por. podrozdz. 11.1.H), obliczonych dla serii 30-letnich przepływów dobowych (rys. 9.6). Ogromna większość z nich jest ujemna, lecz nieistotna statystycznie nawet na poziomie $\alpha = 5\%$ (test F-Snedecora) – por. podrozdz. 11.1.J. Dostrzegając fakt, że najgłębsze spadki (ujemne i liczbowo duże współczynniki regresji trendów) dotknęły przepływów w porze wiosennych roztopów (przełom marca i kwietnia) oraz przepływów w okresach wezbrań letnich (przełomy czerwca i lipca oraz lipca i sierpnia), nie można jednak wyciągnąć wniosku, że przepływy wezbraniowe w tych okresach systematycznie malały, a już na pewno, że będą maleć dalej. Prawdziwa jest natomiast teza, iż przepływy te w latach 80. były nieco niższe niż wcześniej.

9.4. Funkcje rozkładu przepływów dobowych i hydrogramy ich prawdopodobieństwa

Kolejny etap statystycznej analizy 30-letnich serii jednoimiennych przepływów dobowych rozpoczniemy od zbadania hipotezy o jednorodności badanych serii w aspekcie genetycznym i statystycznym – por. podrozdz. 11.1.A. Procedura proponowana w opracowaniu *Zasady obliczania...* (2001) pozwala na zweryfikowanie wspomnianej hipotezy na podstawie testów: Grubbsa-Bec-ka (polegającego na wykrywaniu elementów odstających), testu serii (pozwalającego weryfikować hipotezę o niezależności elementów szeregu) oraz testów

stacjonarności szeregów (test sumy rang oraz badanie istotności trendów średniej i wariancji) – por. podrozdz. 11.1.1.J. W ocenie autorów analiza trendu w obrębie średniej – a takie analizy wykonywane są zwykle w celu wykrycia zmian czasowych w szeregu – są dalece niewystarczające, gdyż w seriach hydrologicznych obserwowane zmiany często dotyczą wariancji, nie zaś wartości średnich. Przepływ średni nie rośnie ani nie maleje, natomiast zmianie ulegają inne jego cechy, np. zmienność, inercja itd. Bywa również, że przemiany dotyczą wielu statystyk łącznie. W wyniku jakiegoś procesu (procesów) systematycznej zmianie ulega nie tylko ilość przepływającej korytem wody, lecz także jej zmienność w czasie. Na przykład wzrastający w czasie zrzut pościekowych wód allochtonicznych (pochodzących z innej zlewni) do rzeki (np. z oczyszczalni ścieków) wywoła rosnący trend przepływu w przekroju zlokalizowanym poniżej, ale jednocześnie skutek pojawienia się bardzo stabilnej w czasie i coraz wydajniejszej formy „odpływu” taki zrzut jednocześnie może wywołać zmniejszanie się zmienności tego przepływu. Jeśli jednak do rzeki w coraz większej ilości zaczął spływać wody z kanalizacji burzowej odwadniającej rozrastającą się aglomerację, wtedy ilość wody praktycznie się nie zmieni (pomijamy efekt ewentualnego wzrostu parowania), natomiast bardzo wzrosła dynamika (zmienność) przepływu.

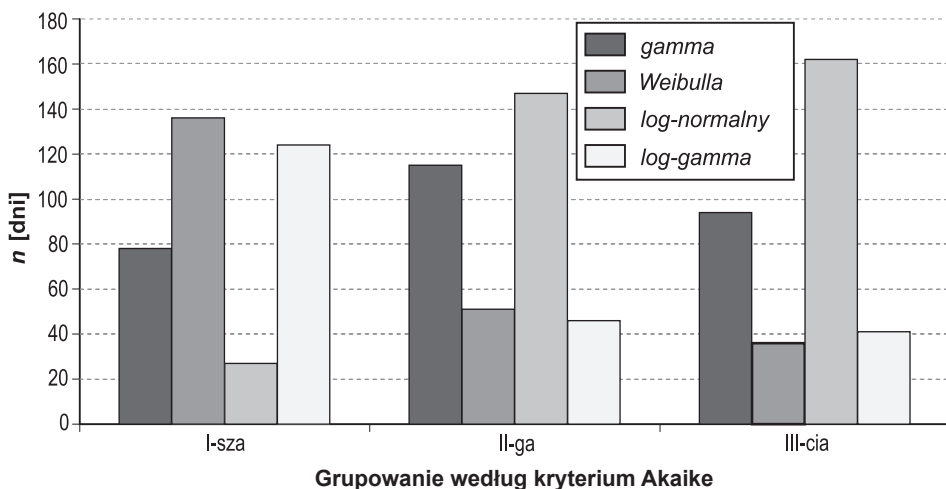
Biorąc pod uwagę wyniki powyższych testów i analiz jednorodności, szeregi średnich i wariancji jednoimiennych przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu należy uznać za jednorodne i spełniające postulat losowości na poziomie $\alpha = 1\%$. Zatem 30-letnia seria przepływów tej rzeki nie była „skażona” niejednorodnością statystyczną ani genetyczną.

Potwierdzenie jednorodności i stacjonarności serii jednoimiennych przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu pozwala na dopasowanie do ich empirycznych rozkładów – najlepiej je aproksymujących – funkcji rozkładów teoretycznych, określenie ich zgodności oraz na oszacowanie dla poszczególnych dni w roku przepływów o zadanym prawdopodobieństwie przekroczenia. Końcowym efektem analizy będą roczne hydrogramy przepływów dobowych o zadanym prawdopodobieństwie przekroczenia – kwantyle: $Q_{p90\%}$, $Q_{p50\%}$, $Q_{p10\%}$, $Q_{p5\%}$ i $Q_{p1\%}$ (por. podrozdz. 11.2.C). Wartości te należy interpretować jako rzędne przepływu, który w danym dniu roku (np. 1 kwietnia) może wystąpić z zadanym prawdopodobieństwem przewyższenia.

Do aproksymacji rozkładów empirycznych zastosowano najczęściej używane funkcje trójparametryczne: gamma, Weibulla, log-normalną oraz log-gamma (por. podrozdz. 11.1.1.I). Co prawda, są one najbardziej użyteczne w analizach rozkładów przepływów maksymalnych, ale według naszej oceny mogą być też stosowane do aproksymacji rozkładów przepływów dobowych. Potwierdzeniem tego założenia będą prezentowane niżej wyniki obliczeń.

Dla każdej z dopasowanych funkcji rozkładu teoretycznego obliczono parametry: skali, kształtu i tzw. dolne ograniczenie. Estymacji tych parametrów do-

konano metodą największej wiarygodności (por. podrozdz. 11.1.I). Jakość dopasowania badano testem Kołmogorowa-Smirnowa i χ^2 (por. podrozdz. 11.1.J) oraz przy użyciu kryterium Akaike (por. podrozdz. 11.1.I).

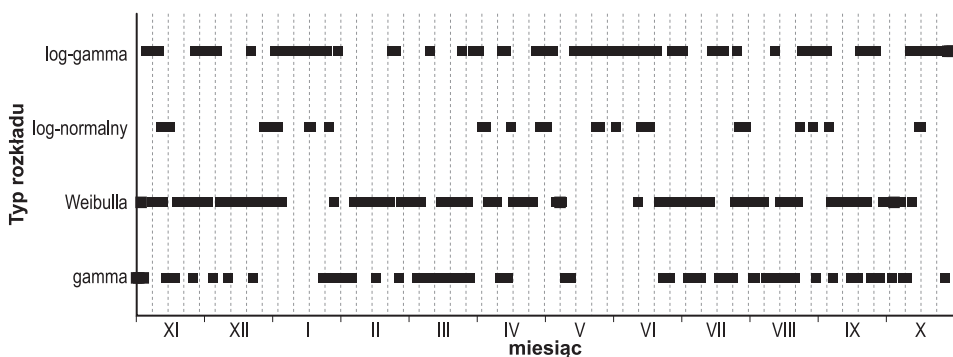


Rys. 9.7. Częstość wybranych rozkładów zmiennej losowej dla jednoimiennych przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu w wieloleciu 1961–1990, grupowanie według kryterium Akaike

Objaśnienia: n – liczba dni.

Do 30-letniego szeregu przepływów pochodzących z każdego dnia roku (365 serii) próbowano dopasować każdą z czterech branych pod uwagę funkcji rozkładów teoretycznych, przy czym jako aproksymującą przyjmowano funkcję o statystycznie istotnym poziomie dopasowania (użyto tu testów: χ^2 i Kołmogorowa-Smirnowa). Za najbardziej wiarygodny rozkład przyjmowano zaś ten, dla którego najmniejszą wartość miało kryterium Akaike. W uzyskanym w toku badań 365-elementowym zbiorze znalazły się wszystkie spośród branych pod uwagę funkcji. Rozkład ich częstości w całym zbiorze dni w roku prezentuje rys. 9.7. Potwierdzenie znajduje więc sugestia S. Węglarczyka (1998), iż rozkłady prawdopodobieństwa „różnoimiennych” przepływów dobowych są różne, a w konsekwencji można przyjąć, iż zbiór przepływów dobowych jest populacją zmieniającą się cyklicznie, z okresem równym 1 rok (Yule, Kendall 1966).

Funkcjami najczęściej występującymi w tak wyselekcjonowanym zbiorze były trójparymetryczne rozkłady: Weibulla i log-gamma (razem ok. 260 dni w roku), najrzadziej najlepsze dopasowanie uzyskiwano dla trójparymetrycznego rozkładu log-normalnego (ok. 25 dni). Warto jednak pamiętać, iż także pozostałe rozkłady teoretyczne bardzo często w wystarczającym stopniu opisywały rozkład empiryczny (test Kołmogorowa-Smirnowa – $\alpha = 1\%$), a tylko kryterium informacyjne Akaike wskazywało na określony typ rozkładu.



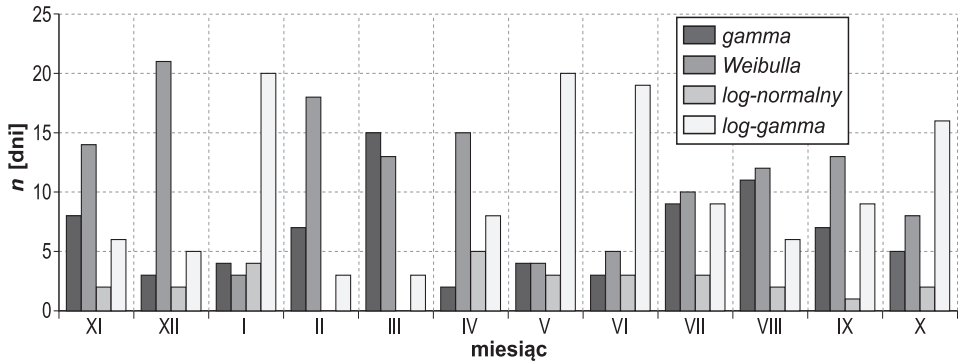
Rys. 9.8. Sezonowa zmienność występowania dni z przyjętym typem rozkładu zmiennej losowej, Pilica w Przedborzu (1961–1990)

Interesujące wnioski płyną z analizy rys. 9.8. Przedstawia on rozmieszczenie na „rocznej osi czasu” dni, dla których najlepsze dopasowanie (według kryterium Akaike) uzyskano dla jednej z czterech wyżej wymienionych funkcji teoretycznych. Z diagramu jasno wynika, iż dni z najczęściej występującym w zbiorze trójparametrycznym rozkładem Weibulla koncentrują się w okresach: od II dekady listopada do początku stycznia (wczesną zimą), od początku lutego do I dekady marca (późną zimą) oraz w kwietniu. Fazy z trójparametrycznym rozkładem log-gamma obejmują zaś środek zimy (dwie pierwsze dekady stycznia) oraz dość długi okres od końca kwietnia do końca czerwca, natomiast w końcowej części roku hydrologicznego są charakterystyczne dla dwóch ostatnich dekad października. Trzeci z rozkładów (gamma) pojawia się w III dekadzie stycznia oraz w dwóch ostatnich dekadach marca. Latem i wczesną jesienią bardzo trudno dostrzec jakieś prawidłowości, gdy idzie o typ najlepiej aproksymującej funkcji rozkładu. Niemal na przemian pojawiają się wówczas dni z rozkładami: Weibulla, log-gamma i gamma. Czwarta z uwzględnionych funkcji teoretycznych występuje w ciągu całego roku, nie tworząc jednak dłuższych i wyraźnych sekwencji.

Obraz przedstawiony wyżej znajduje potwierdzenie również na kolejnym diagramie (rys. 9.9). Rozkład Weibulla jest charakterystyczny dla ponad połowy dni: grudnia, lutego i kwietnia. W styczniu, maju, czerwcu i październiku dominuje rozkład log-gamma, natomiast dla połowy dni marca charakterystyczna jest funkcja gamma. Zauważmy też, że od lipca do września nie dominuje żaden z rozkładów, a w lutym i w marcu ani razu nie pojawia się rozkład log-normalny.

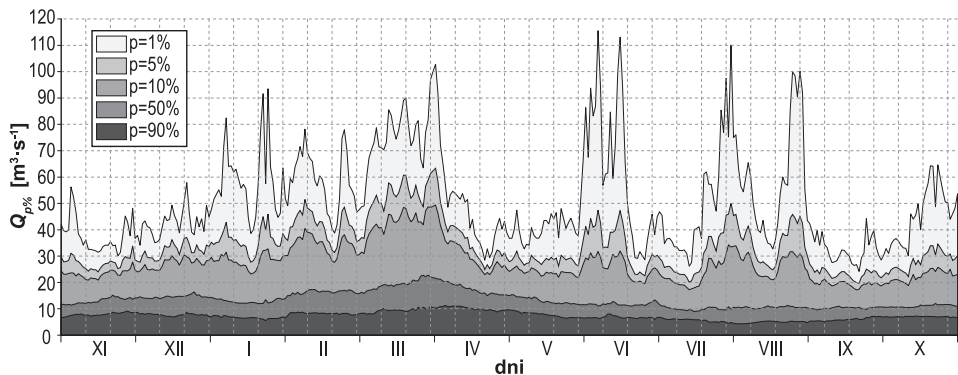
Z analizy obu prezentowanych diagramów wynika dość jasno, że dla okresów niżówek zimowych, późnowiosennych i wczesnojesiennych najbardziej charakterystyczny jest rozkład log-gamma. Rozkład Weibulla dominuje zaś w miesiącach zimowych (oprócz stycznia), natomiast funkcja gamma jest typowa dla okresu wiosennych wzebrań roztopowych (marzec). Latem i jesienią trzy wymienione rozkłady występują z podobną częstością i trudno doszukać się tu jakiegokolwiek

porządku. Przedstawione wyniki wskazują na dość wyraźnie zarysowaną sezonowość procesu przepływów dobowych, potwierdzającą istnienie niestacjonarności procesu odpływu w obrębie cyklu rocznego.



Rys. 9.9. Częstości w poszczególnych miesiącach dni z przyjętym typem rozkładu zmiennej losowej, Pilica w Przedborzu (1961–1990)

Objaśnienia: jak do rys. 9.7.



Rys. 9.10. Roczne hydrogramy przepływów jednoimiennych o zadanym prawdopodobieństwie przekroczenia, Pilica w Przedborzu (1961–1990)

Objaśnienia: $Q_{p\%}$ – przepływ dobowy o prawdopodobieństwie $p\%$.

Uzyskany w toku analiz pewien porządek sezonowy funkcji aproksymujących rozkłady wieloletnich przepływów w jednoimiennych dobach został potwierdzony przez procedurę testującą. Wykorzystano tu jeden z testów serii wielokrotnych (tu: cztery serie), którego idea jest oparta na statystyce Walda-Wolfowitza (por. podrozdz. 11.1.J) i zakłada, że próbki (tu: dni z danym typem rozkładu) zostały wylosowane z populacji o tym samym rozkładzie (Domański 1990).

Każdą z sekwencji dni o takim samym typie rozkładu (gamma, log-gamma, log-normalny i Weibulla) potraktowano zatem jako serię. Te oznaczono literami: A, B, C, D. Uzyskano w efekcie sekwencję $k = 159$ serii o różnych liczebnościach, obejmującą cały rok (365 dni). Otrzymana w toku obliczeń wartość funkcji testującej Walda-Wolfowitza ($T_s = 30,8$) jest mniejsza od wielkości krytycznej ($T_{S(kr)} = 94,7$), co wskazuje, iż na poziomie $\alpha = 5\%$ należy odrzucić hipotezę, że układ serii w ciągu roku jest przypadkowy. Można zatem przyjąć hipotezę przeciwną, wskazującą, że dni z określonymi typami rozkładów grupują się w serie, przy czym rozkład tych ostatnich w ciągu roku ma dość wyraźne cechy sezonowe. To zaś stanowi obiektywne, bo statystycznie udokumentowane, potwierdzenie istnienia zjawiska sezonowości przepływu.

Tabela 9.1. Korelacje wybranych przepływów charakterystycznych

Przepływy	Regresja	R	α	BSy
$WQ_i: Q_{p1\%}$	$Q_{p1\%} = 94,2 \cdot \log(WQ_i) - 107,3$	0,833	$< 1,0$	10,30
$SQ_i: Q_{p50\%}$	$Q_{p50\%} = 0,815 \cdot SQ_i + 0,366$	0,923	$< 1,0$	1,350
$NQ_i: Q_{p90\%}$	$Q_{p90\%} = 1,017 \cdot NQ_i + 1,64$	0,859	$< 1,0$	0,798

Objaśnienia: R – współczynnik korelacji; BSy – błąd standardowy estymacji; α – poziom istotności korelacji i równania regresji (testy: F-Snedecora i t-Studenta) w [%].

Funkcje, które zgodnie z zastosowanym kryterium Akaike najlepiej aproksymują empiryczne rozkłady przepływów w poszczególnych dniach roku, posłużyły do obliczenia przepływów o zadanych prawdopodobieństwach przekroczenia (kwantyli): $Q_{p90\%}$, $Q_{p50\%}$, $Q_{p10\%}$, $Q_{p5\%}$ i $Q_{p1\%}$. Obraz ich zmienności w ciągu roku prezentuje rys. 9.10. Hydrogramy ilustrujące zmienność przepływów w odniesieniu do trzech ostatnich prawdopodobieństw przekroczenia wykazują znaczne wzajemne podobieństwo w przekroju całego roku i w dużym stopniu są podobne do prezentowanego wcześniej obrazu rocznej zmienności WQ_i (por. rys. 9.1). Przebieg hydrogramu $Q_{p50\%}$ (mediany przepływów dobowych) jest z oczywistych powodów wysoce zbieżny z obrazem rocznej zmienności SQ_i , natomiast $Q_{p90\%}$ zmienia się podobnie jak NQ_i . Obliczone dla powyższych par zmiennych współczynniki korelacji (por. podrozdz. 11.1.G) są bardzo wysokie, a uzyskane równania regresji statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 1\%$ (tab. 9.1).

Uzyskane podczas analiz przepływy dobowe o zadanych prawdopodobieństwie przekroczenia w danym dniu ($Q_{p\%}$) oczywiście nie mogą być porównywane z maksymalnymi przepływami rocznymi o zadanych prawdopodobieństwie przekroczenia ($WQ_{p\%}$) – por. podrozdz. 11.2.C, gdyż oba zbiory wyjściowych zmiennych losowych pochodzą z różnych populacji, przy czym szereg wartości dobowych należy uznać za zbiór złożony, a więc niejednorodny (Węglarczyk 1998, Mitosek 2003). Zauważmy przy tym, że empiryczne prawdopodobieństwo przewyższenia zadanej wartości przepływu w którymkolwiek dniu roku

jest średnią ze wszystkich dobowych prawdopodobieństw przewyższenia, a równocześnie jest równe ilorazowi sumy przewyższeń we wszystkich dobach danego wielolecia odniesionego do łącznej liczby dób w wieloleciu. Jest jednak charakterystyczne, iż rozkładem, który najlepiej aproksymuje serię 30 maksimów rocznych (WQ_j) jest funkcja trójparametrycznego rozkładu Weibulla, a więc ta sama, która pojawiała się najczęściej w przypadku przepływów dobowych (tab. 9.2).

Tabela 9.2. Wyniki dopasowania rozkładu Weibulla do serii maksymalnych rocznych przepływów Pilicy w Przedborzu (WQ_j)

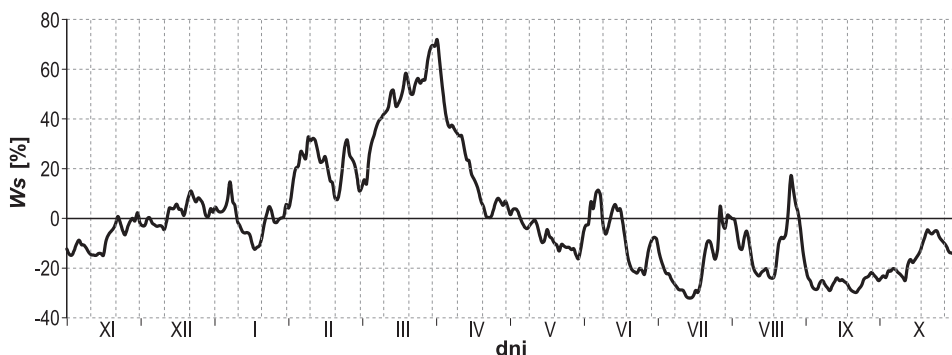
ε_{W3}	α_{W3}	β_{W3}	T_{χ^2}	T_{KS}	AIC
14,6	63,1	1,395	2,399	7,97	303,11

Objaśnienia: ε_{W3} – dolne ograniczenie; α_{W3} – parametr skali; β_{W3} – parametr kształtu; T_{χ^2} – wartość funkcji testu zgodności χ^2 ; T_{KS} – odległość maksymalna (test Kołmogorowa-Smirnowa); AIC – kryterium Akaike.

Wyznaczone za pomocą wyżej wymienionego rozkładu przepływy maksymalne: $WQ_{p1\%}$, $WQ_{p5\%}$, $WQ_{p10\%}$ wynoszą odpowiednio: 203,4 m³·s⁻¹, 153,3 m³·s⁻¹, 129,4 m³·s⁻¹. Wszystkie są więc wyraźnie wyższe od maksymalnego przepływu dobowego o prawdopodobieństwie 1% – $Q_{p1\%}$ (por. rys. 9.10). Warto przy okazji podkreślić, iż absolutne maksima przepływu Pilicy pojawiły się w latach: 1953 – 258 m³·s⁻¹ i 1960 – 248 m³·s⁻¹. Po ich uwzględnieniu maksymalny roczny przepływ o prawdopodobieństwie 1% będzie równy 279 m³·s⁻¹, a błąd szacunku ok. 57 m³·s⁻¹ (Fal i in. 1997).

9.5. Sezonowość przepływu

Przepływy rzek, z oczywistych powodów, wykazują mocniej lub słabiej zaznaczone wahania wynikające ze zmian pór roku. Sezonowość ta znajduje potwierdzenie w toku wielu analiz, m.in. statystycznych. Warto jednak podkreślić, iż składnik sezonowy tego samego podokresu charakteryzuje się dość wyraźną zmiennością w wieloleciu, na którą wpływ wywiera zespół czynników decydujących o aktualnym stanie retencji (podziemnej, powierzchniowej). W różnych latach składnik ten może więc przyjmować różne wartości, a częstym zjawiskiem są przesunięcia ekstremów oscylacji, zaś w efekcie okresowe zachwianie lub nawet zmiana struktury sezonowości. Fluktuacje takie są częste i wynikają z ogromnej złożoności i zmienności niestacjonarnych elementów bilansu wodnego i stacjonarnych lub *quasi*-stacjonarnych warunków fizycznogeograficznych zlewni.



Rys. 9.11. Wskaźniki sezonowości dobowych przepływów Pilicy w Przedborzu (1961–1990)

Objaśnienia: Ws – dobowy wskaźnik sezonowości przepływu.

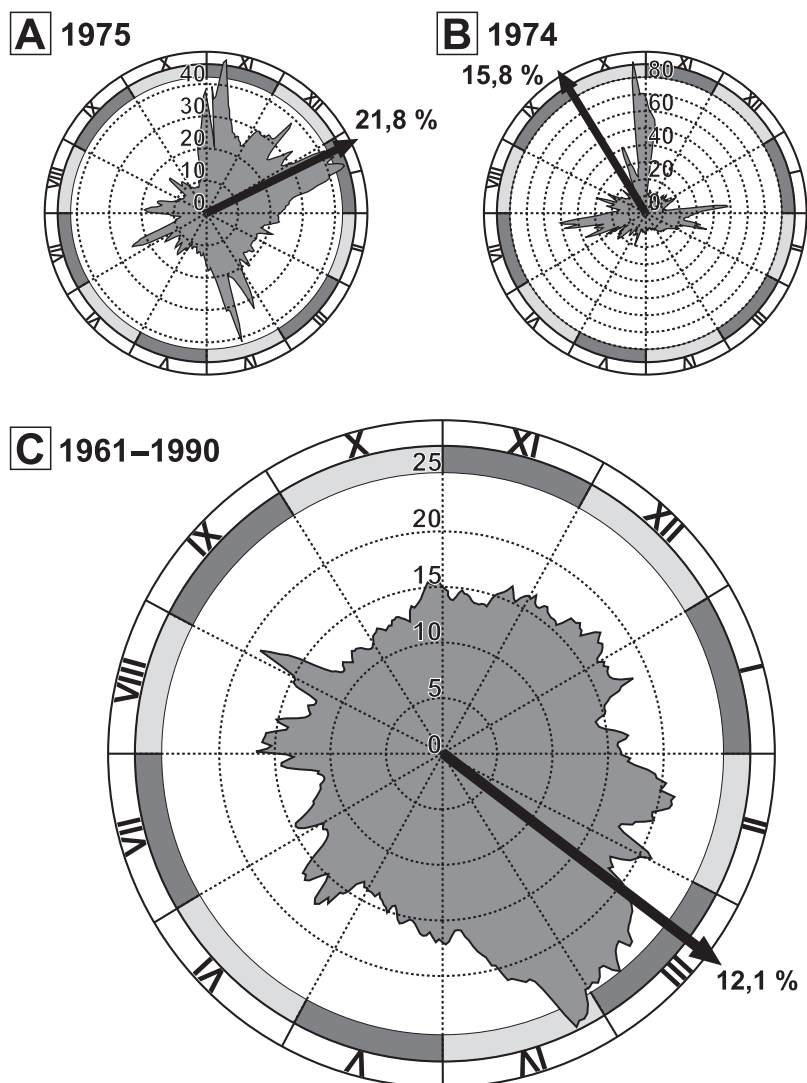
Jedną z miar informujących o sezonowości w odniesieniu do poszczególnych podokresów (tutaj dni) może być tzw. wskaźnik sezonowości (Ws), wyrażany w procentach i obliczany za pomocą prostej formuły podanej w podrozdz. 11.1.F.

Przeciętny rozkład dobowych wskaźników sezonowości w roku prezentuje rys. 9.11. Zawierają się one w przedziale od mniej niż -30% do ponad 70% . Od drugiej dekady grudnia (z przerwą w drugiej dekadzie stycznia) do początku maja wskaźniki Ws są dodatnie, zaś w okresie od maja do grudnia – przeważnie ujemne (por. rys. 9.4). Wskaźniki wyższe od 20% i niższe od -20% są charakterystyczne odpowiednio dla późnej zimy, przedwiośnia i wczesnej wiosny oraz dla lipca, września i początku października. W tych okresach sezonowość procesu przepływu jest więc największa.

Interesującymi miarami pozwalającymi ilościowo opisać charakter i poziom sezonowości przepływu są pora koncentracji i jej pochodna, nazwana indeksem sezonowości (Markham 1970). Wskaźniki Markhama zostały skonstruowane dla potrzeb analizy zmienności wieloletniej opadów, a w odniesieniu do odpływów rzecznych po raz pierwszy zastosowano je w pracy P. Jokiel i K. Kożuchowskiego (1989). Później z powodzeniem były stosowane w pracach łódzkiego ośrodka hydrologicznego (np. Bartnik, Jokiel 2001, Tomaszewski 2001, 2012, Jokiel 2004, 2009). Ich konstrukcja jest oparta na podstawach geometrii analitycznej (por. podrozdz. 11.1.F).

Indeks sezonowości (IsQ) może zawierać się w przedziale od 0 do 100%, przy czym wartości najmniejsze dotyczą dwóch sytuacji. Po pierwsze – wtedy, gdy odpływ rozłożony jest równomiernie w ciągu roku (długość wszystkich wektorów jest taka sama), a po drugie – wówczas, gdy układ wektorów cząstkowych tworzy dwie przeciwstawne wypadkowe. Całość odpływu występuje wtedy w dwóch naprzeciw siebie położonych miesiącach (np. listopad i maj) lub dniach (np. 1 października i 1 kwietnia). W warunkach Polski są to sytuacje czysto teoretyczne, ale w wielu rzekach świata odpływy występują niemal wyłącznie w tzw. porach

deszczowych, natomiast w jeszcze innych, z uwagi na ich położenie geograficzne, odpływ rzeczny jest sezonowo mało zróżnicowany (np. Amazonka). Takie sytuacje są jednak możliwe i należy zachować szczególną ostrożność interpretacyjną (Bartnik, Jokiel 2012).



Rys. 9.12. Pory koncentracji i indeksy sezonowości Markhama dla dobowych przepływów Pilicy w Przedborzu

Objaśnienia: lata: A – 1975 (najwcześniejsza pora koncentracji); B – 1974 (najpóźniejsza pora koncentracji); C – średnia z wielolecia 1961–1990. Strzałki oznaczają wektory wypadkowe pory koncentracji ($WpkQ$), liczby – indeksy sezonowości (IsQ).

Drugą z charakterystyk zaproponowanych przez Markhama do badania sezonowości jest wskaźnik pory koncentracji (tu: przepływu) – $WpkQ$. Bazuje on na tych samych założeniach, co indeks sezonowości. Oblicza się go zgodnie z formułą podaną w podrozdz. 11.1.F. W niektórych analizach wygodniej jest jednak używać konkretnej daty. Możemy to osiągnąć, przekształcając wzór służący obliczeniu kąta nachylenia wektora wypadkowego pory sezonowości tak, aby po lewej stronie równania pozostała wartość indeksu L_s . Liczbę dni względem początku roku (w Polsce – 1 listopada) można już wtedy łatwo uzyskać.

Sposób konstrukcji obu statystyk zmusza, co prawda, do ostrożności przy ich interpretacji, ale korzyści z numerycznego zapisu terminu koncentracji przepływu, powstającego przy uwzględnieniu wszystkich informacji płynących z codziennego hydrogramu, są oczywiste, choćby w aspekcie śledzenia zmian i fluktuacji reżimu rzeki w wieloleciu.

Dobłą ilustracją omawianych wyżej zagadnień są diagramy zawarte na rys. 9.12. Pierwsze dwa ilustrują rozkład przepływu Pilicy w Przedborzu w latach charakteryzujących się najwcześniejszą (A) i najpóźniejszą (B) porą koncentracji w badanym trzydziestoleciu 1961–1990. Kolejny pokazuje zaś uśredniony dla tego wielolecia rozkład przepływu w ciągu roku. Zauważmy, że przeciętna pora koncentracji obliczona dla uśrednionego hydrogramu dobrego przypadku tuż po 8 marca (Dzień Kobiet), zaś przeciętny indeks sezonowości Pilicy wynosi ok. 12% (rys. 9.12 C). Położenie pory koncentracji może być jednak bardzo zmienne w wieloleciu. Nawet w sąsiednich latach wektory wypadkowe mogą wskazywać na skrajne wartości (rys. 9.12 A, B). Podobną uwagę można opatrzyć również wieloletnią zmienność rocznych indeksów sezonowości.

Przepływ w korycie rzeki jest więc niewątpliwie zjawiskiem charakteryzującym się zmiennością sezonową, która w oczywisty sposób uwarunkowana jest przez sezonowy bieg elementów pogody czy też związany z nimi roczny cykl życiowy w przyrodzie. Rytm ten jest jednak stale zakłócany przez różnego rodzaju anomalie, „wygładzany” wskutek oddziaływania szeroko pojętej retencji, a często także ukrywany przez wszechobecny „szum klimatyczny”. Na dodatek sezonowa struktura przepływu znajduje się pod coraz silniejszą presją działalności gospodarczej człowieka, która również wywołuje szereg zmian ilościowych i jakościowych. Dlatego też w analizach sezonowości przepływu rzek nie wystarczy dziś stwierdzenie, że wezbrania przeciętnie pojawiają się kwietniu lub (i) w lipcu, a niżówki we wrześniu czy np. w styczniu. Potrzebne są więc metody oraz rozwiązania służące do bardziej precyzyjnego opisu sezonowości tego zjawiska, jak też narzędzia pozwalające śledzić jego zmienność i zmiany w skali wielolecia. Sądzimy, iż niektóre z przedstawionych wyżej metod zasługują w tym względzie na uwagę.

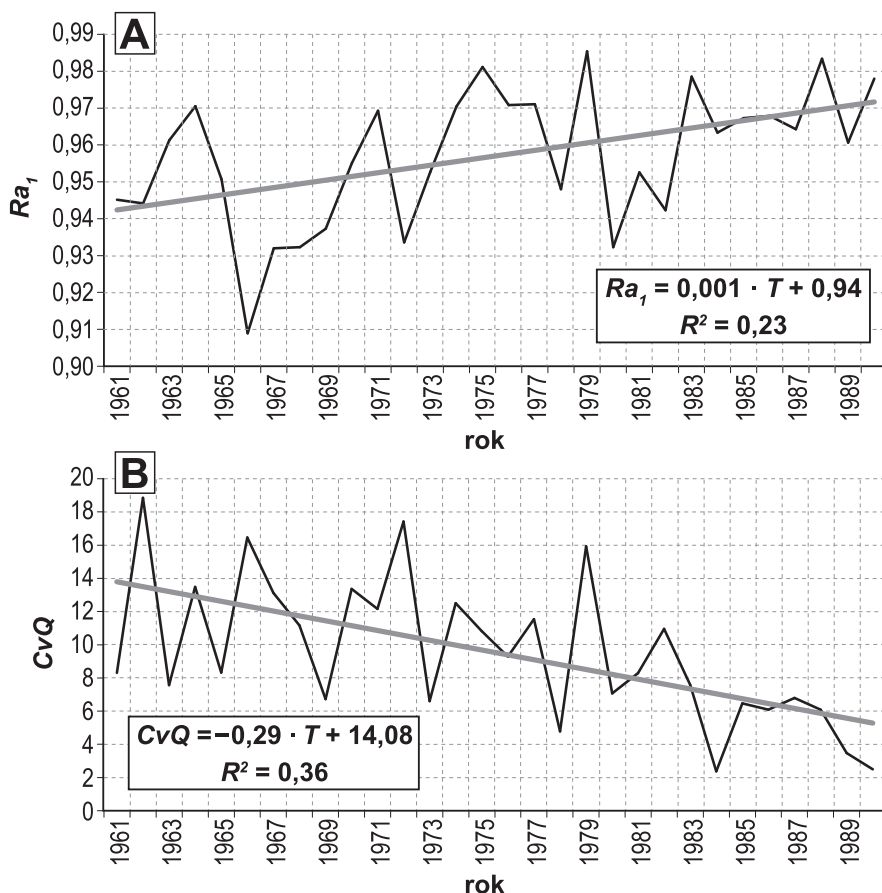
9.6. Zmiany i zmienność wieloletnia przepływu

Zmiany wieloletnie, jakie obserwujemy badając procesy przepływu czy odpływu rzecznego, mają różny charakter, skalę i tempo rozwoju. Powodowane różnymi czynnikami, mogą one dotyczyć wielu cech oraz aspektów reżimu rzecznego – od ilościowych po jakościowe. Dość tu wymienić obserwowane często w szeregach czasowych spadki lub wzrosty rocznych sum odpływu, różnego rodzaju i genezy rytmy oraz zmiany dyspersji lub inercji odpływu, zarówno w obrębie roku, jak i wielolecia, a także różnorodne fluktuacje zachodzące w rocznym reżimie odpływu, np. w odniesieniu do jego sezonowości. Skutki te są wywoływane przez naturalne i antropogeniczne fluktuacje klimatu (np. cyrkulacji atmosferycznej, opadu, temperatury, parowania), zachodzące w skali globalnej i lokalnej. Są one również efektem różnorodnych i wielopłaszczyznowych oddziaływań człowieka na obieg wody w danej zlewni i w obrębie jej bezpośredniego otoczenia – tak w sensie przestrzennym, jak i fizycznym.

Zjawiska te odciskają się piętnem na kształcie hydrogramu przepływu rzeki, a w efekcie wywołują mniej lub bardziej wyraźne zmiany w statystykach, którymi próbujemy go opisać. Szkoda jednak, że w większości analiz hydrologicznych, których celem jest ilościowe rozpoznanie tego rodzaju zmian, autorzy ograniczają się zwykle do identyfikacji, badania i oceny wyłącznie prostych trendów ilościowych w obrębie samego odpływu, a zbyt mało miejsca poświęcają zbadaniu i wyjaśnieniu wielu innych tendencji, fluktuacji oraz powiązań ilościowych i jakościowych pojawiających się w obrębie zmiennych definiujących reżim odpływu. Naszym zdaniem ich analiza jest nie tylko ważna z punktu widzenia poznawczego, ale i praktycznego. Zbyt często, np. w toku analiz korelacji czy regresji, dość bezceremonialnie używamy ich do udowodnienia istnienia zależności przyczynowo-skutkowej między zmiennymi, a przecież istotna korelacja nie rozstrzyga o jej istnieniu, lecz jedynie wskazuje, w jaki sposób i z jaką siłą jedna zmienna jest współzmienna z drugą. Związek przyczynowo-skutkowy jest jedynie postulatem, który możemy założyć, ale udowodnić go można jedynie na drodze fizycznej analizy zjawisk. Nazbyt często również młodzi badacze czują rozczarowanie, gdy uzyskany współczynnik korelacji okazuje się statystycznie nieistotny. A przecież jest to wynik równie dobry i wart odnotowania, jak wynik przeciwny. Wskazuje bowiem, iż badane zmienne są niezależne, a zatem determinują je różne wektory zjawisk i procesów. Często także „na siłę” próbujemy nagiąć rzeczywistość do postawionej tezy, np. stwierdzając, że trend jest ujemny lub dodatni, ale nieistotny – por. wyżej.

Wiele z przytoczonych wyżej prostych charakterystyk hydrologicznych może być z powodzeniem stosowanych do identyfikacji i śledzenia różnych aspektów zmian oraz zmienności odpływu w wieloleciu. Weźmy, dla przykładu, roczny współczynnik zmienności przepływu i współczynnik autokorelacji przepływów

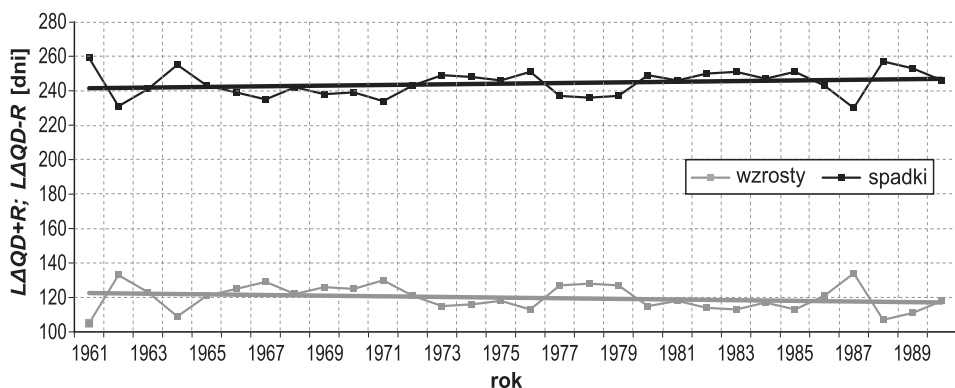
dobowych, obliczone dla każdego z lat hydrologicznych na podstawie zmienionych nieco równań przedstawionych w podrozdz. 11.1.C i 11.1.G. Dyspersję obu statystyk w 30-leciu prezentuje rys. 9.13. Ilustracje wskazują, iż w badanym okresie wyraźnie wzrastała inercja w szeregu przepływów dobowych Pilicy, a równolegle malała ich roczna dyspersja. Teraz wystarczy tylko zidentyfikować przyczyny obu zjawisk oraz zastanowić się nad waloryzacją i trwałością niewątpliwie zachodzącego w zlewni procesu wzrostu szeroko pojmowanej retencyjności. Przyczyną może być zarówno systematyczny wzrost retencji zbiornikowej, jak też względny przyrost jednej ze stabilnych form odpływu naturalnego (np. odpływu podziemnego) lub antropogenicznego (np. autochtonicznych wód pościekowych z miast).



Rys. 9.13. Zmiany autokorelacji (A) i zmienności (B) przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu (1961–1990)

Objaśnienia: $T = 1, 2, 3, \dots 30$ (równania trendów); Ra_1 – współczynnik autokorelacji przepływów dobowych dla kroku $k = 1$; CvQ – współczynnik zmienności przepływu dobowego; R^2 – współczynnik determinacji.

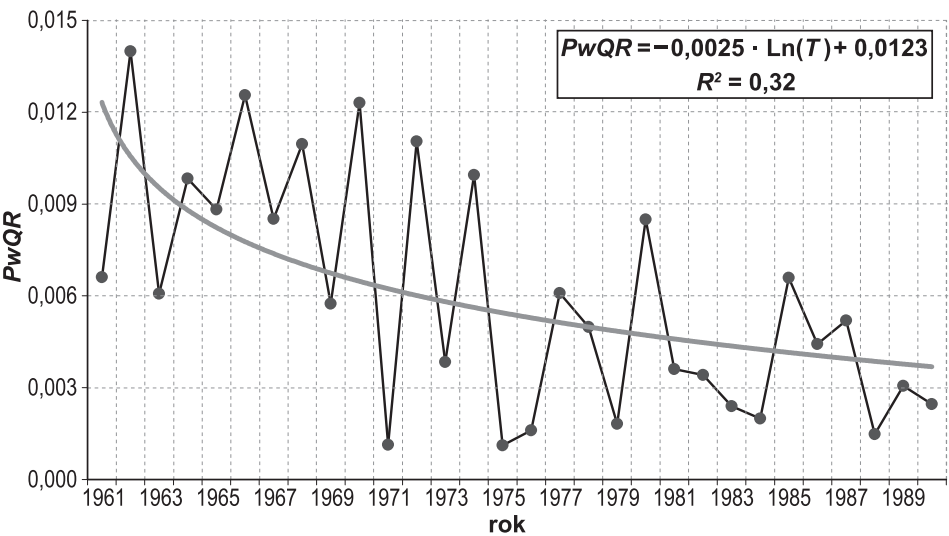
Maksymalny w wieloleciu, jednodobowy wzrost przepływu wyniósł $55 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ (1962 r.), a spadek $81 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ (1972 r.). Przeciętna dla wielolecia liczba dni w roku, po których nastąpił wzrost przepływu ($\bar{S}rLAQD_{+R}$) wyniosła 120, zaś liczba dni, po których zanotowano spadek lub przepływ się nie zmieniła ($\bar{S}rLAQD_{-R}$) – 244. Można więc przyjąć, że fazy wzrostu przepływu trwały w przedborskiej Pilicy średnio przez 1/3 roku, a okresy jego recesji lub stagnacji były dwukrotnie dłuższe. Obraz zmian liczby dni, po których wzrosła objętość przepływu tej rzeki prezentuje rys. 9.14. Warto na wstępie odnotować, że wieloletnia zmienność obu charakterystyk jest niewielka. Z diagramu zdaje się też wynikać, iż w badanym trzydziestoleciu lekko malał łączny czas trwania faz z przyrostem przepływu i w podobnym zakresie wzrastała liczba dni z jego spadkiem lub stabilizacją (w kolejnych latach wzrasta czas trwania faz recesji przepływu, a maleje czas progresji). Jednak oba wskazane na diagramie trendy nie są istotne statystycznie. Zatem postulat o istnieniu systematycznych zmian w obu szeregach czasowych nie znajduje potwierdzenia. Nie oznacza to jednak, że samo zjawisko winno przestać nas interesować, bowiem jeśli trend ten odnajdziemy w serii o 10 czy 20 lat dłuższej, może on już być istotny. Może też zdarzyć się tak, iż przy użyciu innych metod uda się nam uprawdopodobnić istnienie takiej tendencji. Wówczas należy zastanowić się nad genezą tego zjawiska.



Rys. 9.14. Przeciętna liczba wzrostów i spadków przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu (1961–1990)

Objaśnienia: $LAQD_{+R}$ i $LAQD_{-R}$ – liczba wzrostów i spadków przepływów dobowych w danym roku; zaznaczono nieistotne trendy wieloletnie.

Miara pozwalająca ocenić względną gładkość rocznego hydrogramu i ocenić jej dynamikę w skali wieloletniej jest średni roczny wskaźnik przyrostu względnego – $PwQR$. Miarę tę uzyskujemy, stosując formułę podaną w podrozdz. 11.1.C.



Rys. 9.15. Zmiany i zmienność wieloletnia rocznego wskaźnika względnego przyrostu dobowego przepływu (*PwQR*) Pilicy w Przedborzu (1961–1990)

Objaśnienia: $T = 1, 2, 3, \dots 30$ (równanie trendu); R^2 – współczynnik determinacji.

Ilustracją wieloletnich fluktuacji i dość wyraźnie zaznaczonej tendencji tego wskaźnika jest rys. 9.15. Krzywoliniowy i statystycznie istotny (test F-Snedecora, $\alpha = 0,05$) trend jest tutaj mocno zarysowany. Potwierdza on zatem wcześniejsze spostrzeżenie, iż krótkookresowa (chwilowa) dynamika przepływu Pilicy malała w badanym okresie, i to dość systematycznie. Należy jednak zwrócić uwagę na dość silnie zaakcentowaną „dwudzielność” szeregu. Do połowy lat 70. wskaźniki przyrostu względnego (*PwQR*) zmieniały się w dość szerokim zakresie i wyraźnie malały. Po 1975 r. nastąpiło uspokojenie i wyraźna stagnacja na poziomie bliskim 0,005.

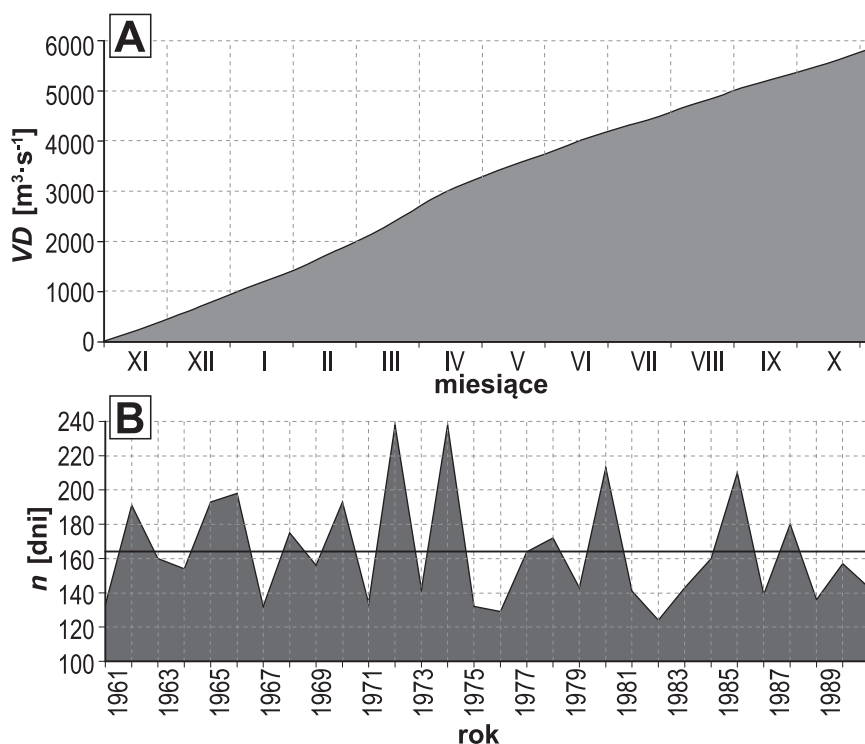
Kumulując dobowe przepływy (odpływy) rzeki aż do momentu osiągnięcia połowy sumy rocznej, uzyskujemy kolejną charakterystykę użyteczną przy ocenach rocznych i wieloletnich zmian jej reżimu. Będzie nią dzień w roku, w którym przepływ kumulowany (od 1 listopada) osiągnie połowę rocznej sumy odpływu (*TPO*). Ustalamy go według formuły zaprezentowanej w podrozdz. 11.1.F.

Tabela 9.3. Wybrane terminy i daty połowy rocznej sumy odpływu (*TPO*)

Dzień	93	107	122	136	152	166	182	196	213	228	242	257	275
Data	1 II	15 II	1 III	15 III	1 IV	15 IV	1 V	15 V	1 VI	15 VI	1 VII	15 VII	1 VIII

W tab. 9.3 zamieszczono fragment kalendarzyka pozwalającego na transformację liczby dni od początku roku hydrologicznego w stosowne daty. Przykład krzywej kumulacyjnej przepływu uzyskanej dla średniego rocznego hydrogramu

przepływu Pilicy w Przedborzu prezentuje natomiast rys. 9.16 A. Przeciętnie, połowa sumy rocznej odpływa do 13 kwietnia, przy czym wahania w wieloleciu są dość duże. W latach 1972 i 1974 data ta przesunęła się w okolice Nocy Świętojańskiej, zaś w 1982 r. już w Dzień Kobiet wyczerpała się połowa rocznych zasobów wodnych zlewni Pilicy (rys. 9.16 B). Warto dostrzec, że zmienność tej charakterystyki w wieloleciu nie wykazuje istotnej tendencji rosnącej lub malejącej, choć pierwsze 15 lat jest niewątpliwie okresem, w którym połowa zasobów odpływała nieco później niż w kolejnym 15-leciu. To zaś oznacza, iż w pierwszej połowie badanego okresu reżim przepływu Pilicy w Przedborzu był złożony – zimy trwały dość długo, roztopy pojawiały się stosunkowo późno, ale jednocześnie dużą rolę odgrywały opady letnie i jesienne (wielkie wezbranie letnie w roku 1962 i wiosenno-letnie w latach 1970 i 1972). Inaczej było w drugiej połowie wielolecia. Reżim stał się mniej złożony, zmalała hydrologiczna rola opadów w porze ciepłej (głębokie i długie niżówki letnie w 1984, 1985 i 1990 r.), natomiast wezbrania roztopowe miały coraz częściej charakter śródzimowy, a nie wiosenny.



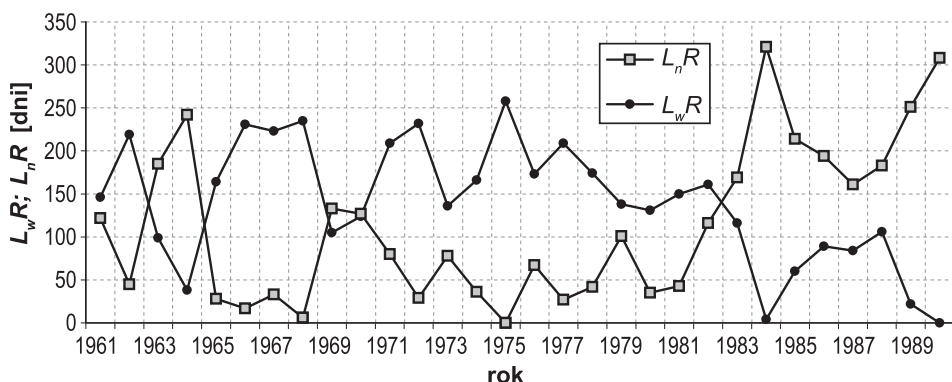
Rys. 9.16. Krzywa sumowa przepływu rocznego (A) i wieloletnie fluktuacje terminu przekroczenia połowy odpływu rocznego (B)

Objaśnienia: VD – dobową sumę odpływu kumulowaną od początku roku hydrologicznego; n – liczba dni od początku roku hydrologicznego.

Wezbrania i niżówki są swoistymi okresami w „życiu” rzeki i stanowią jeden z najważniejszych wyróżników jej reżimu oraz najbardziej spektakularny przejaw sezonowości przepływu. Nie wdając się w szczegółowe rozważania dotyczące definiowania obu wymienionych pojęć, a w szczególności w problematykę identyfikacji granicznych wartości obu faz przepływu, przy pewnych uproszczeniach można przyjąć za M. Ozgą-Zielińską i J. Brzezińskim (1994), iż zgodnie z kryterium hydrologicznym:

- dolną granicą wezbrania jest: $Q_{grw} = NWQ$,
- górną granicą niżówki jest: $Q_{grn} = WNQ$ – por. podrozdz. 11.2.E.

Biorąc pod uwagę tę konwencję, można dla każdego roku wielolecia oszacować liczbę dni o przepływie wyższym od NWQ (L_wR – łączny czas trwania przepływów wezbraniowych) oraz niższym od WNQ (L_nR – łączny czas trwania przepływów niżówkowych). Obie wartości są oczywiście przybliżone, gdyż pominęliśmy dodatkowe, choć nie zawsze jednoznaczne, kryterium wyróżniania obu faz przepływu – czas trwania poszczególnych epizodów (rys. 9.17).

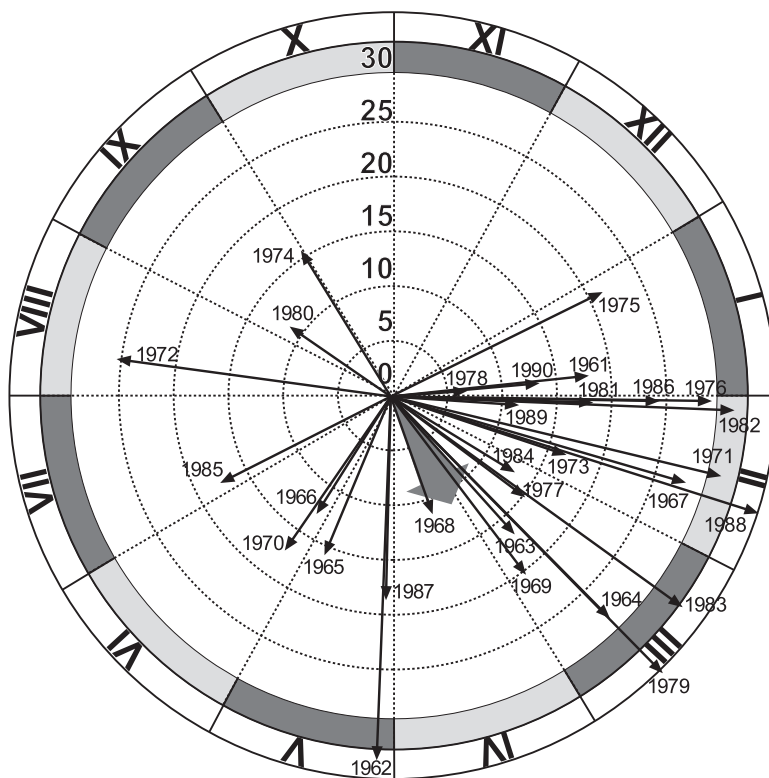


Rys. 9.17. Łączny czas trwania wezbrań (L_wR) i niżówek (L_nR) w Pilicy po Przedbórz w każdym roku wielolecia 1961–1990

Objaśnienia: L_wR – roczny czas trwania wezbrań; L_nR – roczny czas trwania niżówek.

Przepływy graniczne wynoszą dla Pilicy odpowiednio: $15,2$ i $10,0 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, zaś przeciętne dla 30-lecia wartości L_wR i L_nR są równe: 140 i 113 dni. Dynamikę zmian w wieloleciu tych ostatnich ilustruje rys. 9.17. Łatwo dostrzec, iż do połowy lat 70. liczba „dni niżówkowych” tylko cztery razy przekroczyła 100 , zaś liczba „dni wezbraniowych” utrzymywała się zwykle powyżej 150 . Po 1975 r. L_wR dość systematycznie malała, a L_nR zaczęła rosnąć. Długość wziętej pod uwagę serii nie pozwala jednoznacznie określić wagi, trwałości i przyczyn obserwowanych zmian. Niemniej jednak ich zbieżność z dostrzeżonym wcześniej wzrostem inercji i spadkiem wielu aspektów zmienności przepływu Pilicy sugeruje, iż w połowie lat 70. doszło do dość wyraźnych zmian ilościowych i jakościowych w obrębie wektora zmiennych definiujących reżim odpływu Pilicy.

Wieloletnią zmienność pory koncentracji przepływu i indeksu sezonowości dobrze ilustruje graf wykonany w konwencji wektorowej (rys. 9.18). Każdy z wektorów wskazuje porę koncentracji ($WpkQ$), zaś jego długość jest proporcjonalna do indeksu sezonowości (IsQ) obliczonego dla każdego roku.

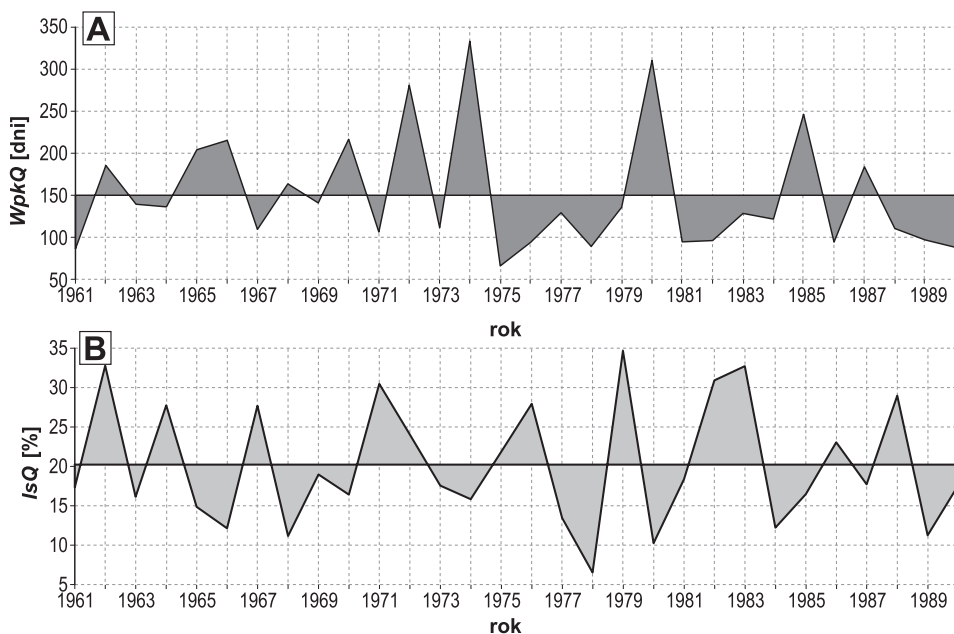


Rys. 9.18. Pory koncentracji przepływu Pilicy w Przedborzu w poszczególnych latach wielolecia 1961–1990

Objaśnienia: długość strzałki określa wartość indeksu sezonowości (IsQ); zaznaczono położenie wektora przeciętnej pory koncentracji ($WpkQ$).

W badanym wieloleciu pora koncentracji przepływu Pilicy w Przedborzu pojawiała się od stycznia do września. Tylko jesienią (październik–grudzień) nie stwierdzono ani jednego przypadku. Najczęściej przepływ koncentrował się w lutym (9 przypadków) i w marcu (7). Aż w 4 przypadkach wskaźnik pory koncentracji wskazał na styczeń, np. w roku 1975 (por. rys. 9.12 A). Przeciętna pora koncentracji, uzyskana przez uśrednienie wyrażonych w radianach wskaźników z poszczególnych lat, wskazuje dokładnie na przełom marca i kwietnia (31 marca/1 kwietnia). Jak łatwo zauważyć, różni się ona dość istotnie od wartości otrzymanej z przeciętnego hydrogramu przepływu – por. rys. 9.12 C.

Podobną różnicę dostrzeżemy w odniesieniu do przeciętnego indeksu sezonowości. Średni z indeksów obliczonych dla poszczególnych lat wynosi ok. 20%, zaś uzyskany z przeciętnego hydrogramu niewiele przekracza 12%. Indeks sezonowości zmieniał się przy tym w danym wieloleciu w dość szerokim zakresie – od 6,5% do 34,7%. Na szczególną uwagę zasługują lata 1978 i 1979, kiedy to przepływy w ciągu roku były odpowiednio najmniej ($IsQ_{1978} = 6,5\%$) i najbardziej ($IsQ_{1979} = 34,7\%$) wyrównane. Przełom ten jest prawdopodobnie echem zmian częstotliwości cyrkulacji cyklonalnej z końca lat 70. i początku 80. (Jokiel, Kożuchowski 1989).



Rys. 9.19. Wieloletnie fluktuacje pory koncentracji przepływu (A) i jego indeksu sezonowości (B), Pilica w Przedborzu (1961–1990)

Objaśnienia: $WpkQ$ – pora koncentracji przepływu (w układzie hydrologicznym); IsQ – indeks sezonowości.

Kilka interesujących wniosków płynie z analizy diagramów zawartych na rys. 9.19, które prezentują wieloletni bieg odchyleń od przeciętnych: wskaźnika pory koncentracji (A) i indeksu sezonowości (B). Po raz kolejny widoczna jest dwudzielnosc badanego okresu. Do 1975 r. pora koncentracji występowała stosunkowo późno, by w kolejnych latach przesunąć się w kierunku zimy (styczeń, luty). W ogólności, w drugiej połowie wielolecia późna pora koncentracji pojawiała się dość rzadko (1980, 1985 i 1987). Podobnych prawidłowości nie wykazuje natomiast indeks sezonowości (rys. 9.19 B). Jego zmiany w badanym

30-leciu mają charakter krótkich (*quasi*-dwuletnich) i pojawiających się na przemian sekwencji lat o dużej i małej sezonowości przepływu. Po roku charakteryzującym się dużą sezonowością przychodził zwykle okres (roczny lub dwuletni) przepływów stosunkowo wyrównanych i na odwrót. Rytm ten jest dość wyraźnie zaznaczony i zapewne ma związek ze zjawiskiem inercji odpływu wynikającej z retencji zlewni.

* * *

Reasumując, chcemy jeszcze raz podkreślić, iż celem prezentowanych wyżej badań i analiz nie była ukierunkowana na weryfikację jakiejś hipotezy ocena dynamiki zmian oraz zmienności przepływu Pilicy w Przedborzu. Nie sama rzeka i jej zlewnia, a także nie długość i horyzont wziętej do analiz serii były w tych analizach najważniejsze. Pełniły one ważną, lecz jedynie pomocniczą rolę. Najistotniejsze były tu aspekty metodyczne, dydaktyczne i objaśniające. Mamy zatem nadzieję, iż zaprezentowane wyżej, dość szerokie – choć z pewnością niepełne – spektrum różnych metod i analiz statystycznych, jakie można wykonać, mając do dyspozycji wieloletni szereg codziennych przepływów rzeki, zwróci uwagę Czytelnika na fakt, iż zmiany i zmienność procesu przepływu (odpływu) w skali wielolecia mają wiele znaczeń. Mogą one dotyczyć różnych charakterystyk i właściwości składających się na szeroko pojmowane pojęcie reżimu rzecznego. Sądzymy również, iż przedstawiona tu grupa różnych – w większości prostych – metod i procedur statystycznych oraz pokazane przy tej okazji niektóre możliwe kierunki i sposoby wnioskowania będą pomocne przy kolejnych analizach tego lub podobnych problemów, być może bardziej szczegółowych lub ukierunkowanych na wyjaśnienie konkretnych hipotez. Natomiast pojawiające się tu i ówdzie w rozdziale komentarze merytoryczne, mające na celu próbę wyjaśnienia fizycznogeograficznych przyczyn obserwowanych prawidłowości lub wskazujące na procesy, które je determinują, należy odnosić wyłącznie do ściśle określonego miejsca (zlewnia Pilicy) i wybranego czasu realizacji (1961–1990).

10.

Identyfikacja i analiza sezonów hydrologicznych na przykładzie dwóch rzek z obszaru środkowej Polski

Paweł Jokiel, Przemysław Tomalski

*Ludzkie umiłowanie fantazji bywa dziś zaspokajane
zazwyczaj przez statystyków i buchalterów.*

George Hancock

10.1. Wprowadzenie

Znajomość sezonowej zmienności odpływu rzecznego jest jedną z najbardziej podstawowych i najważniejszych informacji hydrologicznych. Sezonowe rozmieszczenie odpływu jest bowiem nie tylko cechą „reżimotwórczą”, pozwalającą na identyfikację lub ocenę reżimu (ustroju) rzeki, lecz także jedną z ważniejszych przesłanek dla prowadzenia prawidłowej gospodarki wodnej w odniesieniu do zasobów wodnych rzeki i jej zlewni. Dynamika odpływu rzecznego jest, z oczywistych powodów, funkcją sezonowego zróżnicowania wielkości i rodzaju opadów oraz parowania terenowego, które mogą być bardzo zmienne z roku na rok. Obok czynników zewnętrznych (klimatycznych) ważną rolę odgrywa również cały kompleks zjawisk i procesów związanych z rzeką i jej zlewnią. Zlewnia i system rzeczny tworzą bowiem rodzaj „filtrów”, w których impulsy zewnętrzne są istotnie transformowane oraz przybierają formę i rozkład czasowy bardzo różny od występującego na wejściu do systemu. W ten sposób działają np. różne rodzaje retencji, które zwiększają m.in. bezwładność systemu i spowalniają impuls opadowy.

Występująca w konkretnym roku sekwencja faz odpływu, głównie ze względu na niestacjonarność czynników klimatycznych, może być bardzo zmienna w wieloleciu. Wiele dowodów na to znajdziemy w poprzednich rozdziałach książki. Można jednak wyróżnić pewne mniej lub bardziej stabilnie występujące okresy o określonym charakterze odpływu (np. wczesnowiosenne wezbrania, letnio-jesienne niżówki itp.). Identyfikacja tych okresów w poszczególnych przekrojach wodowskazowych prowadzi do dzielenia rocznego hydrogramu odpływu na pewne odcinki (okresy, sezony).

W 1977 r. ukazała się praca J. Rotnickiej, w której podjęto bardzo interesującą próbę identyfikacji tzw. okresów hydrologicznych, czyli ciągów dni w roku charakteryzujących się względnym podobieństwem w zakresie wielkości, dyspersji i charakteru stanu wody w rzece (Rotnicka 1977). W sensie statystycznym przyjęta przez autorkę metoda zakłada, że kolejne wartości stanowią jedną realizację procesu (względem czasu). W późniejszych latach badania te zostały rozszerzone obszaro-wo i merytorycznie, a sama metoda dopracowana od strony teoretycznej (Rotnicka 1988). Wspomniana metoda jest jednak dość skomplikowana, a przyjęcie pentady za elementarny wycinek czasu, jaki poddawany jest analizie, może być dyskusyjne. Mimo to próba identyfikacji okresów (sezonów) hydrologicznych w obrębie rocznego hydrogramu przepływu rzeki (albo hydrogramu stanów wody) w aspekcie definiowania i monitorowania jej reżimu wydaje się interesująca i szkoda, że w późniejszych latach problematyka ta została nieco zaniedbana, mimo że od czasu do czasu pojawiały się w tym zakresie ciekawe próby, np. A. Bartczaka (2007).

Oprócz badania szeregów czasowych dla jednej realizacji dopuszczalne i możliwe jest również inne podejście, polegające na delimitacji sezonów (okresów) w oparciu o ciągi wielu realizacji, poprzez statystyczną analizę podobieństwa szeregów jednoimiennych dni w skali wielolecia. Wnioski płynące z takiego sposobu delimitacji zidentyfikowanych sezonów hydrologicznych oraz z analizy czasu trwania, lokalizacji i charakteru wyróżnionych w ten sposób okresów hydrologicznych mogą być ciekawe, a także wnieść szereg nowych informacji na temat sezonowych zmian w obrębie rocznego hydrogramu przepływu rzeki oraz wieloletniej zmienności i zmian jej ustroju wodnego (Jokiel, Tomalski 2014). Interesująca wydaje się również próba skonfrontowania uzyskanego obrazu sezonowej zmienności odpływu z wynikami prezentowanymi wcześniej przez J. Rotnicką.

10.2. Materiał hydrometryczny i przygotowanie danych

Do badań wybrano dwie rzeki położone w zachodniej części środkowej Polski, dla których recypientem jest Warta: Ner po wodowskaz Dąbie oraz Prosnę po wodowskaz Mirków (rys. 10.1). Podstawowe dane o tych zlewniach zestawiono w tab. 10.1. Dla obu cieków dysponowano nieprzerwanymi ciągami średnich dobowych przepływów z drugiej połowy XX w. Dane te pochodzą z bazy Insty-

tutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej – Państwowego Instytutu Badawczego. Obie wymienione rzeki znalazły się też w zbiorze, który został wykorzystany wcześniej przez J. Rotnicką (1988) do identyfikacji tzw. okresów hydrologicznych. Zatem pojawi się dodatkowo możliwość porównania wyników delimitacji uzyskanych w obu opracowaniach.

Na podstawie ciągów dobowych przepływów pochodzących z wielolecia, dla każdego z przekrojów utworzono trzy nowe, 365-elementowe szeregi czasowe: średnich wieloletnich przepływów w danym dniu ($\bar{S}rQD_i$ – por. podrozdz. 11.2.A), współczynników zmienności jednoimiennych przepływów dobowych ($CvQD_i$ – por. podrozdz. 11.1.C) oraz współczynników autokorelacji w szeregach tych przepływów uzyskanych dla przesunięcia $k = 1$ (Ra_kQD_i – por. podrozdz. 11.1.G). Z analiz wykluczono dzień 29 lutego, ponieważ występuje raz na 4 lata, a więc w porównaniu z innymi liczebność jego wieloletniego ciągu jest zbyt krótka i nieadekwatna.



Rys. 10.1. Lokalizacja zlewni Neru i Prosny

Średni przepływ w danym dniu roku może być estymatorem przeciętnych zasobów wodnych w danym momencie hydrologicznego cyklu rocznego. Współczynnik zmienności można zaś uznać za estymator zmienności tych zasobów w wielolecie. Natomiast współczynnik autokorelacji (o ile jest istotny) można traktować jako miarę inercji odpływu, wskazującą na występowanie trendu (jeśli jest istotny i dodatni) lub marker informujący o występowaniu rytmu w szeregu (jeśli jest istotny i ujemny). Statystyczną istotność obliczonych współczynników autokorelacji Ra_kQD_i dla ciągów jednoimiennych dni (na poziomie $\alpha = 5\%$) zbadało, stosując test Boxa-Ljunga (por. podrozdz. 11.1.J).

Tabela 10.1. Podstawowe informacje o badanych rzekach

Lp.	Rzeka	Wodowskaz	Powierzchnia zlewni A [km ²]	Podstawowe informacje o zlewni	Horyzont czasowy danych
1.	Ner	Dąbie	1712,5	– początek rzeki w okolicy Łodzi (210 m n.p.m.), – zlewnia zbudowana z utworów akumulacji lodowcowej i wodnolodowcowej (piaski, gliny zwałowe), – w środkowym i dolnym biegu Ner dzieli się na liczne ramiona, – w dolnej części płynie podmokłym dnem pradoliny warszawsko-berlińskiej, – Ner jest odbiornikiem ścieków burzowych oraz komunalnych z obszaru aglomeracji łódzkiej.	1951–2002
2.	Prosna	Mirków	1255,0	– źródła rzeki na Wyżynie Woźnicko-Wiełuńskiej (250 m n.p.m.), – zlewnia zbudowana z utworów czwartorzędowych (głównie piaski akumulacji lodowcowej i wodnolodowcowej), – w górnej części zlewni wychodnie iłów i piasków jurajskich, w dolnej miejscami gliny zwałowe, – dolina Prosny jest podmokłą, w dolnym biegu rzeka płynie dwoma korytami.	1951–2002

Źródło: opracowanie własne na podstawie: *Podział hydrograficzny Polski* (1983).

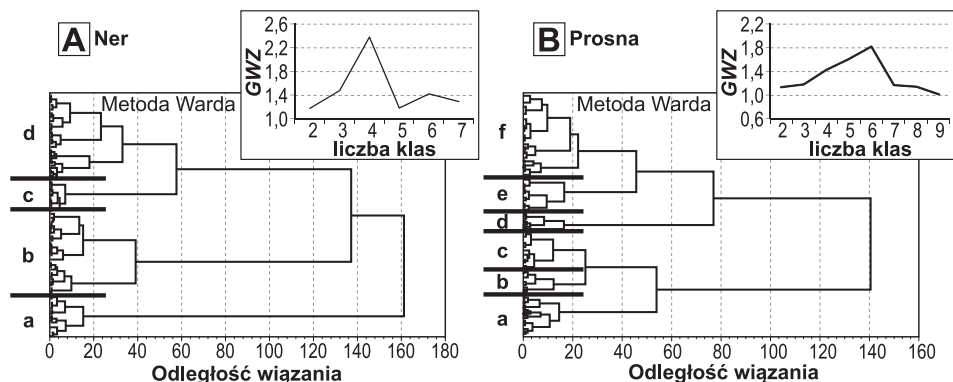
Trzy nowo utworzone szeregi czasowe wyżej wymienionych zmiennych charakteryzują się różną wariancją i rozkładami, co mogłoby utrudniać zastosowanie niektórych procedur statystycznych. W związku z tym zdecydowano się na ich standaryzację (por. podrozdz. 11.1.I). Takie przekształcenie gwarantuje, że wszystkie zmienne cechują się rozkładem o średniej równej 0 i odchyleniu standardowym równym 1. Umożliwia to porównywanie ich ze sobą i uniezależnia prowadzone analizy od jednostek, w jakich zmienne zostały zmierzone lub obliczone (Kreyszig 1979).

10.3. Identyfikacja sezonów hydrologicznych

Dla każdej rzeki i na podstawie danych standaryzowanych przeprowadzono procedurę grupowania hierarchicznego w trójwymiarowej przestrzeni zmiennych: $\dot{S}rQD_i$, $CvQD_i$, Ra_kQD_i . Zastosowano tu najczęściej wybieraną metodę Warda (por. podrozdz. 11.1.K). W metodzie tej łączenie obiektów (tu: dni) prowadzi się

dotąd, aż uzyskamy tylko jedno skupienie, obejmujące wszystkie 365 elementów zbioru. Kolejnym krokiem musi więc być wybór najlepszej liczby klas taksonomicznych (optymalnej liczby skupień). Należy zatem wybrać taką liczbę skupień, która zapewni optymalny podział zbioru, jednak przy zachowaniu minimum różnic w obrębie wyróżnionych skupień oraz maksimum różnic między poszczególnymi skupieniami.

Do wyboru optymalnej liczby skupień spośród wielu proponowanych metod (Parysek 1982) autorzy zdecydowali się zastosować kryterium *GWZ* (por. podrozdz. 11.1.K). W wyniku „działania” tego kryterium optymalna liczba wydzielonych klas taksonomicznych (skupień) wyniosła 4 dla Neru (rys. 10.2 A) i 6 w przypadku Prosny (rys. 10.2 B). Interpretacja tych wyników jest stosunkowo prosta. W 365-elementowym zbiorze dni roku, w przypadku Neru można wyróżnić 4 grupy dni odznaczające się względnym podobieństwem wewnętrznym (w zakresie: $\bar{S}rQD_i$, $CvQD_i$, Ra_kQD_i) i istotnym brakiem podobieństwa do innych grup dni. W przypadku Prosny liczba takich grup dni wynosi 6.



Rys. 10.2. Dendrogramy podobieństwa „typów dni” o podobnej dynamice przepływu i wartości kryterium wyboru najlepszej liczby klas taksonomicznych (*GWZ*) dla Neru i Prosny

Objaśnienia: A – Ner, B – Prosna; a, b, ..., f – wydzielone „typy dni”; *GWZ* – kryterium wyboru najlepszej liczby klas taksonomicznych (optymalnej liczby skupień).

Każda klasa taksonomiczna (grupa dni) odpowiada określonemu „typowi dni” na przeciętnym z wielolecia rocznym hydrogramie przepływu rzeki. W obrębie jednego typu dni wielkości przepływów są podobne, cechują się też podobną zmiennością w wieloleciu, zaś współczynniki autokorelacji spełniają jeden z trzech warunków: są dodatnie i istotne statystycznie, ujemne i istotne statystycznie albo nieistotne (bez względu na znak). Uwaga ta odnosi się jednak wyłącznie do typów wyróżnionych w obrębie hydrogramu danej rzeki i na tym etapie analizy poszczególne typy dni nie mają charakteru uniwersalnego, np. typ „a” w odniesieniu do Neru niekoniecznie charakteryzuje się tymi samymi cechami, co typ „a” w przypadku Prosny itd.

Tabela 10.2. Liczba dni określonego typu w obrębie przeciętnych rocznych hydrogramów przepływu Neru i Prosny

	Typy dni	a	b	c	d	e	f
Ner	liczba dni	64	122	50	129	–	–
Prosna	liczba dni	62	36	59	29	52	127

Objaśnienia: a, b, ..., f – typy dni (por. rys. 10.2).

Liczba dni danego typu waha się w analizowanych rzekach od 29 w przypadku bardzo rozczłonkowanego (6 typów) hydrogramu przepływu Prosny, do 129 w przypadku mniej „dynamicznego” (4 typy) hydrogramu Neru (tab. 10.2). Należy zwrócić uwagę, że w przypadku Prosny tylko jeden z typów dni (f) występuje stosunkowo często, natomiast w Nerze podobną częstością cechują się dwa typy dni (b i d).

Dni określonych typów układały się w obrębie hydrogramów poszczególnych rzek w różnej długości sekwencje, występujące w różnych porach roku. W kolejnym kroku należało zatem połączyć te grupy dni w możliwie małą liczbę zwartych i długich ciągów, tak aby zbudować względnie spójne okresy o cechach sezonów hydrologicznych. Jak się potem okazało, to zadanie nie było trudne, ale konieczne stały się dodatkowe założenia i uproszczenia.

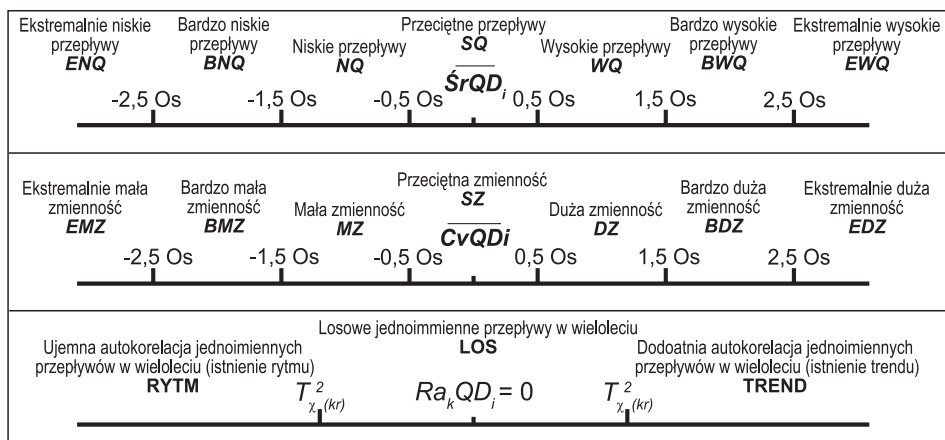
Założyliśmy wstępnie, iż odpowiednio długą sekwencję dni określonego typu lub typu, który w niej przeważa (dominuje ilościowo), nazwiemy „sezonem hydrologicznym”. Będzie on miał przy tym takie cechy, jakie charakteryzują dominujący typ dni, które go utworzą. W pierwszym kroku dla każdego analizowanego przekroju kontrolnego uszeregowano typy dni w ciągi chronologiczne o długości roku hydrologicznego. W tak utworzonych szeregach poszczególne typy dni (roboczo oznaczono je małymi literami) mogą występować obok siebie, tworząc różnej długości sekwencje (np.: aaaaaaaaaaddddddcccccc) lub mogą być w różny sposób wymieszane (np.: aaaabdddddccceafg). W celu identyfikacji pojedynczego sezonu hydrologicznego autorzy przyjęli następującą procedurę (jej kolejne kroki były wykonywane w poniższej kolejności):

1. Jednoimienna sekwencja „typów dni” trwająca co najmniej 10 dni tworzy sezon hydrologiczny lub „jądro” takiego sezonu.

2. Do wydzielonego sezonu hydrologicznego lub jego jądra dołączane są sąsiednie, krótsze niż 10-elementowe sekwencje dni tego samego typu, ale tylko wtedy, jeżeli są one dłuższe od serii innych typów dni, które oddzielają ją od danego sezonu (lub jego jądra).

3. Dla pozostałych dni, które nie zostały w ten sposób przyłączone do poszczególnych sezonów, przyjęliśmy, że jeżeli w odcinku hydrogramu o długości przynajmniej 10 dni ponad 50% z nich, czyli 6 lub więcej, ma ten sam typ, to odcinek taki tworzy również jądro sezonu hydrologicznego lub może być przyłączony do sezonu sąsiedniego.

wspomnianymi wyżej średnimi, odchyleniami standardowymi oraz istotnością i znakiem uzyskanych współczynników autokorelacji, według schematu zaprezentowanego na rys. 10.4 zbudowano hydrologicznie interpretowalne i adekwatne do wieloletniej dynamiki przepływu nazwy zidentyfikowanych sezonów hydrologicznych (por. tab. 10.3).



Rys. 10.4. Schemat tworzenia nazwy sezonu hydrologicznego na podstawie charakterystycznych dla niego cech wieloletniej dynamiki odpływu rzeczny

Objaśnienia: Os – odchylenie standardowe analizowanych zmiennych; $\overline{SrQD_i}$ – średni przepływ dobowy w analizowanym sezonie; $\overline{CvQD_i}$ – współczynnik zmienności przepływów w analizowanym sezonie; $Ra_k QD_i$ – współczynnik autokorelacji przepływów w analizowanym sezonie przy przesunięciu o rok $T_{\chi^2(kr)}^2$ – wartości krytyczne statystyki testowej χ^2 .

10.4. Sezony hydrologiczne w Nerze i Prośnie

Teoretyczna liczba sezonów hydrologicznych, które można wyróżnić, stosując opisane wyżej kryteria, wynosi aż $7 \times 7 \times 3 = 147$ (por. rys. 10.4). W obrębie średnich rocznych hydrogramów przepływu Neru i Prośny udało się wydzielić 9 z nich (4 dla Neru i 6 dla Prośny). Tylko jeden sezon hydrologiczny – 5. – pojawia się w obu rzekach. W sezonie tym występują przeciętne przepływy o średniej zmienności w wieloleciu, a autokorelacja jest statystycznie nieistotna. Zarówno w Nerze, jak i w Prośnie sezon ten stwierdzono trzy razy w roku, ale w nieco innych półroczach: w Nerze głównie w półroczu chłodnym, zaś w Prośnie tylko w półroczu ciepłym. Jednocześnie poszczególne wystąpienia tego sezonu są relatywnie krótkie, zwłaszcza w Prośnie (rys. 10.5 i 10.6). Można też zauważyć, iż w przypadku Prośny tworzy on swoisty „przerywnik” w obrębie jednoimien-

nych sezonów, a w przypadku Neru stanowi okres przejściowy między różnymi sezonami. Pozostałe sezony występują tylko w jednej z badanych rzek. Stanowi to przesłankę do twierdzenia, iż te dwie rzeki, położone w bezpośrednim sąsiedztwie, różnią się bardzo wyraźnie rocznym i wieloletnim reżimem odpływu. A przecież obie – we wszystkich znanych autorom typologiach – zalicza się do tego samego typu ustroju wodnego. Zestawienie zidentyfikowanych sezonów hydrologicznych, ich numery oraz najważniejsze cechy przedstawia tab. 10.3.

Dany sezon hydrologiczny może zatem występować w ciągu roku więcej niż jeden raz. Największą liczbę wystąpień zanotowano dla sezonu 8. w Prośnie (4 razy, rys. 10.6). Pojedyncze wystąpienia zanotowano zaś dla sezonów 1. i 4. w Prośnie (rys. 10.6) oraz 7. i 9. w Nerze (rys. 10.5). Interesujące jest to, że w Prośnie są to sezony średnich i wysokich przepływów, natomiast w Nerze – niskich.

Tabela 10.3. Sezony hydrologiczne w ramach rocznych hydrogramów Neru i Proсны

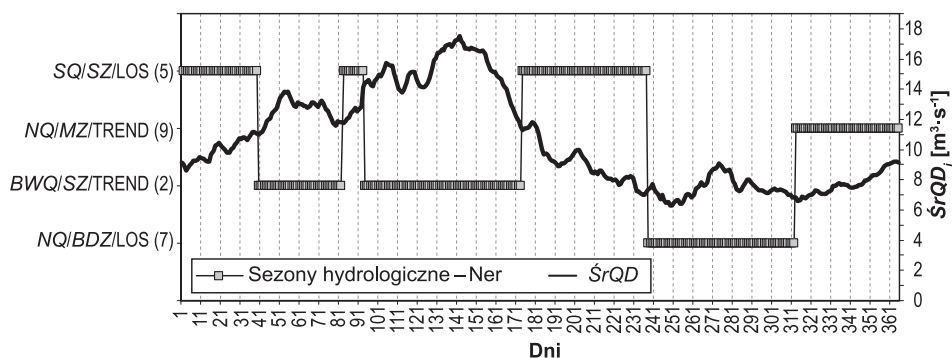
Nr	Charakterystyczne cechy sezonu hydrologicznego	Symbol sezonu
1.	Bardzo wysokie przepływy, średnia zmienność, losowe	BWQ/SZ/LOS
2.	Bardzo wysokie przepływy, średnia zmienność, trend	BWQ/SZ/TREND
3.	Wysokie przepływy, średnia zmienność, losowe	WQ/SZ/LOS
4.	Średnie przepływy, duża zmienność, losowe	SQ/DZ/LOS
5.	Średnie przepływy, średnia zmienność, losowe	SQ/SZ/LOS
6.	Średnie przepływy, średnia zmienność, trend	SQ/SZ/TREND
7.	Niskie przepływy, bardzo duża zmienność, losowe	NQ/BDZ/LOS
8.	Niskie przepływy, średnia zmienność, losowe	NQ/SZ/LOS
9.	Niskie przepływy, mała zmienność, trend	NQ/MZ/TREND

Objaśnienia: pogrubiono sezon występujący w obu rzekach.

Badane rzeki charakteryzują się różnym stopniem „rozcłonkowania” rocznego hydrogramu odpływu. W przypadku Neru (rys. 10.5) w obrębie roku hydrologicznego różne sezony występują 7 razy, podczas gdy w Prośnie – aż 13 (rys. 10.6). Wydaje się jednak, iż stopień zróżnicowania hydrogramu mierzony liczbą wystąpień poszczególnych sezonów wzrasta proporcjonalnie do liczby zidentyfikowanych sezonów i w przypadku rzek środkowej Polski oscyluje wokół 2 (Jokiel, Tomalski 2014).

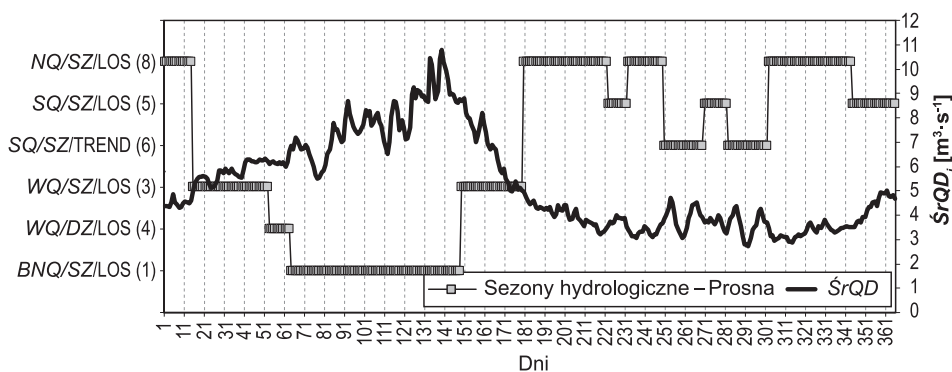
Wśród wydzielonych sezonów hydrologicznych w Nerze i Prośnie trzy cechują się występowaniem istotnych statystycznie i dodatnich autokorelacji w wektorach średnich dobowych przepływów z wielolecia. Wskazuje to na istnienie trendów natężenia przepływu w obrębie jednoimiennych dni należących do tych sezonów. Dwa z tych sezonów zidentyfikowano w Nerze (sezon 2. – przepływów bardzo wysokich o średniej zmienności oraz sezon 9. – przepływów niskich o małej zmienności). Sezon charakteryzujący się dodatnią autokorelacją w wektorach dobowych przepływów występuje też w obrębie hydrogramu Proсны (sezon 6. – średnich przepływów o średniej zmienności). Aby potwierdzić istnienie wielo-

letnich tendencji zmian średnich przepływów dobowych w rzekach oraz określić ich kierunek, obliczono dla każdego roku i dla każdego przekroju wodowskazowego średnie przepływy dobowe z dni należących do wyżej wymienionych sezonów hydrologicznych. Tak powstałe szeregi czasowe zostały przetestowane pod kątem istnienia trendu. Weryfikacji hipotezy o obecności takich tendencji w wieloleciu dokonano przy pomocy medianowej odmiany nieparametrycznego testu serii dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$ (por. podrozdz. 11.1.J).



Rys. 10.5. Średni roczny hydrogram przepływu Neru i sezony hydrologiczne

Objaśnienia: SQ/SZ/LOS (5) – symbol sezonu hydrologicznego (numer sezonu hydrologicznego) – por. tab. 10.3.



Rys. 10.6. Średni roczny hydrogram przepływu Prosny i sezony hydrologiczne

Objaśnienia: jak do rys. 10.5.

Wynik testowania wskazuje na istnienie w obrębie sezonu 2. (Ner) istotnej statystycznie tendencji do zwiększania się przepływów (współczynnik kierunkowy trendu liniowego wynosi 0,12). Podobnie w przypadku sezonu 9., zidentyfikowanego w tej samej rzece, istnieje tu również istotna statystycznie tendencja

do wzrostu przepływów (współczynnik kierunkowy wynosi 0,11). Należy jednak zauważyć, że sezony te dotyczą różnych sytuacji hydrologicznych w Nerze. Pierwszy z nich stwierdzono w fazie bardzo wysokich przepływów (okres roztopów wiosennych). Drugi pojawia się w okresie jesiennych przepływów niskich. Przyczyną istnienia istotnej statystycznie tendencji do wzrostu natężenia przepływu w tych okresach jest funkcjonowanie Neru jako odbiornika wód z kanalizacji deszczowej oraz sanitarnej z Łodzi (por. tab. 10.1). Zasięg tych sieci zwiększał się sukcesywnie w drugiej połowie XX w. (tak samo jak powierzchnia odwadnianych przez kanalizację burzową terenów nieprzepuszczalnych). W 1945 r. długość kanalizacji w Łodzi wynosiła tylko 192 km, w 1965 r. – 512 km, by w 1994 r. osiągnąć 1323 km, a w 2004 r. – 1556 km. W tym samym czasie liczba osób korzystających z tej sieci wzrosła z 227 tys. do 742 tys. (Bieżanowski 2005). Wydaje się zatem, że za istnienie trendu w obrębie sezonu 2., występującego w okresie roztopów, odpowiedzialny jest wzrost ilości wody zrzucanej z kanalizacji burzowej w półroczu chłodnym. Natomiast dodatnia tendencja przepływów w okresie niżówek jesiennych jest wywołana wzrostem ilości wody odprowadzanej do Neru z kanalizacji sanitarnej. Jest ona mało zmienna w ciągu roku, jednak sukcesywnie rośnie w wyniku podłączania do niej coraz to nowych użytkowników.

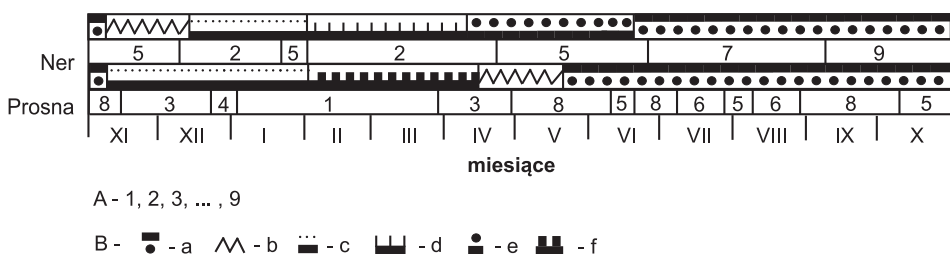
Istnienia statystycznie istotnej tendencji do zwiększania się średnich przepływów nie udało się potwierdzić w przypadku sezonu 6. występującego w Prośnie – trend był tu nieistotny. Postanowiono więc przeprowadzić analogiczną procedurę testowania, lecz w odniesieniu do przepływów minimalnych i maksymalnych w obrębie „typu dni” tworzącego ten sezon. Istotną tendencję (na założonym poziomie istotności) udało się potwierdzić dla przepływów maksymalnych (współczynnik kierunkowy trendu wyniósł 0,13). Zauważmy, że sezon ten występuje w okresie letnim (lipiec, sierpień). Wydaje się więc, iż za istotny statystycznie wzrost maksymalnych wielkości natężenia przepływu odpowiedzialne są gwałtowne opady tego okresu. Co prawda, średnie miesięczne opady dla lipca i sierpnia w centralnej Polsce w zasadzie się nie zmieniają lub nawet maleją (Jokiel 2004, Podstawczyńska 2010), jednak widoczna jest tendencja do wzrostu częstotliwości opadów nawalnych (Kundzewicz 2014).

10.5. Porównanie sezonów hydrologicznych i okresów hydrologicznych

Interesująca może być próba porównania wydzielonych „sezonów hydrologicznych” z „okresami hydrologicznymi” zidentyfikowanymi metodą opisaną w pracach J. Rotnickiej (1977, 1988). Przypomnijmy, iż zastosowana przez autorkę procedura identyfikuje okresy hydrologiczne, zakładając jedną realizację procesu odpływu, zaś podstawową jednostką w analizach jest pentada. Dodajmy też, iż nie tylko metodyka wydzielenia jednorodnych wewnętrznie sekwencji dni była odmienna w obu metodach, ale inny był również rodzaj i zakres czasowy danych

hydrometrycznych. Dla przekrojów wodowskazowych Neru i Prośny J. Rotnicka dysponowała danymi z lat 1951–1970. Wyniki przeprowadzonego porównania zaprezentowano na rys. 10.7.

Liczba wydzielonych sezonów hydrologicznych w obrębie hydrogramu przepływu Neru była niemal równa liczbie okresów hydrologicznych, które wyróżniła J. Rotnicka (odpowiednio 4 i 5). Różnice między sezonami hydrologicznymi (ich lokalizacją, długością i charakterem) a wydzielonymi przez autorkę okresami zaznaczają się najwyraźniej w chłodnej połowie roku. Dla przykładu, czas trwania sezonu 2., który może odpowiadać okresom c i d jest dłuższy (faza wezbrań pojawia się nieco wcześniej i nieco później się kończy) – por. rys. 10.7. Jednocześnie jednak faza wezbrań jest w obu typologiach dwudzielna. W pierwszej zaczyna się od wezbrań niskich, po których pojawiają się wysokie, zaś w drugiej sezon 2. (BWQ/SZ/TREND) jest podzielony na dwie części krótko trwającym sezonem 5. (SQ/SZ/LOS). W ciepłej połowie roku okres niskich i stabilnych w wieloleciu wezbrań wydaje się odpowiadać sezonowi 5., a sezony 7. (NQ/BDZ/LOS) i 9. (NQ/MZ/TREND) odpowiadają okresowi niżówek przeciętnych i stabilnych.



Rys. 10.7. Porównanie sezonów hydrologicznych wydzielonych dla Neru i Prośny przez autorów (numery sezonów) i przez J. Rotnicką (1988, szraf)

Objaśnienia: A – sezony hydrologiczne wydzielone przez autorów; B – typy okresów hydrologicznych według J. Rotnickiej: a – niżówka przeciętna stabilna, b – okres normalny niestabilny dowezbraniowy, c – wezbranie niskie niestabilne, d – wezbranie wysokie niestabilne, e – wezbranie niskie stabilne, f – wezbranie wysokie umiarkowanie niestabilne.

Przekrój wodowskazowy na Prośnie w Mirkowie cechuje się natomiast znacząco różną liczbą sezonów i okresów hydrologicznych (odpowiednio 6 i 4). Jeszcze wyraźniej różnice zaznaczają się, gdy weźmiemy pod uwagę liczbę wystąpień sezonów hydrologicznych, czyli stopień rozczłonkowania hydrogramu (w pracy autorów: 13). W półroczu ciepłym sezon 5. pełni rolę swoistego „przerywnika”, rozdzielającego dwa wystąpienia sezonów 8. i 6., przy czym ten drugi cechuje się statystycznie istotnymi współczynnikami autokorelacji ($Ra_k QD_i > 0$), a więc bardzo prawdopodobnym istotnym trendem wieloletnim. W kontekście uzyskanej tu skali rozczłonkowania hydrogramu Prośny wynik otrzymany przez J. Rotnicką, wskazujący na przynależność niemal całego półrocza ciepłego do jednego okre-

su hydrologicznego, wydaje się dziś mocno dyskusyjny. W półroczu chłodnym względne podobieństwo okresów i sezonów hydrologicznych oraz terminów ich występowania jest większe. Okres wysokich wzebrań (f) i sezon 1. (BWQ/SZ/LOS) mają podobną długość, lecz jednocześnie ten pierwszy zaczyna się i kończy nieco później (rys. 10.7). Choć sezon 3. (WQ/SZ/LOS) ma podobne cechy jak okres „d”, to jednak trwa wyraźnie krócej, a od sezonu bardzo wysokich wzebrań oddziela go krótka sekwencja dni sezonu 4.

10.6. Podsumowanie

Przeprowadzona próba zdefiniowania i zidentyfikowania sezonów hydrologicznych na podstawie informacji płynących z oceny wielkości, zmienności i losowości przepływów dobowych wskazuje, iż nawet w dwóch podobnych rzekach, położonych również relatywnie blisko siebie, różnice w ilości i charakterze sezonów hydrologicznych są duże. Inna jest liczba sezonów, ich długość oraz częstość występowania, a co za tym idzie – stopień rozczłonkowania hydrogramu przepływu jest bardzo różny. Wydzielone sezony hydrologiczne wykazują większą zgodność z analogicznymi okresami hydrologicznymi zaproponowanymi przez J. Rotnicką (1977, 1988) w chłodnej połowie roku. Różnice w półroczu ciepłym są wyraźniejsze (szczególnie w przypadku Prosny). Mając na uwadze odmienną metodykę przeprowadzonych delimitacji, można postawić ostrożny wniosek, że opisywane zmiany w kształtowaniu się składowych bilansu wodnego w chłodnym okresie (statystycznie istotny wzrost opadów, szczególnie w marcu: Degirmendzić i in. 2004, Podstawczyńska 2010 oraz wzrost udziału miesięcy wiosennych w sumie rocznej parowania: Jokiel 2004) mają, jak dotąd, mały wpływ na reżim wodny rzek środkowej Polski. Natomiast obserwowany coraz częściej wzrost stopnia skomplikowania reżimu wynika raczej z jego wzrastającej zależności od indywidualnych cech zlewni oraz skali i kierunków lokalnej antropopresji. Dowodem na to może być fakt, iż 1/3 zidentyfikowanych sezonów hydrologicznych (3 z 9) cechuje się istotnymi statystycznie trendami zmian natężenia przepływu.

11.

Metody, formuły i wzory obliczeniowe zastosowane w pracy

Przemysław Tomalski, Edmund Tomaszewski

Jasiu, zostaw kobiety, a weź się do matematyki.

Zulietta do J. J. Rousseau

11.1. Zagadnienia statystyczne

Wiarygodne pomiary różnych zmiennych środowiskowych wykonywane są od kilkuset lat. Jednak względem czasu, w którym procesy fizyczne zachodzą na powierzchni Ziemi, jest to tylko niewielki wycinek. Między innymi dlatego badania zjawisk przyrodniczych nie mogą obejmować całego zakresu ich realizacji (populacji generalnej). O jego charakterze można wnioskować jedynie na podstawie informacji niepełnych, czyli danych pomiarowych pochodzących z ograniczonego przedziału czasowego (z tzw. próby). Metody prowadzące do określenia właściwości populacji generalnej na podstawie analizy danych zawartych w tak pojmowanej próbie można nazwać statystyką matematyczną.

W statystyce matematycznej populację generalną (zbiorowość statystyczną) stanowi zbiór dowolnych elementów nieidentycznych z punktu widzenia badanej cechy (Greń 1970). Może ona mieć liczebność skończoną (populacja rzek danego kraju) lub nieskończoną (liczba możliwych powodzi wywołanych przez te rzeki). W praktyce hydrologicznej badaniom najczęściej poddawane są próby, czyli podzbiory populacji generalnej. Są to też zwykle próby losowe (Sokołowski 2004), w których o zaliczeniu danego elementu do próby decyduje przypadek (np. stan zjawiska w momencie pomiaru). Wybrane metody zastosowane w badaniu prób statystycznych zjawisk i procesów hydrologicznych obserwowanych w środkowej Polsce prezentuje niniejszy rozdział.

11.1.A. Przygotowanie szeregów pomiarowych do analiz statystycznych

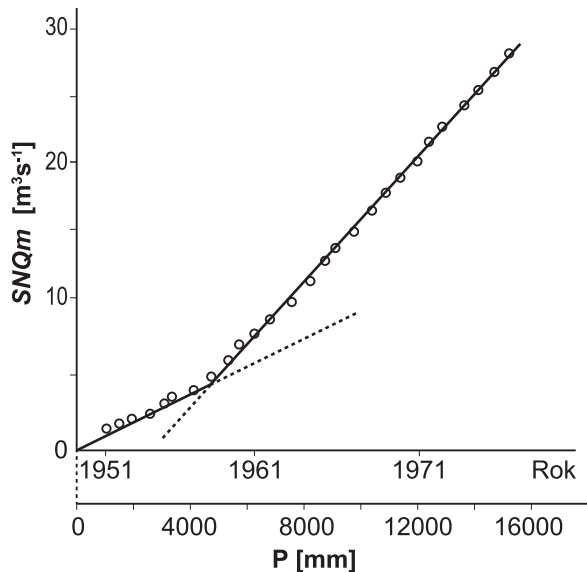
Wiele badań we współczesnej hydrologii opiera się na analizie ciągów danych, gromadzonych przez wiele lat w państwowych i naukowych sieciach pomiarowych służb hydrometeorologicznych oraz zespołów badawczych. U podstaw wielu opracowań hydrologicznych leży zatem gruntowna analiza pozyskanych w ten sposób szeregów pomiarowych (np. czasowych). Jakość zgromadzonych danych znacząco wpływa na wagę i precyzję uzyskiwanych wyników. Należy zatem szczególnie starannie przygotowywać szeregi pomiarowe do ich dalszej obróbki statystycznej. W praktyce sprowadza się to do dwóch ważnych działań:

- identyfikacji terminów (okresów) pomiarowych z błędnymi lub niewiarygodnymi wynikami oraz ich eliminacji bądź uzupełnienia,
- upewnienia się, że szereg czasowy spełnia warunek jednorodności.

Istnieje wiele metod uzupełniania danych w szeregach czasowych, bazujących głównie na analizach regresji (Pruchnicki 1987). W kilku rozdziałach wspomnianej monografii wykorzystano jedną z nich, nazywaną *metodą analogii*. Istotą tej metody jest znalezienie ciągu chronologicznego danej charakterystyki hydroklimatycznej o przebiegu zmienności najbardziej podobnym do szeregu z brakami w pomiarach, przy uwzględnieniu założeń stawianych w metodach analogii czasowo-przestrzennej (Pawełek i in. 2008). W tym celu szereg czasowy z lukami obserwacyjnymi korelowany jest z innymi, zwykle pochodzącymi z sąsiednich posterunków, ciągami z tego samego okresu (i oczywiście tej samej zmiennej środowiskowej). Seria o najwyższym współczynniku korelacji (wzór 11.22) lub/i najmniejszym błędzie estymacji uzyskanego równania regresji traktowana jest wówczas jako analog dla szeregu uzupełnianego i na podstawie tego równania odtwierzane są luki w obserwacjach. Przyjmuje się, że jeśli współczynnik korelacji dla porównywanych serii jest niższy od 0,7, to uzupełnienie szeregu czasowego nie jest możliwe (nie jest w pełni wiarygodne).

Warunek *jednorodności* serii pomiarowej jest ważny z punktu widzenia poprawności zastosowania różnych procedur i metod statystycznych (Sokołowski 2004). Ciąg pomiarów elementów środowiskowych jest jednorodny tylko wtedy, gdy jego wartości w kolejnych momentach czasowych zależą jedynie od stałej grupy czynników determinujących dany proces. Ponadto, niektóre zjawiska o identycznym przebiegu (np. wezbrania rzeczne) mogą być wywoływane przez różne grupy czynników (np. wezbrania opadowe i wezbrania roztopowe). Mówimy wtedy o *niejednorodności genetycznej*, która może być w większości przypadków dość łatwo zidentyfikowana (Ozga-Zielińska, Brzeziński 1994). Zdecydowanie trudniej uchwycić wpływ innych czynników (nieznanych/losowych) oddziałujących na wynik pomiarów (jak skutek zmiany przyrządów pomiarowych lub efekt pojawienia się nowych determinant, np. związanych z antropopresją). Wpływ ten nazwano *niejednorodnością statystyczną*, a jego wykrycie jest możliwe dzięki różnym procedurom statystycznym. Należy do nich zaliczyć *testy*

statystyczne (por. podrozdz. 11.1.J) bądź *metodę krzywej podwójnie kumulowanej* (ang. *double-mass curve*). Ta ostatnia została zastosowana po raz pierwszy przez M. A. Kohlera (1949) do oceny jednorodności ciągu pomiarowego opadów. Obecnie jest to jedna z częściej używanych metod określania terminu zerwania jednorodności w szeregach czasowych zmiennych hydrometeorologicznych (Searcy, Hardison 1960, Dynowska i in. 1985, Jokiel, Juszczak 1995). Zauważmy przy tym, że w większości współczesnych analiz hydrologicznych to właśnie opady atmosferyczne traktowane są jako zmienna losowa (analog). I to do nich przyrównywane są inne, „podejrzane o niejednorodność statystyczną”, charakterystyki hydrologiczne. Badane tą metodą zmienne, zazwyczaj o interwale rocznym, z uwagi na cykliczność zjawisk hydroklimatycznych należy przekształcić w szeregi skumulowane, a ich wartości nanieść na wykres (rys. 11.1).



Rys. 11.1. Krzywa podwójnie kumulowana przepływów średnich niskich (SNQ_m) i opadów (P)

Objaśnienia: w punkcie przecięcia prostych reprezentujących okresy kalibracji i ewaluacji doszło do zerwania jednorodności statystycznej w szeregu przepływów. Tezę tę warto jednak potwierdzić stosownym testem statystycznym (podrozdz. 11.1.J).

Źródło: Jokiel, Juszczak (1995).

Przyjmując założenie o proporcjonalności związku genetycznego dwóch zmiennych, kolejne realizacje procesów w obu jednorodnych szeregach czasowych winny układać się wzdłuż linii prostej. Skokowa zmiana nachylenia wyznaczonej linii regresji oznacza prawdopodobne zerwanie jednorodności i jednocześnie pozwala zidentyfikować termin jej zerwania (nie przyczynę). Przypuszczenie o braku jednorodności należy jednak zweryfikować testami statystycznymi,

np. parametrycznym *testem t-Studenta*, sprawdzającym hipotezę zerową o równości wartości średnich w dwóch próbach, parametrycznym *testem F-Snedecora (równości wariancji)* lub nieparametrycznym *testem serii (Walda-Wolfowitza)* weryfikującym hipotezę zerową o losowości próby (por. podrozdz. 11.1.J). Nie trzeba dodawać, iż mając takie przesłanki, warto zastanowić się powtórnie nad przyczyną zerwania ciągłości szeregu.

11.1.B. Miary średnie

Jednym z podstawowych zadań w badaniach zmiennych hydrologicznych jest określenie elementarnych właściwości ich rozkładów empirycznych. Służą temu miary zwane w statystyce matematycznej *momentami*. Wyróżnia się trzy grupy momentów: *początkowe*, *centralne* i *główne*. Uniwersalne wzory na ich obliczanie można znaleźć w podręcznikach do statystyki (Greń 1970) i nie będą one tu przytaczane. Uwagę zwrócono jedynie na te momenty, które zostały wykorzystane w pracy. Średnia arytmetyczna, będąca estymatorem *tendencji centralnej*, jest jednocześnie *momentem początkowym pierwszego rzędu (pierwszy moment początkowy)*. Jej formuła obliczeniowa wygląda następująco:

$$\bar{S}r\ x = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} \quad (11.1)$$

gdzie:

$\bar{S}r\ x$ – średnia arytmetyczna analizowanej zmiennej,

x_i – wartość i -tej analizowanej zmiennej,

N – liczebność analizowanej próby.

Średnia arytmetyczna ma dwie zasadnicze właściwości:

– suma odchyleń wartości danego szeregu od wielkości średniej jest równa zero,

– średnia arytmetyczna jest wartością, w stosunku do której kwadraty odchyleń $([x_i - \bar{S}r x]^2)$ są zminimalizowane.

Inną miarą tendencji centralnej jest *mediana*. Aby ją obliczyć, należy najpierw stworzyć uporządkowany ciąg obserwacji, np. szereg niemalejący. Pozycję mediany w takim szeregu wyznacza się następująco:

$$Me = \frac{N}{2} + 0,5 \quad (11.2)$$

gdzie:

Me – mediana analizowanej zmiennej,

N – liczebność analizowanej próby.

W przypadku szeregów o nieparzystej liczbie elementów mediana odpowiada rzeczywistej wartości zmiennej występującej w środku ciągu danych. W zbiorowościach charakteryzujących się parzystą liczbą elementów medianę należy interpolować liniowo między dwoma wartościami zarejestrowanymi tuż powyżej i poniżej środka szeregu. Pierwsza wzmianka o potrzebie obliczania tej miary pochodzi z roku 1599 z książki Edwarda Wrighta *Certaine Errors in Navigation* (Stigler 1986).

Mediana ma następujące właściwości:

- dzieli uporządkowany szereg obserwacji na połowy,
- w stosunku do mediany suma *modułów* (wartości bezwzględnych) odchyleń ($\sum |x_i - Me|$) osiąga minimum.

Moda (Mo) to wartość najczęściej występująca w szeregu. Powszechnie dla określenia tej cechy rozkładu używa się też pojęcia *dominanty*. Z reguły nie szacuje się jej dla szeregów pojedynczych wartości pomiarowych, a tylko dla szeregów rozdzielczych. Uporządkowane dane gromadzone są wtedy w przedziałach klasowych, które powinny posiadać taką samą rozpiętość. Rozpiętość ta może być określona w różny sposób (np. można ją wyznaczać wielkością odchylenia standardowego – wzór 11.6). Pogrupowane w ten sposób dane można też przedstawić za pomocą histogramu (por. rys. 5.11) i w takim przypadku moda znajduje się w przedziale o największej liczebności (najwyższy słupek na wykresie). Oblicza się ją według przekształconej formuły interpolacyjnej Newtona:

$$Mo = Gr\ d + Roz \frac{NP_{Mo} - NP_{Mo-1}}{2NP_{Mo} - NP_{Mo-1} - NP_{Mo+1}} \quad (11.3)$$

gdzie:

Mo – moda (dominanta) analizowanej zmiennej,

$Gr\ d$ – wartość dolnej granicy przedziału modalnego,

Roz – szerokość przedziału modalnego,

NP_{Mo} – liczebność przedziału modalnego,

NP_{Mo-1} – liczebność przedziału poprzedzającego przedział modalny,

NP_{Mo+1} – liczebność przedziału następującego po przedziale modalnym.

Moda jest wygodną miarą tendencji centralnej, gdy chcemy wskazać najliczniejszą kategorię rozkładu empirycznego. Należy jednak zwrócić uwagę, że rozkład empiryczny może posiadać nie tylko jeden przedział z największą liczebnością (*rozkład jednomodalny*), lecz dwa przedziały z liczebnościami większymi od przedziałów z nimi sąsiadujących (dwa maksima lokalne – *rozkład dwumodalny*) lub nawet wiele takich przedziałów (wiele maksimów lokalnych – *rozkład wielomodalny*). Pojęcie dominanty zostało wprowadzone przez Karla Pearsona w 1895 r. (Pearson 1895).

Znając wielkości przeciętne, można określić *odchylenie* poszczególnych elementów od wybranej miary tendencji centralnej. Oblicza się je według formuły (przykład dla średniej arytmetycznej):

$$Od\ x = x_i - \bar{S}r\ x \quad (11.4)$$

gdzie:

$Od\ x$ – odchylenie od średniej arytmetycznej zmiennej x ,

x_i – wartość i -tej analizowanej zmiennej,

$\bar{S}r\ x$ – średnia arytmetyczna zmiennej x .

Obliczanie wartości przeciętnej nie musi odbywać się dla całego szeregu, np. czasowego, a jedynie dla jego wycinka. *Centrowana średnia ruchoma* jest szczególnie przydatna do wygładzania chronologicznych wykresów przebiegu zjawisk hydroklimatycznych (por. rys. 7.8). Z reguły cechują się one bardzo nieregularnym kształtem, spowodowanym losową zmiennością czynników wpływających na dany proces. Wygładzenie pozwala wyodrębnić dłuższe cykle zmienności, a także wykryć zmiany o charakterze systematycznym, z reguły najważniejsze dla zrozumienia całości dynamiki procesu. Im dłuższy okres zostanie przyjęty do uśredniania, tym mniej widoczny będzie wpływ wahań krótkookresowych i losowych (Byczkowski 1996).

Z bogatej grupy metod wygładzania wykresów chronologicznych, w monografii wykorzystano *centrowaną średnią ruchomą pięcioelementową*. Oblicza się ją według formuły:

$$\bar{S}rC5x = \frac{1}{5}(x_i + x_{i+1} + x_{i+2} + x_{i+3} + x_{i+4}) \quad (11.5)$$

gdzie:

$\bar{S}rC5x$ – pięcioelementowa, centrowana średnia ruchoma zmiennej x ,

x_i – wartość i -tej analizowanej zmiennej.

Uśrednianie prowadzi się, poczynając od $i = 1$, a powtarza się aż do momentu, gdy procedurą zostanie objęty ostatni element szeregu. Wartość średniej ruchomej przypisuje się zazwyczaj środkowemu wyrazowi uwzględnionemu w procedurze uśredniania (w tym przypadku trzeciemu). Zastosowanie powyższej miary skraca analizowany szereg czasowy o 4 elementy (dwa na początku i dwa na końcu).

11.1.C. Miary rozrzutu i zmienności

Określenie wielkości przeciętnej w próbie to dopiero początek opisu właściwości rozkładu empirycznego. Elementy próbki mogą być bowiem silnie skupione wokół tej średniej lub wręcz przeciwnie – bardzo rozproszone. Przedstawione

poniżej miary pozwalają scharakteryzować siłę i sposób *rozrzutu (dyspersję)* oraz *dynamikę (zmiennosc)* danych w analizowanych zbiorach statystycznych.

Do oceny dyspersji rozkładu stosuje się *moment centralny drugiego rzędu*, nazywany *wariancją*, a ściślej rzecz biorąc – pierwiastek kwadratowy z wariancji nazywany *odchyleniem standardowym*. Po raz pierwszy miara ta została zastosowana przez K. Pearsona (1894). Formuła obliczeniowa wygląda następująco:

$$Os\ x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \acute{S}r\ x)^2}{N - 1}} \quad (11.6)$$

gdzie:

$Os\ x$ – odchylenie standardowe zmiennej x ,

x_i – wartość i -tej analizowanej zmiennej,

$\acute{S}r\ x$ – średnia arytmetyczna zmiennej x ,

N – liczebność analizowanej próby.

Odchylenie standardowe jest bezwzględną miarą rozrzutu wartości zmiennej x wokół średniej i zawiera się w przedziale $(0, \infty)$. Wzrost odchylenia standardowego wywołany jest przez wzrost rozrzutu wartości w próbce (lub odwrotnie). Mówiąc inaczej – im większe będzie odchylenie standardowe, tym próbka będzie bardziej zróżnicowana pod względem wartości.

Odchylenie standardowe nie nadaje się do porównywania ze sobą zmienności w różnych grupach zmiennych. Aby móc tego dokonać, należy dysponować względną miarą dyspersji. Najprościej otrzymać taką formułę, standaryzując odchylenie standardowe. Po takim zabiegu uzyskuje się *współczynnik zmienności Pearsona*:

$$Cv\ x = \frac{Os\ x}{\acute{S}r\ x} \quad (11.7)$$

gdzie:

$Cv\ x$ – współczynnik zmienności Pearsona,

$Os\ x$ – odchylenie standardowe zmiennej x ,

$\acute{S}r\ x$ – średnia arytmetyczna zmiennej x .

Im niższa jest wartość współczynnika zmienności, tym rozproszenie badanej cechy jest mniejsze. Z uwagi na względność tej miary uzyskiwane wyniki można podawać również w procentach. Jakościową interpretację uzyskiwanych współczynników zmienności przedstawia tab. 11.1. Powszechnie przyjmuje się, że przy współczynniku zmienności niższym od 10% badany rozkład empiryczny wykazuje statystycznie nieistotne zróżnicowanie (Zeliaś 2000).

Tabela 11.1. Interpretacja współczynnika zmienności Pearsona

C_v [%]	Poziom zmienności
< 20	mały
20–40	przeciętny
40–100	duży
100–150	bardzo duży
> 150	skrajnie duży

Pewną przybliżoną miarą rozrzutu w próbie jest jej *rozstęp*, zwany również *amplitudą* lub empirycznym obszarem zmienności. Aby go zdefiniować, należy jednak najpierw wprowadzić pojęcie wartości ekstremalnych. W każdym zbiorze danych można zidentyfikować dwa ekstrema:

- $Min\ x$ – wartość minimalna w analizowanej próbie,
- $Max\ x$ – wartość maksymalna w analizowanej próbie.

Rozstęp (amplitudę) oblicza się według prostej formuły:

$$Cr\ x = Max\ x - Min\ x \quad (11.8)$$

gdzie:

$Cr\ x$ – rozstęp w analizowanej próbie,

$Min\ x$ – wartość minimalna w analizowanej próbie,

$Max\ x$ – wartość maksymalna w analizowanej próbie.

Miara ta jako wskaźnik rozrzutu wartości była często krytykowana przez statystyków (Norcliffe 1986), ale bywa nadal używana jako część składowa w niektórych analizach charakterystyk środowiskowych (np. deniwelacja terenu, por. podrozdz. 11.2.F).

W badaniach szeregów czasowych, poza samym rozproszeniem wartości, można jeszcze analizować ich chronologiczny porządek. Dobrze służy temu np. *wskaźnik średniej zmiany z roku na rok*:

$$Zm\ x = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} (x_{i+1} - x_i)}{N - 1} \quad (11.9)$$

gdzie:

$Zm\ x$ – wskaźnik średniej zmiany z roku na rok,

x_i – wartość zmiennej w roku i ,

N – liczba lat w badanym szeregu czasowym.

Zmienność badanej cechy w szeregu czasowym, z uwzględnieniem jej porządku chronologicznego, można również przedstawić w postaci miary względnej. Do tego celu można wykorzystać *średni wskaźnik przyrostu względnego*, opierający się na standaryzacji zmian obserwowanych w kolejnych krokach czasowych:

$$Pw x = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} [(x_{i+1} - x_i) / x_i]}{N - 1} \quad (11.10)$$

gdzie:

$Pw x$ – wskaźnik przyrostu względnego zmiennej x ,

x_i – wartość zmiennej w kroku czasowym i ,

N – długość szeregu czasowego.

Prostą miarą dyspersji jest także *udział procentowy*. Wskazuje on, jaka część próbek (wyrażona w procentach) spełnia z góry określony warunek (na przykład jest większa od $\bar{S}r x$). Wyraża go formuła:

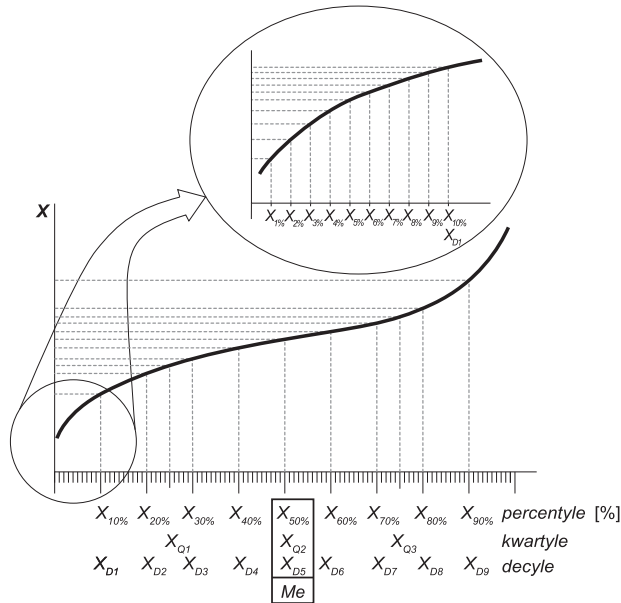
$$U x = \frac{\sum_{i=1}^N x_{war}}{N} \quad (11.11)$$

gdzie:

$U x$ – udział procentowy,

x_{war} – elementy próby spełniające postawiony z góry warunek,

N – liczba elementów w próbie.



Rys. 11.2. Kwantyle rozkładu zmiennej x

Objaśnienia: $X_{1\%} \dots X_{99\%}$ – percentyle rozkładu; $X_{D1} \dots X_{D9}$ – decyle rozkładu; $X_{Q1} \dots X_{Q3}$ – kwartyle rozkładu; Me – mediana.

Kwantyle rozkładów są miarami pozycyjnymi, zajmującymi w uporządkowanym szeregu statystycznym określone miejsce. Ich zaletą w stosunku do miar klasycznych (choćby średniej arytmetycznej) jest brak wrażliwości na elementy skrajne. Termin ten po raz pierwszy został wprowadzony przez M. G. Kendalla w 1940 r. (StatSoft 2006). Kwantyl rozkładu X_p ma tę właściwość, że odsetek p wartości w danym uporządkowanym szeregu czasowym (niemalejącym) jest od niego mniejszy lub równy, a kwantyle dzielą próbkę na równe części (rys. 11.2). W zależności od założonej gęstości podziału próbki wyróżnia się m.in.:

- *kwartyle* – dzielące zbiorowość na cztery części: X_{Q1} – pierwszy (dolny), X_{Q2} – drugi (środkowy), X_{Q3} – trzeci (górny). Termin kwartyl po raz pierwszy wprowadził do statystyki sir Francis Galton w 1882 r.,

- *decyle* – dzielące zbiorowość na 10 części: $X_{D1}, \dots, X_{D9}$

- *percentyle* – dzielące zbiorowość na 100 części: $X_{1\%}, \dots, X_{99\%}$.

Specyficznym przypadkiem kwantyla jest mediana ($X_{Q2}, X_{D5}, X_{50\%}$).

W oparciu o kwantyle mogą być tworzone różne użyteczne diagramy, w tym wykresy *box & whisker* (pudełko z wąsami lub wykres pudełkowy). Zostały one po raz pierwszy wykorzystane przez J. W. Tukeya (1977). Pozwalają one w sposób syntetyczny pokazać położenie wartości przeciętnej, rozproszenie i kształt rozkładu empirycznego badanej cechy (rys. 11.3). Wysokość pudełka odpowiada zwykle rozstępowi międzykwartylowemu (zwanemu również odchyleniem ćwiartkowym). Rozstęp ten oblicza się w następujący sposób:

$$C_Q x = X_{Q3} - X_{Q1} \quad (11.12)$$

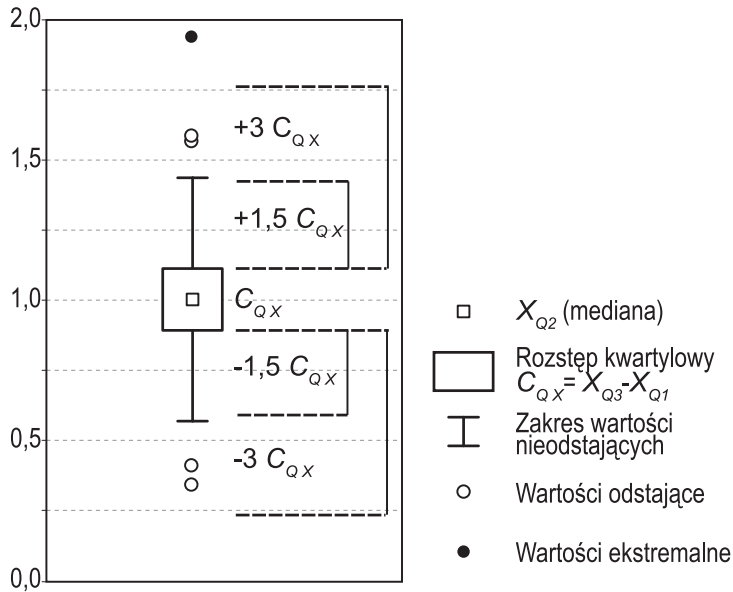
gdzie:

$C_Q x$ – rozstęp międzykwartylowy,

X_{Q3} – trzeci kwartyl (górny),

X_{Q1} – pierwszy kwartyl (dolny).

Jeżeli na wykresie „wąsy” mają podobną długość, a mediana leży prawie w środku „pudełka”, rozkład jest symetryczny. Im „krótszy” jest cały wykres, tym rozkład jest mniej rozproszony. Warto również zwrócić uwagę na elementy odstające i ekstremalne. Jest to szczególnie ważne, gdy obliczamy równanie regresji dla dwóch zmiennych o nieznanach rozkładach (wzory 11.23 i 11.24). Wartości odstające mogą bowiem bardzo silnie oddziaływać na współczynnik kierunkowy estymowanego równania oraz na współczynnik korelacji (StatSoft 2006). Wykresy *box & whisker* można również konstruować, biorąc za podstawę średnią arytmetyczną i odchylenie standardowe próbki (por. rys. 5.10 i 5.12).



Rys. 11.3. Przykład wykresu *box & whisker* opartego na kwartylach rozkładu

Źródło: Statsoft (2006), zmienione.

11.1.D. Miary skośności

Rozkłady empiryczne zwykle nie są symetryczne względem wartości przeciętnej (rys. 11.4). Mierząc odchylenie rozkładu empirycznego od wzorca rozkładu symetrycznego, badamy jego *skośność*. Pojęcie to wprowadził do statystyki wspomniany już wcześniej K. Pearson (1895). Miarą skośności (*asymetrii rozkładu*) jest *moment główny trzeciego rzędu* zwany również *współczynnikiem skośności* (asymetrii Pearsona). Oblicza się go według formuły (Pruchnicki 1987):

$$As\ x = \frac{N \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{r}\ x)^3}{Os\ x^3 (N-1)(N-2)} \quad (11.13)$$

gdzie:

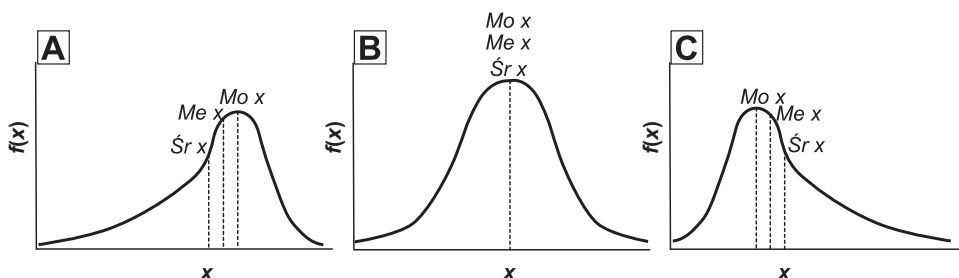
$As\ x$ – współczynnik skośności (asymetrii Pearsona),

$Os\ x$ – odchylenie standardowe,

x_i – wartość i -tej analizowanej zmiennej,

$\bar{r}\ x$ – średnia arytmetyczna analizowanej zmiennej,

N – liczebność analizowanej próby.



Rys. 11.4. Rodzaje symetrii rozkładów

Objaśnienia: A – rozkład asymetryczny ujemnie (lewostronnie); B – rozkład symetryczny; C – rozkład asymetryczny dodatnio (prawostronnie); $\bar{S}r\ x$ – średnia arytmetyczna; $Me\ x$ – mediana; $Mo\ x$ – moda.

Źródło: Norcliffe (1986), zmienione.

Dla rozkładów symetrycznych współczynnik skośności wynosi 0 (rys. 11.4 B). Rozkłady asymetryczne ujemnie ($As\ x < 0$) posiadają grubszy i bardziej wyciągnięty „ogon funkcji” po lewej stronie. Stąd też nazywane są rozkładami lewostronnie skośnymi (rys. 11.4 A). Rozkłady asymetryczne dodatnio ($As\ x > 0$) posiadają analogiczny „ogon” po prawej stronie i są to rozkłady prawostronnie skośne (rys. 11.4 C).

11.1.E. Miary koncentracji

Pojęcie *kurtozy* rozkładu zostało wprowadzone do literatury, jak wiele innych terminów statystycznych, także przez K. Pearsona (1905). Oznacza ono „spiczastość” rozkładu. Bazą obliczeń jest tu *moment główny czwartego rzędu*. Badając kurtozę rozkładu, porównuje się ją ze wzorcem, którym jest zwykle kurtoza rozkładu normalnego. Dla tego rozkładu wynosi ona 3. Nie jest to wygodne w interpretacji, dlatego też częściej używany jest *współczynnik spłaszczenia*, którego wielkość dla rozkładu normalnego wynosi 0 (StatSoft 2006). Do obliczania współczynnika spłaszczenia z próby stosuje się formułę:

$$Ku\ x = \frac{N(N+1) \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{S}r\ x)^4 - 3 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{S}r\ x)^2 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{S}r\ x)^2 (N-1)}{Os\ x^4 (N-1)(N-2)(N-3)} \quad (11.14)$$

gdzie:

$Ku\ x$ – współczynnik spłaszczenia (kurtozy),

$Os\ x$ – odchylenie standardowe,

x_i – wartość i -tej analizowanej zmiennej,

$\bar{x}$ – średnia arytmetyczna analizowanej zmiennej,
 N – liczebność analizowanej próby.

Rozkłady, dla których $Ku > 0$ są bardziej „spiczaste” od rozkładu normalnego i nazywane *leptokurtycznymi*. Oznacza to, że większość danych grupuje się w okolicach wielkości przeciętnej (w przedziale średniej), a w ogonach rozkładu mieści się stosunkowo niewiele wartości (rozkład taki jest mocno narażony na występowanie elementów odstających i ekstremalnych). Rozkłady z ujemną kurtozą są mocno „spłaszczone” i zwane *platykurtycznymi*. Wartości są tu bardziej równomiernie rozłożone w całym przedziale zmienności danej cechy i mniej narażone na występowanie wartości odstających i ekstremalnych. Zmienna hydrologiczna (hydrometryczna) o rozkładzie platykurtycznym ma tę zaletę, że łatwiej jest w jej szeregu wychwycić ewentualne błędy pomiarowe.

11.1.F. Miary sezonowości

Wiele charakterystyk hydrometeorologicznych podlega wahaniom sezonowym, których rytm wynika z ruchu obiegowego Ziemi wokół Słońca. Rytmu te są stosunkowo łatwe do zaobserwowania, nawet „gołym okiem”. W związku z tym często były one pierwszym opisywanym składnikiem dynamiki zjawisk przyrodniczych. Z ogromnej palety metod związanych z zagadnieniem sezonowości, w opracowaniu użyto kilka stosunkowo nowych procedur, pozwalających na analizę podstawowych oraz złożonych cech wynikających z sezonowej zmienności badanych szeregów czasowych.

W roku 1970 Ch. G. Markham zaproponował bardzo interesującą metodę, bazującą na miarach kątowych, a służącą analizie sezonowej zmienności zjawisk przyrodniczych. W wersji autorskiej opracowanie dotyczyło sezonowości opadów atmosferycznych w USA (Markham 1970). Po pewnych przekształceniach metodycznych, używając tej metody, można poddać ocenie również zmienność charakterystyk hydrologicznych. Użyteczne są tu dwie kompleksowe miary sezonowości: *indeks sezonowości* (I_s) i *wskaźnik pory koncentracji* (Wpk). Obie miary powstają przy założeniu, że wielkość analizowanej zmiennej w miesiącu/dniu i reprezentowana jest przez wektor (r_{Si}) o długości proporcjonalnej do wartości tej zmiennej oraz kącie nachylenia (α_{Si}) uzależnionym od położenia środka danego miesiąca/dnia względem początku roku hydrologicznego:

$$\alpha_{Si} = \frac{360 \cdot L_s}{365} \quad (11.15)$$

gdzie:

α_{Si} – kąt nachylenia wektora r_{Si} dla wartości miesięcznych (lub dobowych),
 L_s – liczba dni między początkiem roku hydrologicznego a środkiem danego miesiąca lub określonym dniem.

W wyniku zastosowania tej procedury dla wartości miesięcznych (możliwe jest również zastosowanie jej do wartości dobowych – por. Jokiel 2009) powstaje 12 wektorów, dla których można wyznaczyć wektor wypadkowy (iloczyn 12 wektorów) R_s o module $|R_s|$ i kierunku ω (rys. 11.5). Dzielic długość modułu wektora wypadkowego $|R_s|$ przez sumę długości modułów wektorów cząstkowych $|r_{si}|$, uzyskujemy indeks sezonowości – I_s :

$$I_s = \frac{|R_s|}{\sum_{i=1}^{365} |r_{si}|} \cdot 100\% \quad (11.16)$$

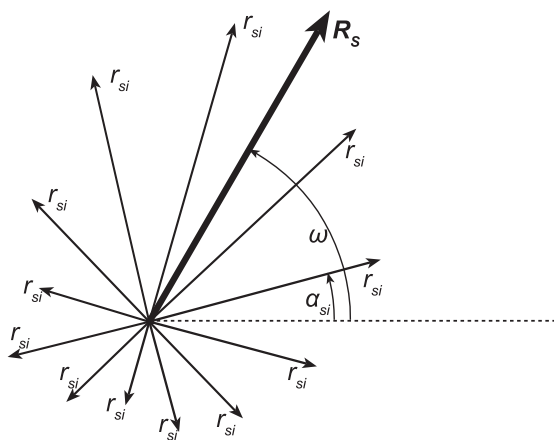
gdzie:

I_s – indeks sezonowości,

R_s – długość wektora wypadkowego z wektorów r_{si} ,

r_{si} – wektor odpowiadający średniej wartości cechy w i -tym miesiącu roku hydrologicznego.

Indeks sezonowości przyjmuje wartości z przedziału 0–100%, a wraz z jego wzrostem rośnie stopień sezonowości badanej cechy. Warto zwrócić uwagę na fakt, że wartość 0 może się pojawić w dwóch przypadkach: kiedy występuje idealnie równomierne rozłożenie badanej cechy we wszystkich miesiącach (długość wszystkich 12 wektorów jest taka sama) lub wówczas, gdy zjawisko koncentruje się (występuje wyłącznie) w dwóch przeciwnych miesiącach (przesuniętych względem siebie o pół roku, np. styczeń i lipiec).



Rys. 11.5. Idea konstrukcji wskaźników sezonowości Markhama

Objaśnienia: R_s – długość wektora wypadkowego z wektorów r_{si} ; r_{si} – wektor odpowiadający średniej wartości cechy w i -tym miesiącu roku hydrologicznego; α_{si} – kąt nachylenia wektora r_{si} dla wartości średnich miesięcznych; ω – kąt nachylenia wektora wypadkowego R_s .

Źródło: Tomaszewski (2001), zmienione.

Drugą miarą zaproponowaną przez Markhama jest wskaźnik pory koncentracji Wpk . Został on zdefiniowany jako kąt nachylenia wektora wypadkowego R (ω) i obliczany jest według wzoru:

$$Wpk = \arctg \left(\frac{\sum_{i=1}^{365} |r_{Si}| \cos \alpha_{Si}}{\sum_{i=1}^{365} |r_{Si}| \sin \alpha_{Si}} \right) \quad (11.17)$$

gdzie:

Wpk – wskaźnik pory koncentracji,

r_{Si} – wektor odpowiadający średniej wartości cechy w i -tym miesiącu roku hydrologicznego,

α_{Si} – kąt nachylenia wektora r_{Si} dla wartości średnich miesięcznych.

Miara ta wyrażana jest w dobach względem początku roku hydrologicznego i wskazuje na miesiąc koncentracji zjawiska. Nie należy jej jednak utożsamiać z miesiącem, w którym pojawiają się najwyższe wartości badanej zmiennej, bowiem na jej wielkość mają wpływ wartości zmiennej pochodzące ze wszystkich miesięcy (dni) roku.

Właściwości prezentowanych miar sezonowości oraz cechy samej procedury obliczeniowej sprawiają, że z powodzeniem może być ona stosowana do kompleksowej analizy zjawiska sezonowości bardzo różnych charakterystyk hydrologicznych (por. rozdz. 2, 6 i 8). Wskaźniki Markhama obliczone zostały również dla danych o interwale dobowym (por. rozdz. 9).

Termin połowy odpływu jest stosunkowo nową miarą sezonowości. Po raz pierwszy zastosowali ją A. Bartnik i P. Jokiel (2005) do badania wieloletniej serii dobowych przepływów Pilicy w Przedborzu. Aby ją obliczyć, należy kumulować dobowe odpływy rzeki aż do momentu osiągnięcia połowy ich sumy rocznej. Jest ona zatem pochodną *krzywej sumowej przepływu* (*krzywej całkowej*). Dzień w roku hydrologicznym, w którym suma odpływów dobowych osiągnie połowę sumy rocznej, ustalany jest według prostej formuły:

$$TPO = \left\{ d_x : VD = \frac{VR}{2} \right\} \quad (11.18)$$

gdzie:

TPO – termin połowy odpływu,

VD – dobowa suma odpływu kumulowana od początku roku hydrologicznego,

VR – roczna objętość odpływu,

d_x – dzień w roku, w którym suma odpływów dobowych osiąga połowę sumy rocznej.

Przy interpretacji uzyskiwanych wyników należy cały czas mieć na uwadze, że miara ta traktuje pojedynczy rok hydrologiczny jako osobny element. Wezbranie rzeczne czy niżówka rozpoczynające się przed 1 listopada i przenoszące się na kolejny rok hydrologiczny są tu sztucznie „rozcinane”, a pod uwagę bierze się tylko odpływ od początku roku hydrologicznego. Zatem termin połowy odpływu (TPO) najlepiej analizować w powiązaniu z innymi miarami czasowej zmienności i sezonowej analizy szeregów.

Stosunkowo prostą miarą sezonowości, uwzględniającą strukturę podokresów w kształtowaniu sezonu (hydrologicznego), jest *wskaźnik sezonowości*. Oblicza się go dla okresów wieloletnich według prostej formuły (Bartnik, Jokiel 2005):

$$Ws\ x = \frac{\sum x_i - \sum x}{\sum x} \quad (11.19)$$

gdzie:

$Ws\ x$ – wskaźnik sezonowości zmiennej x ,

$\sum x_i$ – średnia wartość zmiennej x w i -tym podokresie,

$\sum x$ – średnia arytmetyczna zmiennej x .

Miara ta wskazuje na względne położenie przeciętnej wielkości analizowanej charakterystyki w danym podokresie (np. w danym dniu roku hydrologicznego) w stosunku do wartości przeciętnej z dłuższego okresu. Wysoki wskaźnik dowodzi dużej sezonowości zjawiska w danym podokresie, zaś niski – małej. Na przykład, temperatura powietrza (charakterystyka o przebiegu wybitnie sezonowym) ma najwyższe wartości $|Ws\ x|$ na przełomie lipca i sierpnia oraz stycznia i lutego.

11.1.G. Współzmiennność

Zależności lub współzmiennność różnych zjawisk są dostrzegane przez człowieka od dawna. Niektóre z tych powiązań są bardzo wyraźnie widoczne oraz mają charakter związków przyczynowo-skutkowych, inne zaś są ukryte przed naszymi zmysłami i możliwe do identyfikacji tylko za pomocą wyrafinowanych metod, w tym statystycznych. Należy jednak pamiętać, że każda zależność ma swój zwrot, który może być odwracalny lub nie (np. związek przyczynowo-skutkowy, zmienna niezależna $\rightarrow$ zmienna zależna). Zależność winna mieć również swoje fizyczne (genetyczne) uzasadnienie, przy czym może ono mieć charakter bezpośredni lub pośredni. Można sobie jednak wyobrazić sytuację, kiedy związek wykryty między zmiennymi będzie silny i nawet statystycznie istotny, ale nie będzie miał fizycznego uzasadnienia. Taką zależność nazywa się pozorną i należy ją interpretować w kategoriach współzmienności.

Nie wszystkie cechy badanych zmiennych mają charakter ilościowy. W odniesieniu do wód podziemnych wyróżniane są np. ich typy (gruntowe, wgłębne itp.), a więc cechy mające charakter jakościowy. Jak zatem sprawdzić, czy jakość wody pod powierzchnią terenu zależy od typu wód podziemnych? W przypadku, gdy przynajmniej jedna z cech, między którymi chcemy wykryć współzmiennność, ma charakter jakościowy, można zastosować tablicę kontyngencyjną (wielodzielczą) – tab. 11.2. Jeżeli druga cecha ma charakter ilościowy, trzeba ją przekształcić w szereg rozdzielczy (podrozdz. 11.1.B; Yule, Kendall 1966). Po raz pierwszy analiza tablicy wielodzielczej została zastosowana przez K. Pearsona (1904)¹.

Tabela 11.2. Przykładowa tablica kontyngencyjna (wielodzielczą)

	Cy_1	Cy_2	...	Cy_{ko}	Rozkład brzegowy cechy Cx
Cx_1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1ko}	$\sum_{j=1}^{ko} n_{1j}$
Cx_2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2ko}	$\sum_{j=1}^{ko} n_{2j}$
...	...	...	...	...	...
Cx_{wi}	n_{wi1}	n_{wi2}	...	$n_{wi,ko}$	$\sum_{j=1}^{ko} n_{wi,j}$
Rozkład brzegowy cechy Cy	$\sum_{i=1}^{wi} n_{i1}$	$\sum_{i=1}^{wi} n_{i2}$	...	$\sum_{i=1}^{wi} n_{iko}$	$\sum_{j=1}^{ko} \sum_{i=1}^{wi} n_{i,j}$

Objaśnienia: Cx , Cy – klasy jakościowe lub przedziały szeregu rozdzielczego cech x i y ; n_{11} , ..., $n_{wi,ko}$ – liczebność przypadków spełniających i -ty warunek cechy y i j -ty warunek cechy x ; wi – wiersze tabeli; ko – kolumny tabeli.

Pola w tablicy prezentującej empiryczny rozkład przypadków odnoszą się do tzw. częstości zaobserwowanych. Aby sprawdzić, czy cechy są współzmiennne, należy stworzyć drugą tablicę wielodzielczą zawierającą częstości oczekiwane. Oblicza się je dla wszystkich pól tablicy według następującej formuły (przykład dla pola leżącego na przecięciu pierwszej kolumny z pierwszym wierszem):

¹ Jednym z ciekawszych zastosowań tej miary było sprawdzenie, czy szansa na przeżycie w katastrofie Titanica zależała od tego, którą klasą podróżował pasażer. Zależność okazała się statystycznie istotna (*Encyclopedia Titanica* 2013).

$$POLE_{11} = \frac{\sum_{j=1}^{ko} n_{1j} \cdot \sum_{i=1}^{wi} n_{i1}}{\sum_{j=1}^{ko} \sum_{i=1}^{wi} n_{i,j}} \quad (11.20)$$

gdzie:

$POLE_{11}$ – częstość oczekiwana pola w pierwszej kolumnie i pierwszym wierszu,

$\sum_{j=1}^{ko} n_{1j}$ – suma pierwszego wiersza,

$\sum_{i=1}^{wi} n_{i1}$ – suma pierwszej kolumny,

$\sum_{j=1}^{ko} \sum_{i=1}^{wi} n_{i,j}$ – suma wszystkich przypadków.

Aby sprawdzić, czy zmienne x i y są istotnie zależne, należy obliczyć statystykę testową χ^2 (wzór 11.43). W przypadku, gdy test wskazuje na możliwość występowania zależności, należy jeszcze ustalić jej siłę. Posłużyć się tu można kilkoma metodami, przy czym w niniejszej pracy wykorzystano do tego celu współczynnik Cramera (1946):

$$CRAM = \sqrt{\frac{T_{\chi^2}}{\sum_{j=1}^{ko} \sum_{i=1}^{wi} n_{i,j} \cdot \min(wi - 1, ko - 1)}} \quad (11.21)$$

gdzie:

$CRAM$ – współczynnik Cramera,

T_{χ^2} – wielkość statystyki testowej χ^2 ,

$\min(wi - 1, ko - 1)$ – minimalna wartość z $wi - 1$, $ko - 1$,

wi – liczba wierszy w tablicy wielodzielczej,

ko – liczba kolumn w tablicy wielodzielczej,

$\sum_{j=1}^{ko} \sum_{i=1}^{wi} n_{i,j}$ – suma wszystkich przypadków.

Wartości współczynnika zawierają się w przedziale $(0, 1)$, a siła zależności jest: nikła (dla $CRAM < 0,1$), słaba ($0,1 < CRAM < 0,3$), przeciętna ($0,3 < CRAM < 0,5$), wysoka ($0,5 < CRAM < 0,7$), bardzo wysoka ($0,7 < CRAM < 0,9$) lub niemal pełna ($CRAM > 0,9$).

Przez *korelację* należy rozumieć związek (współzmiennność) między dwiema zmiennymi ilościowymi. Termin ten wprowadzony został przez sir F. Galtona

w 1888 r. Liczbową miarę tej zależności zaproponował zaś K. Pearson (1896). Stąd też nazywana jest ona *współczynnikiem liniowej korelacji Pearsona*. Współczynnik ten oblicza się według formuły:

$$R = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}} \quad (11.22)$$

gdzie:

R – współczynnik korelacji liniowej Pearsona,

x_i – wartość korelowanej zmiennej x w i -tym terminie,

y_i – wartość korelowanej zmiennej y w i -tym terminie,

$\bar{x}$ – średnia arytmetyczna korelowanej zmiennej x ,

$\bar{y}$ – średnia arytmetyczna korelowanej zmiennej y .

Współczynnik korelacji liniowej określa stopień, w jakim dwie zmienne są do siebie proporcjonalne (StatSoft 2006). Określa zatem siłę współzmienności, nie rozstrzygając wszakże o istnieniu między nimi związku przyczynowo-skutkowego. Wielkość współczynnika zmienia się w przedziale $\langle -1, 1 \rangle$, przy czym 0 oznacza brak korelacji, a $|R| = 1$ – korelację pełną. Jeżeli znak współczynnika korelacji jest dodatni, to obserwowany związek jest wprost proporcjonalny (wzrostowi wartości jednej zmiennej towarzyszy wzrost wartości drugiej zmiennej). Znak minus oznacza związek odwrotnie proporcjonalny (wzrostowi wartości jednej zmiennej towarzyszy spadek wartości drugiej zmiennej). Najczęściej przyjmuje się następujące oceny siły związku korelacyjnego: brak korelacji ($|R| < 0,2$), korelacja słaba ($0,2 < |R| < 0,4$), korelacja średnia ($0,4 < |R| < 0,7$), korelacja silna ($0,7 < |R| < 0,9$), korelacja bardzo silna ($|R| > 0,9$).

Ze współczynnikiem korelacji liniowej związany jest również współczynnik determinacji (R^2). Definiowany jest on jako względna wariancja krzywej regresji. Jest miarą stosunkowo prostą i obliczaną przez podniesienie współczynnika korelacji do potęgi drugiej (StatSoft 2006). Współczynnik determinacji wskazuje, jaki odsetek *predyktanda* (zmiennej zależnej) może być wyjaśniony przez zmienność *predyktora* (zmiennej niezależnej). Należy zauważyć, że nawet silna korelacja (np. $R = 0,7$) oznacza, iż tylko niespełna połowa zmienności predyktanda wyjaśniona jest zmiennością predyktora ($R^2 = 0,49$). Współczynnik determinacji jest również prostą miarą dopasowania liniowego modelu regresji do danych empirycznych i był w tym celu wielokrotnie w tej pracy wykorzystywany.

Korelacja prosta pozwala ocenić siłę związku między dwiema zmiennymi, których wartości zostały zmierzone w tych samych momentach czasowych lub pozycjach przestrzennych. Procesy zachodzące w przyrodzie są jednak najczęściej ustawione w rozciągnięty w czasie ciąg przyczynowo-skutkowy. Dlatego wystąpienie jednego zdarzenia może wywołać wystąpienie innego dopiero po pewnym czasie.

Badanie związku między tymi zjawiskami za pomocą standardowej korelacji może nie dać satysfakcjonujących wyników (Norcliffe 1986). Dlatego też wprowadzono pojęcie *korelacji krzyżowej*, zwanej też *korelacją wzajemną* lub *kroskorelacją* (od angielskiego terminu *cross-correlation*). Bada się tu zależność między dwoma szeregami czasowymi przesuniętymi względem siebie o pewną wielkość Δt , gdzie t jest interwałem czasowym (albo przestrzennym), co jaki mierzono analizowane zmienne (musi być on identyczny dla obu zmiennych). W celu odróżnienia od korelacji zwykłej, kroskorelację oznacza się symbolem R_c . Dodaje się również w indeksie dolnym liczbę k oznaczającą liczbę interwałów czasowych, o którą szeregi czasowe zostały przesunięte względem siebie, np. R_{c_2} – przesunięcie o krok równy 2.

Specyficznym przypadkiem kroskorelacji jest *autokorelacja*. Oblicza się tu wewnętrzne skorelowanie w szeregu czasowym przy przesunięciu o k interwałów czasowych. Na przykład, przy $k = 1$ będziemy obliczali współczynnik korelacji między pierwszym a drugim wyrazem, drugim i trzecim, aż do $n - 1$ i n -tego wyrazu szeregu itd. Współczynnik autokorelacji oznaczamy jako R_a , w indeksie dolnym podając również wielkość przesunięcia k . Wynik autokorelacji interpretujemy jako stopień, w jakim wyraz kolejny w szeregu czasowym (lub w sąsiedztwie przestrzennym) zależy od wyrazów go poprzedzających (sąsiednich). Należy zauważyć, że R_a obliczone dla kolejnych k pozwalają ocenić „pamięć” o kolejnych realizacjach badanego procesu. Wysokie R_{a_1} wskazuje na przykład na dużą bezwładność (inercję) w szeregu, ale jeżeli przy kolejnych przesunięciach wielkość autokorelacji szybko maleje, to można powiedzieć, że szereg ten cechuje się „krótką pamięcią” o wcześniejszych swoich realizacjach (jest to bardzo przydatna cecha przy interpretacji wielu zjawisk przyrodniczych). Formułę 11.22 można tak przekształcić, aby była użyteczna przy obliczaniu współczynników kroskorelacji i autokorelacji.

11.1.H. Regresja

Regresja jest analitycznym przedstawieniem współzmienności (zależności) zmiennych losowych (Greń 1970). W praktyce nie znamy zwykle łącznego rozkładu obu zmiennych, więc korzystamy z tzw. regresji drugiego rodzaju. Szacuje się ją dla zaobserwowanych w próbie wartości badanych zmiennych.

Funkcja liniowa postaci $y = ax + b$ (gdzie: a – współczynnik kierunkowy, b – parametr położenia) jest najczęściej stosowaną w praktyce funkcją aproksymującą układ punktów empirycznych. Używamy tu pojęcia *regresja liniowa*, można jednak stosować inne równania aproksymujące. Wtedy regresja jest *krzywoliniowa*, przy czym najczęściej wykorzystywanymi funkcjami są (Greń 1970):

- funkcja wykładnicza: $y = a^x$,
- funkcja potęgowa: $y = x^a$,
- funkcja wielomianu (najczęściej drugiego stopnia): $y = a_s x^s + a_{s-1} x^{s-1} + \dots + a_2 x^2 + ax + b$,
- funkcja logarytmiczna: $y = \log_a x$,

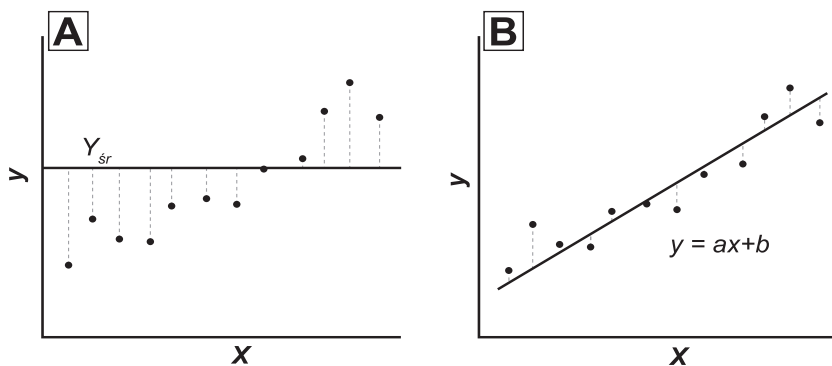
gdzie:

a_s, a_{s-1}, a_2, a, b – parametry funkcji,

s – stopień wielomianu,

pozostałe ozn. – wzór 11.22.

Trendy są specyficznymi równaniami regresji, w których zmienną niezależną jest czas (Wibig 1990). Dobór funkcji regresyjnej i jej estymacja jest taka sama, jak w przypadku innych rodzajów regresji.



Rys. 11.6. Graficzne wyobrażenie działania metody najmniejszych kwadratów

Objaśnienia: A – odchylenia od średniej; B – odchylenia od linii regresji wyznaczonej metodą najmniejszych kwadratów.

Źródło: Norcliffe (1986).

Metoda najmniejszych kwadratów służy do aproksymacji funkcją regresji określonego typu zbioru punktów empirycznych (Greń 1970). Sprowadza się to do oszacowania parametrów wybranej funkcji. Działanie i uwarunkowania tej metody najprościej jest prześledzić na przykładzie estymacji parametrów funkcji liniowej (rys. 11.6).

Rysunek 11.6 A pokazuje odległości każdego z punktów empirycznych od średniej arytmetycznej z próby, oszacowanej dla zmiennej y . Działanie metody najmniejszych kwadratów polega na minimalizowaniu sumy kwadratów odległości od potencjalnej linii regresji (rys. 11.6 B). Zauważmy, że linia ta jest „przyciągana” przez punkty o największych odchyleniach od średniej. Dlatego przed przystąpieniem do aproksymowania funkcji regresji ważne jest sprawdzenie, czy wielkości ekstremalne i odstające nie są przypadkiem wartościami błędnymi. Należy je wówczas wykluczyć z analizy, gdyż ich obecność bardzo wpływa na nachylenie (kształt) funkcji regresji, a co za tym idzie – wypacza wyprowadzone na jej podstawie wnioski. Wzory na obliczanie parametrów funkcji regresji liniowej wyglądają następująco:

$$a = \frac{N \sum_{i=1}^N x_i y_i - (\sum_{i=1}^N x_i)(\sum_{i=1}^N y_i)}{N \sum_{i=1}^N x_i^2 - (\sum_{i=1}^N x_i)^2} \quad (11.23)$$

$$b = \bar{y} - a \cdot \bar{x} \quad (11.24)$$

gdzie:

a – współczynnik kierunkowy linii regresji,

b – parametr położenia linii regresji,

x_i – wartość zmiennej x w i -tym terminie,

y_i – wartość zmiennej y w i -tym terminie,

$\bar{x}$ – średnia arytmetyczna zmiennej x ,

$\bar{y}$ – średnia arytmetyczna zmiennej y .

Aby wybrać najlepszy do opisu zjawiska model regresyjny, można zastosować prostą metodę wyboru jakości jego dopasowania (Greń 1970). Po obliczeniu parametrów kilku rodzajów funkcji regresji warto wyznaczyć dla nich odpowiednie współczynniki determinacji i wybrać funkcję regresji o największej wartości R^2 (por. podrozdz. 11.1.G).

Zastosowana w jednym z rozdziałów monografii metoda wyznaczania *obwiedni* zbioru punktów nie jest tożsama z matematycznym sensem tego pojęcia (por. rozdz. 5), a związana jest właśnie z zagadnieniem estymacji równań regresji. Punktem wyjścia jest wykres obrazujący wielkość zmiennej zależnej (predyktanda) przy określonym poziomie zmiennej niezależnej – predyktora (por. rys. 1.2). Należy wybrać na nim punkty maksymalnych wartości zmiennej zależnej w różnych przedziałach wielkości zmiennej niezależnej (jest to, niestety, proces subiektywny). Do tak wybranych punktów dopasowano równania regresji i metodą R^2 wytypowano model regresyjny najlepiej opisujący to zjawisko.

Parametry równania regresji drugiego rodzaju są szacowane z próby. Z tego powodu podlegają one zmianom w taki sposób, że wokół każdego z tych oszacowań tworzy się przestrzeń nazywana przedziałem ufności, w której występuje poszukiwana wartość z pewnym z góry założonym prawdopodobieństwem (rys. 11.7). Aby określić granice tej przestrzeni (obszar ufności), należy obliczyć *błędy estymacji* parametrów równania regresji. Wyróżnia się trzy takie błędy (StatSoft 2006):

– błąd standardowy współczynnika kierunkowego:

$$BS_a = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}{N - 2}}}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}} \quad (11.25)$$

gdzie:

BS_a – błąd standardowy współczynnika kierunkowego,

y_i – wartości zmiennej y w i -tym terminie,

$\hat{y}_i$ – wartości zmiennej y w i -tym terminie uzyskane z równania regresji,

$\bar{x}$ – średnia arytmetyczna zmiennej x ,

x_i – wartość i -ta zmiennej x ,

N – liczebność analizowanej próby.

– błąd standardowy parametru położenia (BS_b):

$$BS_b = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}{N - 2} \left(\frac{1}{N} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \right)} \quad (11.26)$$

gdzie:

BS_b – błąd standardowy parametru położenia,

pozostałe ozn. jw.

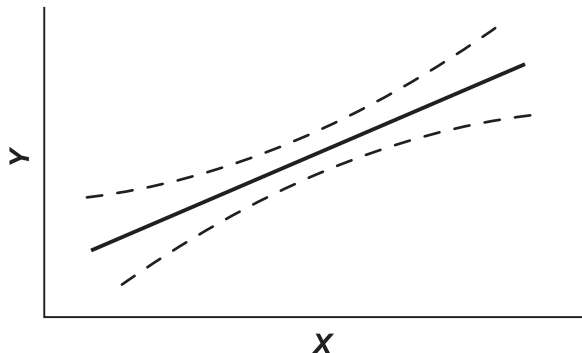
– błąd standardowy linii regresji (BS_y):

$$BS_y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}{N - 2} \left(\frac{1}{N} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \right)} \quad (11.27)$$

gdzie:

BS_y – błąd standardowy linii regresji,

pozostałe ozn. jw.



Rys. 11.7. Regresja liniowa (linia ciągła) i jej obszar ufności (linie przerywane)

11.1.1. Rozkłady statystyczne

Rozkład empiryczny to zestawienie wyników analizowanych zmiennych w postaci szeregu rozdzielczego, na podstawie którego mogą powstać krzywe sumowane częstości (częstotliwości) wraz z wielkościami niższymi (np. krzywa nieosiągnięcia na rys. 9.3) lub wraz z wielkościami wyższymi (np. krzywa przekroczenia na rys. 9.3). Pozwalają one określić, z jakim prawdopodobieństwem wystąpi dane zjawisko w zakresie zmienności empirycznej zamkniętym stanami ekstremalnymi. Prosty wzorem, przytoczonym po raz pierwszy przez Waloddi Weibull (Byczkowski 1996), można to prawdopodobieństwo ustalić (stosuje się również inne wzory niewykorzystane w tej pracy):

$$p = \frac{m}{N + 1} 100\% \quad (11.28)$$

gdzie:

p – prawdopodobieństwo,

m – miejsce elementu w ciągu niemalejącym,

N – liczebność analizowanej próby.

Empiryczne krzywe sumowanych częstości zjawiska powstałe na podstawie małych prób mają najczęściej nieregularny kształt. Nie można ich również ekstrapolować poza obszar zanotowanych zdarzeń, co nie pozwala wnioskować o tym, co się stanie, gdy wartość badanej cechy będzie niższa lub wyższa od zaobserwowanych dotąd stanów ekstremalnych. Dla potrzeb prognozowania statystycznego rozkłady empiryczne dopasowuje się do rozkładów teoretycznych (opisanych funkcjami matematycznymi). Zadanie polega przy tym na udowodnieniu, który z teoretycznych rozkładów prawdopodobieństwa (która z funkcji matematycznych) najbardziej pasuje do rozkładu empirycznego. Funkcję wyznaczającą rozkład prawdopodobieństwa nazywa się dystrybucją rozkładu (Greń 1970).

W teorii prawdopodobieństwa operuje się pojęciem *zmiennej losowej* x . Może ona przyjmować z określonym prawdopodobieństwem konkretne wartości liczbowe (Byczkowski 1996). Funkcję, która określa, jakie jest prawdopodobieństwo tego, że zmienna x przyjmie wartość z konkretnego przedziału jej zmienności, nazywa się *rozkładem prawdopodobieństwa* zmiennej losowej x .

Każdy rozkład statystyczny posiada wielkości stałe wpływające na jego kształt, położenie, ewentualnie punkty ograniczające. Nazywane są one parametrami rozkładu, a ich liczba waha się od 2 do 4 i więcej. Dopasowanie funkcji rozkładu teoretycznego do szeregu danych empirycznych polega na oszacowaniu wielkości tych parametrów tak, by rozkład jak najlepiej pasował do tych danych. Istnieje wiele metod szacowania tych parametrów, przy czym w niektórych rozdziałach niniejszej pracy wykorzystano dwie z nich.

Metoda momentów jest najstarszą metodą szacowania parametrów rozkładu wprowadzoną przez F. G. Fostera (Byczkowski 1996). Opiera się na momentach rozkładu zmiennej losowej, o których już była mowa w tym rozdziale. Metoda ta zakłada, że momenty oszacowane na podstawie rozkładu empirycznego są dobrym estymatorem momentów rozkładu teoretycznego. Jednocześnie dla rozkładów teoretycznych znane są zależności między ich parametrami i momentami tych rozkładów. Obliczenia sprowadzają się więc do obliczenia podstawowych miar opartych na momentach:

- średniej arytmetycznej (moment początkowy pierwszego rzędu),
- odchylenia standardowego (pierwiastek kwadratowy z momentu centralnego drugiego rzędu),
- współczynnika skośności (momentu centralnego trzeciego rzędu).

Parametry funkcji rozkładów teoretycznych oblicza się na podstawie oszacowanych momentów z próby. W tym procesie można posłużyć się algorytmami zaproponowanymi przez G. W. Kite'a (1988), pozwalającymi obliczyć momenty centralne i początkowe.

Metoda największej wiarygodności została opracowana w latach 20. XX w. przez R. A. Fishera (Byczkowski 1996). Punktem wyjścia jest tu funkcja wiarygodności, która pokazuje, jakie jest prawdopodobieństwo otrzymania próby losowej takiej, jaką rzeczywiście zaobserwowano. Dana jest ona wzorem:

$$\ln W = \sum_{i=1}^N \ln f(x_i, g_1, \dots, g_n) \quad (11.29)$$

gdzie:

W – funkcja wiarygodności,

$f(x_i, g_1, \dots, g_n)$ – funkcja gęstości prawdopodobieństwa zmiennej losowej w danej postaci matematycznej i nieznanymi parametrami,

$g_1, \dots, g_n$ – parametry rozkładu,

x_i – wartość i -tej zmiennej x ,

N – liczebność analizowanej próby.

Należy zatem znaleźć taki układ parametrów, przy którym wartość funkcji wiarygodności jest największa. Sprowadza się to do rozwiązania układu równań pochodnych cząstkowych:

$$\frac{\partial \ln W}{\partial g_i} = 0 \quad (11.30)$$

gdzie:

W – funkcja wiarygodności,

g_i – i -ty parametr rozkładu.

Dodajmy, że należy ułożyć tyle równań, ile parametrów występuje w funkcji dopasowywanego rozkładu prawdopodobieństwa.

Próby aproksymacji rozkładów empirycznych *zmiennych dyskretnych* (przyjmujących tylko wielkości w postaci liczb całkowitych) w jednym z rozdziałów monografii dokonano przy użyciu dwóch rozkładów teoretycznych zmiennej dyskretnej. W tab. 11.3 znajduje się ich krótka charakterystyka.

Tabela 11.3. Rozkłady prawdopodobieństwa zmiennych dyskretnych

Rozkład	Funkcja prawdopodobieństwa	Uwagi
Poissona	$P(x = d_w) = \frac{\gamma^d}{d_w!} e^{-\gamma}$	Prawdopodobieństwo, że przy określonej oczekiwanej liczbie zdarzeń λ będzie miało miejsce dokładnie d_w wystąpień. Przykłady zastosowań (niektóre historyczne): • liczba zabitych przez kopnięcie konia w korpusie kawalerii w Prusach w danym roku (Good 1986), • odsetek komórek, które zostaną zakażone przy zadanej liczbie zakażeń, • liczba mutacji w danym odcinku DNA po jego ekspozycji na zadaną dawkę promieniowania, • liczba huraganów występujących w ciągu roku na Północnym Atlantyku, • pojawienie się określonej liczby dni z pokrywą lodową na rzece, • liczba wystąpień danego zjawiska hydrometeorologicznego równocześnie na wielu posterunkach pomiarowych (Pruchnicki 1987).
Geometryczny	$P(x = d_w) = (1 - p_G)^{d_w-1} p_G$	Rozkład geometryczny opisuje ilość prób (d) aż do uzyskania sukcesu w powtarzanym doświadczeniu o stałym rozkładzie dwupunktowym. Skokowa zmienna losowa x ma rozkład geometryczny z parametrem p_G ($0 < p < 1$). Przykłady zastosowań: • w przemyśle – do oznaczania prawdopodobieństwa pojawiania się wadliwych partii towaru, • w bankowości – przy zarządzaniu ryzykiem kredytowym, • w informatyce – przy obliczaniu niezawodności konfiguracji sprzętowych w zestawach komputerowych (Cieciura, Zacharski 2011), • w hydrologii – którego dnia (od początku roku hydrologicznego) wystąpi pierwsze zlodzenie zbiornika wodnego, • w meteorologii – do oznaczania prawdopodobieństwa wystąpienia mgły w konkretnej dekadzie miesiąca (np. prognozy lotniskowe, Pruchnicki 1987).

Objaśnienia: e – podstawa logarytmu naturalnego ($e = 2,71828\dots$); d_w – liczba wystąpień zdarzenia, nieujemna liczba całkowita ($d_w = 0, 1, 2, \dots$); γ – dodatnia liczba rzeczywista równa oczekiwanej (średniej arytmetycznej) liczbie zdarzeń w danym przedziale czasu (wartości oczekiwanej); p_G – parametr rozkładu geometrycznego.

Zmienne losowe ciągle to takie, które mogą przyjmować wszystkie wielkości z danego przedziału liczbowego (wzrost, waga, ilość zużytej energii elektrycznej, temperatura powietrza, natężenie przepływu itp.). Podstawowym rozkładem służącym do opisu zmiennych ciągłych jest rozkład normalny (Gaussa). Pierwsze założenia do matematycznego opisu funkcji tego rozkładu wprowadził Abraham de Moivre w 1738 r., ale dopiero Marquise de Laplace i Carl Friedrich Gauss na przełomie XVIII i XIX w. w pełni go opisali (Le Cam, Lo Yang 2000). Rozkładowi normalnemu podlegają zwykle zmienne, na które wpływa duża ilość niezależnych czynników (np. suma opadów rocznych, średnie roczne natężenie przepływu). Funkcja gęstości rozkładu normalnego wyrażona jest wzorem:

$$p(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (11.31)$$

gdzie:

$p(x)$ – funkcja gęstości prawdopodobieństwa zmiennej x ,

μ – średnia arytmetyczna zbiorowości generalnej,

σ – odchylenie standardowe zbiorowości generalnej,

x_i – wartość i -tej zmiennej losowej,

e – podstawa logarytmu naturalnego ($e = 2,71828\dots$),

π – stała Archimedesesa ($\pi = 3,14159\dots$).

Rozkład ten posiada dwa parametry:

1) μ – opisuje położenie funkcji rozkładu względem osi X . Funkcja gęstości jest względem średniej arytmetycznej symetryczna i w tym punkcie osiąga swoje maksimum;

2) σ – charakteryzuje stopień spłaszczenia funkcji rozkładu (im większa wartość, tym więcej elementów skupionych jest wokół wartości przeciętnej).

Całka gęstości rozkładu normalnego jest nieanalityczna (można obliczyć ją jedynie metodą przybliżoną). Zdecydowanie utrudnia to stosowność tego rozkładu, dlatego też częściej korzysta się z jego wersji standaryzowanej (Wibig 1990). Standaryzacja polega tu na obliczeniu, o ile odchylen standardowych wartość i -tej zmiennej różni się od średniej. Wartość standaryzowaną ($Zs\ x$) obliczamy według wzoru:

$$Zs\ x = \frac{x_i - \acute{S}r\ x}{Os\ x} \quad (11.32)$$

gdzie:

$Zs\ x$ – zmienna standaryzowana,

$Os\ x$ – odchylenie standardowe,

x_i – wartość i -tej zmiennej x ,

$\acute{S}r\ x$ – średnia arytmetyczna analizowanej zmiennej.

Zmienna standaryzowana posiada $\mu = 0$ i $\delta = 1$. Procedura standaryzacji jest często stosowana, gdy chcemy porównywać ze sobą różne zmienne (charakteryzujące się bardzo różną wariancją). Funkcja gęstości rozkładu standaryzowanego ma wtedy postać:

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{z^2 x^2}{2}} \quad (11.33)$$

gdzie:

$p(x)$ – funkcja gęstości prawdopodobieństwa,

pozostałe ozn. – wzór 11.31 i 11.32.

Wartości dystrybuanty (funkcji prawdopodobieństwa przewyższenia lub nieosiągnięcia) standaryzowanego rozkładu normalnego można znaleźć w podręcznikach do statystyki matematycznej (Greń 1970, Zieliński, Zieliński 1990).

W niektórych rozdziałach niniejszej książki rozkłady empiryczne hydrologicznych zmiennych ciągłych aproksymowano kilkoma rozkładami prawdopodobieństwa. Tabela 11.4 zawiera podstawowe informacje o tych rozkładach.

Tabela 11.4. Rozkłady prawdopodobieństwa zmiennych ciągłych

Rozkład (używany skrót)	Funkcja gęstości prawdopodobieństwa	Cechy rozkładu
Logarytmiczno-normalny dwuparametryczny (LN2)	$p(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{[\ln x - \mu]^2}{2\sigma^2}}$	• asymetryczny dodatnio, • jedno maksimum
Logarytmiczno-normalny trójparametryczny (LN3)	$p(x) = \frac{1}{(x - \varepsilon_{LN3})\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{[\ln(x - \varepsilon_{LN3}) - \mu]^2}{2\sigma^2}}$	• asymetryczny dodatnio, • jedno maksimum, • ograniczony od dołu w punkcie ε_{LN3}
Ważne informacje: grupa rozkładów logarytmiczno-normalnych opisana została przez Francisa Galtona, stąd często jest nazywana rozkładami Galtona. Przykłady zastosowań: • w medycynie: do aproksymacji rozkładu ciśnienia tętniczego (dla kobiet i mężczyzn, Makuch i in. 1979), • w ekonomii: do aproksymacji rozkładu dochodu osobistego, • w hydrologii: do aproksymacji rozkładu minimalnych rocznych przepływów, • w meteorologii: do aproksymacji rozkładu maksymalnych sum dobowych opadu (Ritzema 1994).		

Rozkład (używany skrót)	Funkcja gęstości prawdopodobieństwa	Cechy rozkładu
Pearsona typu III; gamma (P3)	$p(x) = \frac{1}{\alpha_{P3} \cdot \Gamma(\beta_{P3})} \cdot \left(\frac{x - \varepsilon_{P3}}{\alpha_{P3}} \right)^{\beta_{P3}-1} \cdot e^{-\left(\frac{x - \varepsilon_{P3}}{\alpha_{P3}} \right)}$	• asymetryczny dodatnio, • ograniczony od dołu w punkcie $x = \varepsilon_{P3}$, • jedno maksimum w punkcie mody rozkładu
Ważne informacje: jeden z grupy siedmiu rozkładów opisanych przez K. Pearsona (1895). Szczególnym jego przypadkiem jest rozkład gamma ($\varepsilon_{P3} = 0$). Przykłady zastosowań: • w hydrologii: do aproksymacji rozkładu przepływów maksymalnych (rocznych i miesięcznych), • w meteorologii: do aproksymacji rozkładu średnich miesięcznych opadów.		
Logarytmiczno-gamma (LG3)	$p(x) = \frac{(\ln x - \ln \varepsilon_{LG3})^{\lambda_{LG3}-1}}{\alpha^{\lambda} \cdot \Gamma(\lambda_{LG3})} \cdot e^{-\left(\frac{\ln x - \ln \varepsilon_{LG3}}{\alpha_{LG3}} \right)}$	• asymetryczny dodatnio, • jedno maksimum, • ograniczony od dołu w punkcie ε_{LG3}
Przykłady zastosowań: • w ekonomii: do aproksymacji rozkładu roszczeń ubezpieczeniowych (Boland 2007), • w neurologii: do aproksymacji rozkładu długości wypustek neuronalnych (dendrytów), • w hydrologii: do aproksymacji rozkładów największych przepływów rocznych.		
Weibulla (W3)	$p(x) = \beta_{W3} \alpha_{W3}^{-\beta_{W3}} (x - \varepsilon_{W3})^{\beta_{W3}-1} \cdot e^{-\alpha_{W3}^{-\beta_{W3}} (x - \varepsilon_{W3})^{\beta_{W3}}}$	• asymetryczny dodatnio, • jedno maksimum, • ograniczony od dołu w punkcie ε_{W3}
Ważne informacje: rozkład opisany po raz pierwszy przez Maurice'a Frecheta w 1927 r. Nazwę zawdzięcza Waloddi Weibullowi, który w 1951 r. opisał kompleksowo jego właściwości (Weibull 1951). Służy do modelowania zjawisk ciągłych, których prawdopodobieństwo wystąpienia zmienia się w czasie. Przykłady zastosowań: • w chemii: do aproksymacji rozkładu wielkości cząstek, • w ekonomii: do aproksymacji rozkładu zwolnień pracowników w firmie, • w przemyśle: do aproksymacji rozkładu bezawaryjnego działania urządzeń, • w hydrologii: do aproksymacji rozkładów przepływów minimalnych, np. n-dniowych lub rocznych.		

Objaśnienia: $p(x)$ – funkcja gęstości prawdopodobieństwa; μ – parametr położenia rozkładów log-normalnych; σ – parametr kształtu rozkładów log-normalnych; α_{P3} – parametr skali rozkładu Pearsona typu III; α_{LG3} – parametr skali rozkładu logarytmiczno-gamma; α_{W3} – parametr skali rozkładu Weibulla; β_{P3} – parametr kształtu rozkładu Pearsona typu III; β_{LG3} – parametr kształtu rozkładu logarytmiczno-gamma; β_{W3} – parametr kształtu rozkładu Weibulla; ε_{LN3} – dolne ograniczenie rozkładu logarytmiczno-normalnego trójparametrycznego; ε_{P3} – dolne ograniczenie rozkładu Pearsona typu III; ε_{LG3} – dolne ograniczenie rozkładu logarytmiczno-gamma; ε_{W3} – dolne ograniczenie rozkładu Weibulla; e – podstawa logarytmu naturalnego; x – zmienna losowa.

Powyższe rozkłady mogą aproksymować zarówno ciągi wartości przeciętnych, jak i ekstremalnych. Istnieją jednak funkcje przydatne wyłącznie do aproksymacji empirycznych rozkładów zdarzeń ekstremalnych. Zostały one zaproponowane przez Maurice'a Fracheta w 1927 r. oraz Ronalda Fishera i Leonarda Tippetta w 1928 r. Służą one do opisu dużej liczby prób losowych (najczęściej o długości roku), w których znajdują się wartości ekstremalne (por. podrozdz. 11.1.C). Do wartości najmniejszych i największych dopasowuje się osobno stosowne rozkłady prawdopodobieństwa. Z istniejących trzech możliwych rozkładów wartości ekstremalnych w niniejszej pracy wykorzystano dwa. Informacje o nich zawiera tab. 11.5.

Tabela 11.5. Rozkłady prawdopodobieństwa wartości ekstremalnych

Rozkład (używany skrót)	Funkcja gęstości prawdopodobieństwa	Cechy rozkładu
Gumbela (E1)	$p_{\min}(x) = \alpha_{E1} \cdot e^{-\alpha_{E1}(x - \beta_{E1}) - e^{-\alpha_{E1}(x - \beta_{E1})}}$ $p_{\max}(x) = 1 - \alpha_{E1} \cdot e^{-\alpha_{E1}(x - \beta_{E1}) - e^{-\alpha_{E1}(x - \beta_{E1})}}$	• asymetryczny, • jedno maksimum w punkcie $x = \hat{S}r x$
Ważne informacje: rozkład opisany przez Emila Gumbela (1935). Przykłady zastosowań: • w hydrologii: do aproksymacji rozkładu rocznych i miesięcznych odpływów maksymalnych		
Fishera- Tippetta typu III (E3)	$p_{\min}(x) = \frac{\beta_{E3}}{\alpha_{E3} - \varepsilon_{E3}} \cdot \left(\frac{x - \varepsilon_{E3}}{\alpha_{E3} - \varepsilon_{E3}} \right)^{\beta_{E3}-1} \cdot e^{-\left(\frac{x - \varepsilon_{E3}}{\alpha_{E3} - \varepsilon_{E3}} \right)^{\beta_{E3}}}$ $p_{\max}(x) = 1 - \frac{\beta_{E3}}{\alpha_{E3} - \varepsilon_{E3}} \cdot \left(\frac{x - \varepsilon_{E3}}{\alpha_{E3} - \varepsilon_{E3}} \right)^{\beta_{E3}-1} \cdot e^{-\left(\frac{x - \varepsilon_{E3}}{\alpha_{E3} - \varepsilon_{E3}} \right)^{\beta_{E3}}}$	• asymetryczny, • ograniczony od dołu w punkcie ε, • jedno maksimum w punkcie $x = \hat{S}r x$
Ważne informacje: rozkład opisany przez Ronalda Fishera i Leonarda Tippetta (1928). Rozkład ten jest w zasadzie szczególnym przypadkiem rozkładu Gumbela. Przykłady zastosowań: • w hydrologii: do aproksymacji rozkładu minimalnych przepływów rocznych		

Objaśnienia: $p_{\min}(x)$ – funkcja gęstości prawdopodobieństwa wartości minimalnych, maksymalnych; $p_{\max}(x)$ – funkcja gęstości prawdopodobieństwa wartości maksymalnych, α_{E1} – parametr skali rozkładu Gumbela; α_{E3} – parametr skali rozkładu Fishera-Tippetta; β_{E1} – parametr kształtu rozkładu Gumbela; β_{E3} – parametr kształtu rozkładu Fishera-Tippetta; ε_{E1} – dolne ograniczenie rozkładu Gumbela; ε_{E3} – dolne ograniczenie rozkładu Fishera-Tippetta; e – podstawa logarytmu naturalnego; x – zmienna losowa.

Każdy rozkład empiryczny może być aproksymowany wieloma różnymi teoretycznymi rozkładami prawdopodobieństwa. Procedura testowania statystycznego pozwala jednak sprawdzić, czy dopasowane funkcje „pasują” do danych empirycznych (por. podrozdz. 11.1.J). Może się jednak zdarzyć, że testy statystyczne

uznają za „dobry” więcej niż jeden rozkład statystyczny. Który z nich zatem najlepiej oddaje wartości rzeczywiste? Jakość dopasowania można sprawdzić, obliczając minimalną *odległość Kołmogorowa* albo stosując jedno z *kryteriów informacyjnych*. Jednym z bardziej rozpowszechnionych jest kryterium H. Akaike. Zaproponowane zostało w roku 1973, a zaimplementowane do zastosowań hydrologicznych w 1994 r. (Mutua 1994). Statystykę tego kryterium można oszacować według prostej formuły:

$$AIC = 2 \sum_{i=1}^n g_i - 2 \sum_{j=1}^N \ln p(x) \quad (11.34)$$

gdzie:

AIC – kryterium informacyjne Akaike,

g_i – i -ty parametr rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej x ,

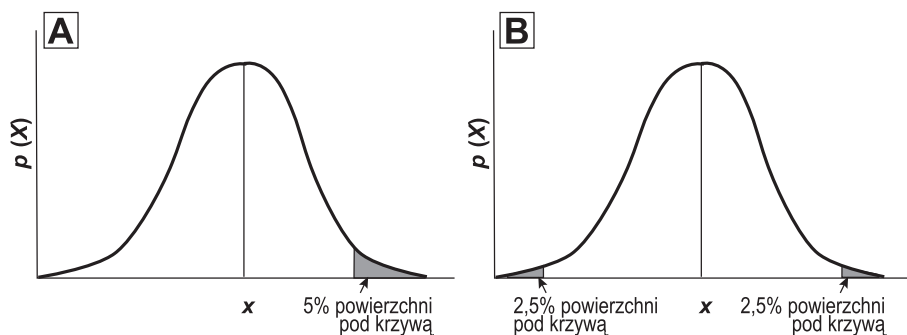
$p(x)$ – funkcja gęstości prawdopodobieństwa zmiennej x .

Jako funkcję najlepiej aproksymującą rozkład empiryczny wybiera się tę, dla której wartość AIC jest najmniejsza. Kryterium to daje możliwość wyboru najlepszej funkcji przy różnej liczbie parametrów. Ograniczeniem jego stosowalności jest wybrana metoda szacowania parametrów rozkładu (nie można go zastosować, gdy parametry zostały oszacowane metodą momentów).

11.1.J. Testy statystyczne

Testowaniem statystycznym nazywamy procedurę postępowania mającą na celu potwierdzenie lub odrzucenie hipotezy zerowej (H_0). Hipoteza ta jest przypuszczeniem dotyczącym rozkładu populacji generalnej (Domański 1990). W opozycji do niej należy postawić hipotezę alternatywną (H_1), którą przyjmuje się w przypadku odrzucenia hipotezy zerowej. Weryfikując hipotezy, można popełnić dwa rodzaje błędów: odrzucić prawdziwą hipotezę zerową (*błąd pierwszego rodzaju*) lub przyjąć fałszywą hipotezę zerową (*błąd drugiego rodzaju*). W praktyce statystycznej stosuje się w zasadzie tylko testy istotności, czyli sprawdzające błąd pierwszego rodzaju. Przed przystąpieniem do procedury testowania należy określić poziom istotności (α), czyli prawdopodobieństwo odrzucenia prawdziwej hipotezy zerowej, na jakie jesteśmy w stanie się zgodzić. W praktyce przyjmuje się najczęściej wielkości 0,01 lub 0,05, które oznaczają, że ryzyko popełnienia błędu pierwszego stopnia wynosi 1% lub 5%.

Wszystkie testy można podzielić na dwie grupy: *testy parametryczne* (wymagają zgodności rozkładu empirycznego z konkretnym rozkładem teoretycznym) oraz *testy nieparametryczne*, do których użycia nie jest wymagana znajomość rozkładu zmiennej. W obu rodzajach testów przy formułowaniu hipotezy zerowej należy jeszcze ustalić zakres obszaru krytycznego testu. Obszar ten może być



Rys. 11.8. Jednostronny i obustronny obszar krytyczny testów (powierzchnia zacieniona) dla $\alpha = 0,05$

Objaśnienia: A – jednostronny (w tym przypadku prawostronny) obszar krytyczny; B – obustronny obszar krytyczny.

obustronny, stosowany najczęściej w sytuacjach, gdy H_1 ma postać nierówności typu $\neq$, lub jednostronny (lewostronny lub prawostronny w zależności od przyjętej hipotezy alternatywnej, rys. 11.8). Obszar jednostronny stosuje się wówczas, gdy H_1 ma postać nierówności typu $>$ lub $<$. Jeżeli wartość statystyki testowej leży w obszarze krytycznym, to hipotezę alternatywną należy odrzucić. Procedura testowania statystycznego składa się z następujących kroków:

- określenie problemu (sformułowanie H_0 i H_1 , określenie położenia obszaru krytycznego i poziomu istotności),
- wybór testu (w zależności od znajomości rozkładu, liczebności próby itp.),
- obliczenie statystyki testowej i przyjęcie lub odrzucenie H_0 (odrzuć lub przyjęcie H_1).

Parametryczny *test Grubbsa-Becka* wprowadzony został przez F. E. Grubbsa i G. Becka (1972). Służy on do wykrywania elementów odstających (możliwość błędnego pomiaru) w szeregach czasowych. Badana jest zmienna losowa y (podlegająca rozkładowi normalnemu). Tworzy się ją następująco:

$$z_i = \ln x_i \quad (11.35)$$

gdzie:

z_i – i -ty element nowej zmiennej losowej z ,

x_i – i -ty element analizowanej zmiennej.

Hipoteza zerowa H_0 brzmi: szereg nie posiada wartości odstających, zaś hipoteza alternatywna H_1 : szereg posiada wartości odstające. Za statystyki testowe T_{GB} uważa się wartości ekstremalne ciągu. Jeżeli wartości te leżą w obustronnym obszarze krytycznym $(-\infty, T_{GBmin}) \cup (T_{GBmax}, +\infty)$, należy odrzucić H_0 . Granice obszaru krytycznego dane są formułami (Ozga-Zielińska i in. 1999):

$$T_{GBmin} = e^{(Sr \cdot z - GB \cdot Os \cdot z)} \quad (11.36)$$

$$T_{GBmax} = e^{(Sr \cdot z + GB \cdot Os \cdot z)} \quad (11.37)$$

gdzie:

T_{GBmin} , T_{GBmax} – granice przedziału krytycznego testu Grubssa-Becka,

$Sr \cdot z$ – średnia arytmetyczna zmiennej z ,

$Os \cdot z$ – odchylenie standardowe zmiennej z ,

e – podstawa logarytmu naturalnego ($e = 2,71828...$),

GB – stała zależna od liczebności szeregu (N) i obliczana według formuły (wielkość prawdziwa dla $\alpha = 0,1$):

$$GB = -3,62201 + 6,28446 \cdot N^{0,25} - 2,49835 \cdot N^{0,5} + \\ + 0,491436 \cdot N^{0,75} - 0,037911 \cdot N \quad (11.38)$$

gdzie:

GB – stała w równaniu statystyki testowej T_{GB} ,

N – liczebność analizowanej próby.

Jeżeli w wyniku testowania stwierdzi się obecność wartości odstających, należy sprawdzić, czy nie powstał *błąd gruby* – czy to podczas pomiaru, czy też na etapie przygotowania danych.

Parametryczny *test t-Studenta* służy weryfikacji istnienia korelacji między zmiennymi. Wprowadził go w 1908 r. chemik pracujący dla browarów Guinnessa – William Sealy Gosset (Mankiewicz 2004)². Hipoteza zerowa H_0 zakłada, że $R = 0$ (brak korelacji). H_1 zakłada istnienie korelacji między analizowanymi zmiennymi. Statystyka testowa dana jest wzorem:

$$T_{ts} = \frac{R\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-R^2}} \quad (11.39)$$

gdzie:

T_{ts} – statystyka t-Studenta,

R – współczynnik korelacji Pearsona,

N – liczebność analizowanej próby.

² Nazwa testu pochodzi od pseudonimu jego twórcy (Student). Został on pierwotnie opublikowany pod tym „nazwiskiem”. W. S. Gosset zdecydował się na taki krok, gdyż władze browaru nie chciały upubliczniać procedury. Test został wymyślony do prostego i taniego monitorowania jakości piwa typu *stout*. Pseudonim nadali autorowi pracownicy browaru, gdyż został on w nim zatrudniony przez właścicieli jako młody absolwent uniwersytetu – wspierali w ten sposób wybitnych absolwentów.

Jeżeli H_0 jest słuszna, to statystyka ma rozkład t-Studenta o $N - 2$ stopniach swobody. Wartość krytyczną testu $T_{tS(kr)}$ należy odczytać z tablic rozkładu t-Studenta (Zieliński, Zieliński 1990) dla wybranego poziomu istotności oraz określonej liczby stopni swobody. Jeżeli T_{tS} leży w obustronnym obszarze krytycznym $(-\infty, T_{tS(kr)}) \cup (T_{GBmax}, +\infty)$, to należy odrzucić H_0 .

Rodzina testów *F-Snedecora* została tak nazwana przez Georga W. Snedecora jako hołd złożony wybitnemu statystykowi Ronaldowi Fisherowi, który opisał tę grupę testów w latach 20. XX w. Pierwszy test służy do weryfikacji hipotezy zerowej o równości wariancji w dwóch próbach niezależnych, pochodzących z populacji o liczebnościach N i M . Hipoteza alternatywna H_1 zakłada brak takiej równości (szereg jest wówczas niejednorodny). Statystyka testowa *F-Snedecora* dana jest wzorem:

$$T_{FSw} = \frac{Wa_N}{Wa_M} \quad (11.40)$$

gdzie:

T_{FSw} – statystyka *F-Snedecora* (równości wariancji),

Wa_N – wariancja z próby o liczebności N ,

Wa_M – wariancja z próby o liczebności M .

Jeżeli H_0 jest słuszna, to statystyka posiada rozkład *F-Snedecora* o $N - 1$ i $M - 1$ stopniach swobody. Wartości krytyczne zestawione zostały w tablicach tego rozkładu. Jeżeli $T_{FSw} > T_{FSw(kr)}$, to należy odrzucić hipotezę zerową i przyjąć alternatywną.

Drugi z testów *F-Snedecora* służy do sprawdzania liniowości równania regresji. Hipoteza zerowa H_0 zakłada, że równanie regresji jest liniowe (odchylenia regresji faktycznej od równania regresji liniowej wynoszą 0). Hipoteza alternatywna przyjmuje zaś, że odchylenia są istotnie różne od zera (brak liniowej regresji). Statystyka testowa ma postać:

$$T_{FSr} = \frac{\left(\frac{\left(\frac{Wa y_{(xi)}}{Wa y} \right)^2}{1 - \left(\frac{Wa y_{(xi)}}{Wa y} \right)} - R^2 \right) \left(\frac{N - R}{R - 2} \right)}{\quad} \quad (11.41)$$

gdzie:

T_{FSr} – statystyka *F-Snedecora* (dla równania regresji),

$Wa y_{(xi)}$ – wariancja w szeregu uzyskanym na podstawie równania regresji,

$Wa y$ – wariancja w próbie zmiennej y ,

R – współczynnik korelacji Pearsona zmiennych x i y ,

N – liczebność próby.

Jeżeli H_0 jest słuszna, to statystyka ma rozkład F-Snedecora o $N - R$ i $R - 2$ stopniach swobody. Jeżeli $T_{FSr} > T_{FSr(kr)}$, odrzucamy hipotezę zerową i przyjmujemy alternatywną.

Test Boxa-Ljunga, wprowadzony przez autorów w roku 1978 (Ljung, Box 1978), wykorzystywany jest najczęściej do weryfikowania istotności autokorelacji. Hipoteza zerowa H_0 zakłada, że dane są rozłożone niezależnie (brak w nich autokorelacji), a alternatywna H_1 , że dane nie są niezależnie rozłożone. Statystyka testowa ma postać:

$$T_{BL} = N(N + 2) \cdot \sum_{i=1}^k \frac{Ra_k^2}{N - 1} \quad (11.42)$$

gdzie:

T_{BL} – statystyka Boxa-Ljunga,

Ra_k – współczynnik autokorelacji w szeregu przy przesunięciu k ,

k – liczba interwałów czasowych o które przesunięto szereg,

N – liczebność analizowanej próby.

Przy założeniu słuszności H_0 statystyka testowa ma rozkład χ^2 o k stopniach swobody. Jeżeli $T_{BL} > T_{BL(kr)}$, hipotezę zerową należy odrzucić i przyjąć alternatywną.

Wśród testów nieparametrycznych duże uznanie zyskał *test serii Walda-Wolfowitza*. Jego zaletą jest możliwość stosowania przy relatywnie małych liczebnościach próbek. Nie ma on również wymagań odnośnie normalności rozkładu zmiennej. W związku z tym test ten jest polecany do wykrywania statystycznej istotności trendów (Próchnicki 1987, Mitosek 2003). Hipoteza zerowa H_0 zakłada, że dobór próbek jest losowy, a H_1 , że losowy nie jest (istnieje tendencja w szeregu czasowym). Procedura testowania polega na oznaczeniu kolejnych elementów szeregu odpowiednim znakiem (na przykład „+” dla wartości wyższych od mediany, a „-” dla wartości od niej niższych). Tak utworzony ciąg znaków składa się z odcinków elementarnych (serii) o tym samym znaku. Statystyką T_s , służącą do weryfikacji hipotezy zerowej, jest liczba serii występujących w szeregu czasowym. Wielkość $T_{S(kr)}$ odczytywana jest z tablic statystycznych tego rozkładu (Zieliński, Zieliński 1990). Jeżeli jest $T_s < T_{S(kr)}$ dla danego poziomu istotności, to H_0 należy odrzucić i przyjąć, że w badanym ciągu występuje istotny trend.

Test χ^2 służy do testowania hipotezy zerowej o niezależności cech pobranych ze zbiorowości generalnej. Zaproponowany został przez K. Pearsona już w 1900 r. (Pearson 1900). Zyskał on szczególną popularność przy weryfikacji H_0 o niezależności dwóch prób pobranych ze zbiorowości generalnej (jeżeli nie są niezależne, to znaczy, że występuje między nimi korelacja). Swą popularność zawdzięcza temu, że można nim testować również niezależność danych jakościowych. Jest to możliwe po zestawieniu danych w tablicy wielodzzielczej (por. podrozdz. 11.1.G):

$$T_{\chi^2} = \sum_{i=1, j=1}^N \frac{(POLE_{ij} - n_{ij})^2}{n_{ij}} \quad (11.43)$$

gdzie:

$T_{\chi^2}^2$ – statystyka testowa χ^2 ,

$POLE_{ij}$ – częstość oczekiwana pola w i -tej kolumnie i j -tym wierszu tablicy wielodzielczej,

$n_{11}, \dots, n_{wi, ko}$ – liczebność przypadków spełniających i -ty warunek cechy y i j -ty warunek cechy x ,

wi – liczba wierszy tablicy wielodzielczej,

ko – liczba kolumn tablicy wielodzielczej.

Uzyskaną statystykę T_{χ^2} należy porównać z wielkością krytyczną, którą odczytuje się dla danego poziomu ufności i określonej liczby stopni swobody. Liczbę stopni swobody określa formuła:

$$SWT\chi^2 = (ko - 1) \cdot (wi - 1) \quad (11.44)$$

gdzie:

$SWT\chi^2$ – liczba stopni swobody statystyki testowej T_{χ^2} ,

pozostałe ozn. jw.

Jeżeli $T_{\chi^2} < T_{\chi^2 (kr)}$, to hipotezę zerową należy odrzucić na korzyść hipotezy alternatywnej H_1 .

Test sumy rang służy m.in. do weryfikacji H_0 dowodzącej symetrii prawdopodobieństwa. Znaczy to, że prawdopodobieństwo, iż dana wartość zmiennej x jest większa od wartości zmiennej y jest takie samo, jak prawdopodobieństwo tego, że wartość zmiennej y jest większa od x . Jeżeli ten warunek jest spełniony, to możemy mówić, iż szereg jest stacjonarny (średnia i wariancja nie zmieniają się w czasie). Pierwsze założenia tego testu przedstawił Gustav Deuchler w 1914 r. (Kruskal 1957), a jego pierwotną formę zaproponował F. Wilcoxon (1945). Została ona następnie zmodyfikowana przez H. B. Manna i D. R. Whitneya (1947).

Wszystkie wartości należy uszeregować niemalejąco, a następnie każdej z nich nadać rangę. Pierwszy wyraz otrzymuje rangę 1, drugi – 2 itd. W przypadku, gdy występuje kilka takich samych wartości rangi, które miałyby otrzymać, należy zsumować i podzielić przez ich liczbę (np. w szeregu wartości: 2, 5, 5, 5, 7, 9 przyznane rangi wyglądają następująco: 1, 3, 3, 3, 5, 6). Statystyka testu dana jest wzorem:

$$T_{SR} = N \cdot M + \frac{N(N+1)}{2} - RANG_1 \quad (11.45)$$

gdzie:

T_{SR} – statystyka testu sumy rang,

$RANG_1$ – suma rang pierwszej próby,

N – liczebność krótszej próby,

M – liczebność dłuższej próby.

Wartości krytyczne testu zostały tabelaryzowane (Zieliński, Zieliński 1990). Jeżeli zachodzi nierówność postaci: $T_{SR} < T_{SR(kr)}$, to dla danego poziomu istotności H_0 zostaje odrzucona na korzyść H_1 .

Test zaproponowany przez Andrieja Kołmogorowa w 1933 r. (Kołmogorow 1933) zwany jest *testem Kołmogorowa-Smirnowa* i wykorzystywany do sprawdzania zgodności rozkładu empirycznego z teoretycznym. Hipoteza zerowa zakłada, że dystrybuanty rozkładu empirycznego i teoretycznego są równe (a więc i ich rozkłady są takie same). Hipoteza alternatywna przyjmuje zaś istnienie statystycznie istotnej różnicy między dystrybuantami, a więc i między rozkładami. Sprawdzeniem testu jest statystyka dana wzorem:

$$T_{KS} = (\sup_x |F(x_e) - F(x_t)|) \cdot \sqrt{\frac{N \cdot M}{N + M}} \quad (11.46)$$

gdzie:

T_{KS} – statystyka testu Kołmogorowa-Smirnowa,

$F(x_e)$ – dystrybuanta rozkładu empirycznego zmiennej x ,

$F(x_t)$ – dystrybuanta rozkładu teoretycznego,

N – liczebność szeregu empirycznego,

M – liczebność szeregu teoretycznego.

Wartości krytyczne statystyki testowej można odczytać z tablic rozkładu granicznego T_{KS} (Zieliński, Zieliński 1990). Jeżeli jest $T_{KS} > T_{KS(kr)}$, to dla danego poziomu istotności hipotezę zerową H_0 należy odrzucić. Warto zwrócić uwagę, że statystyka T_{KS} może nie wykluczyć więcej niż jednego rozkładu. Odległość między dystrybuantami, będąca składnikiem równania 11.46, może zostać wtedy wykorzystana jako proste kryterium wyboru najlepszego rozkładu. Za najlepiej dopasowany można uznać ten, dla którego wartość $\sup_x |F(x_e) - F(x_t)|$ jest najmniejsza.

11.1.K. Analizy wielowymiarowe

Przy bardzo dużej ilości zebranych informacji ich efektywna analiza staje się poważnym problemem. Dlatego też coraz częściej stosuje się metody pozwalające wprowadzić w zgromadzonych zasobach danych pewien porządek, a jednocześnie zredukować liczbę zmiennych przy zachowaniu ładunku informacji, które

wnoszą. Jedną z nich jest *analiza skupień*, polegająca – w dużym uproszczeniu – na klasyfikowaniu badanych elementów w jednorodne grupy, przy jednoczesnej minimalizacji różnic wewnątrzgrupowych i maksymalizacji międzygrupowych. Po raz pierwszy zastosowano ją w antropologii w roku 1932, choć sam termin „analiza skupień” został wprowadzony dopiero w roku 1939 (Tryon 1939). Spośród wielu schematów grupowania danych, w naukach przyrodniczych relatywnie często wykorzystywane są *metody hierarchiczne*. Każdy element traktowany jest tu jako pojedyncze skupienie, a w kolejnych krokach analizy dąży się do uzyskania skupienia obejmującego wszystkie obiekty (metoda aglomeracyjna). Analizę skupień stosuje się najczęściej do wstępnego uszeregowania danych (np. do tworzenia grup poddawanych dalszej analizie statystycznej), czy też do porządkowania baz danych (tworzenie jednolitych grup i przypisywanie do nich nowych elementów). To ostatnie zastosowanie jest powszechnie stosowane np. w algorytmach wyszukiwarek internetowych (Everitt i in. 2011).

W metodzie *grupowania hierarchicznego Warda* każde nowe skupienie powstaje w taki sposób, aby po połączeniu zapewniało ono minimum sumy kwadratów odchyłeń od środka jego ciężkości. Metoda ta uważana jest za bardzo efektywną, dlatego też jest relatywnie często stosowana. Po raz pierwszy zaproponowana została przez J. H. Warda (1963). Formuła grupowania wygląda następująco (Parysek 1982):

$$ESS = \sum_{i=1}^m ds_i^2 - \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N ds_i \right)^2 \quad (11.47)$$

gdzie:

ESS – kryterium Warda,

ds_i – odchylenie i -tego obiektu od środka ciężkości skupienia „ s ”,

N – liczebność analizowanej próby.

Łączenie obiektów prowadzi się dotąd, aż uzyska się tylko jedno skupienie obejmujące wszystkie elementy zbioru.

Kolejnym krokiem w tego rodzaju analizie powinno być określenie optymalnej liczby skupień. Problem ten można rozwiązać na wiele sposobów, jednak – jak podaje J. J. Parysek (1982) – największe zaufanie budzą metody wykorzystujące wielozmienną analizę wariancji. Przegląd najpopularniejszych metod w tym zakresie zawiera opracowanie G. W. Milligana i M. C. Coopera (1985). W jedenastym rozdziale monografii zastosowano *metodę GWZ* (skrót od nazwisk autorów: *Grabiński, Wydymus, Zeliś*), opartą na kryterium odległościowym (Grabiński i in. 1989). Procedura polega tu na obliczaniu ilorazów odległości między powstającymi skupieniami. Pierwszy iloraz obliczamy dla dwóch skupień, a kolejne dla coraz większej ich liczby. Wyniki najlepiej jest prezentować na wykresie (por. rys. 10.2), gdzie na osi odciętych odkładamy liczbę wydzielonych klas, a na osi rzędnych wielkości kryterium *GWZ*. Optymalną liczbę klas określa pierwsze „lokalne maksimum” obliczonej miary.

11.2. Zagadnienia hydrologiczne

Analiza procesów hydrologicznych, ocena przestrzennej i czasowej skali obserwowanych zjawisk, prognozowanie stanu wybranych elementów systemu hydrologicznego wymaga wiarygodnych i porównywalnych informacji o badanych cechach, których estymatorami są różnego rodzaju charakterystyki i parametry, wyrażane liczbą, a więc nadające się do wykorzystania w analizach opartych na statystyce matematycznej. Wydawać by się mogło, że zastosowanie procedur zdefiniowanych w poprzednim podrozdziale powinno zagwarantować prowadzonym analizom dużą wiarygodność, a uzyskiwanym wynikom porównywalność. Jednak często na przeszkodzie stoją przyczyny o charakterze ekonomicznym, technicznym i przyrodniczym.

Przed wszystkim należy zwrócić uwagę, że dostępność ciągów obserwacyjnych charakterystyk hydrologicznych o dostatecznej długości, niezbędnej do wnioskowania statystycznego na podstawie próby losowej, jest bardzo ograniczona. Wiąże się to bowiem z dużymi nakładami finansowymi oraz faktem, że trudno przewidzieć, gdzie w przyszłości prowadzone będą badania. Rozwiązaniem tego problemu są metody i wzory uwzględniające fizyczne uwarunkowania obiegu wody (np. przepływy charakterystyczne, metody analogii czy wzory empiryczne). W badaniach nad zjawiskami ekstremalnymi często pojawia się problem precyzyjnego oszacowania parametrów towarzyszących maksymalnemu natężeniu badanego zjawiska, np. przy wysokich falach wezbraniowych stan wody może być wyższy od urządzenia wodowskazowego, a późniejsze jego odczytanie i niwelacja na podstawie śladów pozostawionych na zatopionych budynkach nie gwarantuje precyzyjnego określenia czasu przejścia kulminacji fali. To zaś bardzo istotnie obniża wiarygodność szacunku przepływów maksymalnych, a co za tym idzie – również prawdopodobnych.

Dzięki coraz szerszej wiedzy o genezie i prawidłowościach w przebiegu zjawisk hydrologicznych powstają metody specyficzne dla tej dziedziny wiedzy, a ich efektem są modele hydrologiczne. Opisują one tzw. system zastępczy, będący uproszczeniem systemu realnego, czyli rzeczywistości, która nie jest w pełni rozpoznana i opisana. W praktyce używane są modele *czarnej* lub *szarej skrzynki*. W pierwszym przypadku nie mamy żadnych dodatkowych informacji o formowaniu zjawiska pomiędzy zmienną wejścia i wyjścia (np. krzywa natężenia przepływu – por. podrozdz. 11.2.A), w drugim zaś posiadamy wiedzę o wybranych determinantach kształtujących zmienną wyjścia (np. algorytm *ET* – por. podrozdz. 11.2.D). Modele hydrologiczne są bardzo ważnym narzędziem hydrologii stosowanej w zakresie prognozowania i symulacji procesów hydrologicznych. Warto jednak zauważyć, że mają one również wysoki walor poznawczy, umożliwiając ocenę wielkości i dynamiki zjawisk hydrologicznych w dowolnej skali i na dowolnym etapie cyklu hydrologicznego. Przykłady takiego podejścia znajdzie Czytelnik w poniższym podrozdziale.

11.2.A. Charakterystyki pomiarowe

Do większości analiz hydrologicznych niezbędne są dane pomiarowe. Służą one konstrukcji, kalibracji i weryfikacji modeli hydrologicznych, a także pozwalają na wnioskowanie o istotności obserwowanych zmian przestrzennych i czasowych. Są również podstawą do obliczeń inżynierskich, służących projektowaniu obiektów i systemów wodnogospodarczych, a także ocenie zasobów wodnych. Pomiarów obiektów i zjawisk hydrologicznych, podobnie do innych dziedzin gromadzących dane o środowisku przyrodniczym, mają wysoce niejednorodny charakter. Pojawiające się błędy pomiarowe (losowe i systematyczne) sprawiają, że niepewność uzyskiwanych wyników jest zawsze duża. Dlatego bardzo ważne jest określenie wielkości błędu pomiarowego (o ile jest to możliwe) oraz sprecyzowanie procedury i warunków wykonywania pomiaru, tak aby można było je uwzględnić przy interpretacji uzyskiwanych wyników analiz.

Do podstawowych ilościowych charakterystyk pomiarowych wód powierzchniowych wykorzystanych w opracowaniu należy zaliczyć:

- *stan wody (HW)* – wzniesienie zwierciadła wody ponad poziom zera wodowskazu [cm],

- *natężenie przepływu* lub *przepływ (Q)* – objętość wody przepływająca w jednostce czasu przez zwilżony przekrój poprzeczny koryta [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$].

W zlewniach eksperymentalnych (por. rozdz. 1, 2, 3) przepływy szacowane były na podstawie automatycznych pomiarów o interwale 15 minut – Q_{15} , zaś przepływ dobowy (średni dobowy) uzyskiwano jako prostą średnią arytmetyczną z tych pomiarów (wzór 11.1). W pozostałych rozdziałach dane o przepływach pochodziły ze standardowej sieci pomiarowej Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej – Państwowego Instytutu Badawczego, gdzie przepływ dobowy (średni dobowy), w zależności od typu posterunku wodowskazowego, utożsamiany był z wynikiem pomiaru z godziny 6.00 czasu uniwersalnego lub obliczany jako średnia ważona z pomiarów terminowych, albo uśredniany w oparciu o dane limniograficzne (zapis ciągły).

Ciągły monitoring przepływu rzeczno jest niezmiernie trudny z uwagi na wysokie koszty aparaturowe oraz techniczne warunki instalacji urządzeń pomiarowych. Jedyne w zlewni Sokołówni (por. rozdz. 1 i 2) ciągłe pomiary przepływu były prowadzone za pomocą przepływomierzy Teledyne ISCO. W pozostałych przypadkach monitorowaniu podlegały stany wody, zaś przepływy szacowano w oparciu o *krzywą natężenia przepływu (krzywą konsumcyjną)*. U jej podstaw leży założenie, że stany wody i przepływy w danym przekroju poprzecznym koryta pozostają w ścisłym związku regresyjnym, zazwyczaj nieliniowym, zależnym od kształtu geometrycznego koryta (por. podrozdz. 11.1.H). Związek ten wyrażany jest funkcją:

$$Q = f(HW) \quad (11.48)$$

gdzie:

Q – natężenie przepływu [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$],

HW – stan wody [cm].

Podstawą identyfikacji opisywanej krzywej są wyniki pomiarów natężenia przepływu przy określonych stanach wody, reprezentujących w miarę możliwości całkowity przedział ich zmienności, obejmujący zarówno stany przeciętne, jak i ekstremalne (por. rys. 3.1).

Praktyczne wykorzystanie przedstawionego związku wymaga wybrania odpowiedniej funkcji matematycznej i dopasowania jej parametrów. Najszerze zastosowanie znalazła funkcja potęgowa, opisana *równaniem R. A. Harlachera*:

$$Q = a (HW - B)^n \quad (11.49)$$

oraz wielomian II stopnia zaproponowany przez *J. F. Bubendeya*:

$$Q = a + b(HW) + c(HW)^2 \quad (11.50)$$

gdzie:

Q – natężenie przepływu [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$],

HW – stan wody [cm],

B – stała odpowiadająca stanowi wody, przy którym przepływ wynosi zero,

a, b, c, n – parametry równań.

Parametry tych równań można identyfikować metodami graficznymi lub analitycznymi, szeroko omówionymi w literaturze przedmiotu (Dębski 1970, Lambor 1971, Ozga-Zielińska, Brzeziński 1994, Byczkowski 1996, Pociask-Karteczka 2006). Warto dodać, iż w praktyce hydrologicznej szczególnie ważne jest uwzględnianie sezonowych zmian krzywej przepływu, związanych z zakłócaniem swobodnego ruchu wody przez zjawiska lodowe oraz zarastanie koryta. W efekcie stosuje się współczynniki redukcji letniej i zimowej, służące do przeliczania przepływów z krzywej podstawowej.

Do charakterystyk ilościowych, związanych z pomiarami wód podziemnych i ich przejawami na powierzchni terenu należy zaliczyć:

– *głębokość do wody (G)* – różnica między rzędną terenu i rzędną swobodnego zwierciadła wody podziemnej w studni lub piezometrze [cm],

– *stan wody podziemnej (HP)* – wzniesienie zwierciadła wody podziemnej ponad poziom morza [m n.p.m.],

– *wydajność (wydatek) źródła (QZ)* – objętość wody wydostającej się ze szczeliny lub miejsca rozcięcia strefy saturacji w jednostce czasu [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ lub $\text{dm}^3 \cdot \text{min}^{-1}$]. Jeśli wydajności nie można zmierzyć w miejscu wydostawania się wody na powierzchnię, dokonuje się pomiaru w miejscu koncentracji odpływu.

W zakresie jakościowych cech wody bezpośrednim pomiarom podlegały następujące parametry:

- *temperatura wody* (T) – mierzona w miejscu zacienionym [$^{\circ}\text{C}$],
- *odczyn wody* (pH) – odzwierciedlający skalę kwasowości i zasadowości roztworów wodnych, oparty na aktywności jonów hydroniowych $[\text{H}_3\text{O}^+]$. Definiowany jako ujemny logarytm dziesiętny aktywności jonów hydroniowych, wyrażonej w molach na liter $[\text{mol} \cdot \text{dm}^{-3}]$. Odczyn dla wód mieści się w przedziale 0–14; roztwory kwaśne: $pH < 7$, zasadowe: $pH > 7$, obojętne: $pH = 7$. Należy zauważyć, że w celu obliczenia średniego odczynu poszczególne pH należy przeliczyć na stężenia jonów wodorowych i z nich uzyskać wartość średnią według formuły 11.1. Średnie stężenie jonów ponownie należy przeliczyć na jednostki pH ,
- *przewodnictwo elektrolityczne właściwe (konduktywność)* (SEC) – miara pokazująca zawartość jonów, które są nośnikiem ładunku elektrycznego. Określa też stopień mineralizacji wody, a pośrednio jej zanieczyszczenie $[\mu\text{S} \cdot \text{cm}^{-1}]$,
- *stężenie tlenu rozpuszczonego* (O_2) – zawartość tlenu w jednostce objętości wody $[\text{mg} \cdot \text{dm}^{-3}]$,
- *mętność wody* (NTU) – właściwość optyczna polegająca na rozproszeniu i absorbowaniu części widma promieniowania widzialnego przez cząstki stałe obecne w wodzie $[NTU]$,
- *stężenie jonów chlorkowych* (Cl^-) – zawartość jonów chlorkowych w jednostce objętości wody $[\text{mg} \cdot \text{dm}^{-3}]$,
- *stężenie azotu azotanowego* (N-NO_3^-) – zawartość azotu-azotanowego w jednostce objętości wody $[\text{mg} \cdot \text{dm}^{-3}]$.

11.2.B. Miary odpływu

Odpływ jest pojęciem szeroko stosowanym w analizach hydrologicznych. Definiowany jest jako objętość wody, która odpłynęła z danego obszaru w pewnym okresie czasu. Z uwagi na fakt, iż obszary te delimitowane są przebiegiem działów wodnych, odpływ szacowany jest w przekroju kontrolnym koryta zamykającego zlewnię rzeczną:

$$V = 86400 \cdot d \cdot \dot{S}rQ \quad (11.51)$$

gdzie:

V – suma odpływu w danym okresie $[\text{m}^3]$,

d – liczba dni badanego okresu,

$\dot{S}rQ$ – średnie natężenie przepływu w tym okresie $[\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}]$.

Wielkość odpływu można wyrazić za pomocą miar względnych. Jedną z powszechnie używanych charakterystyk jest *odpływ jednostkowy*, nazywany niekiedy *modułem odpływu*. Wskazuje on, ile wody odpływa w ciągu sekundy z jednego kilometra kwadratowego powierzchni zlewni:

$$q = \frac{1000 \cdot \dot{S}rQ}{A} \quad (11.52)$$

gdzie:

q – odpływ jednostkowy [$\text{dm}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$],

$\dot{S}rQ$ – średnie natężenie przepływu [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$],

A – powierzchnia zlewni [km^2].

Miara ta dobrze nadaje się do porównywania odpływu ze zlewni różniących się powierzchnią. Ponadto umożliwia porównywanie odpływu w okresach o różnych interwałach czasowych, np. odpływ z wybranego miesiąca z odpływem rocznym.

Inną miarą względną jest *warstwa (wskaźnik) odpływu*. Określa on teoretyczną wysokość warstwy wody pochodzącej z odpływu „rozlanej” na powierzchni zlewni:

$$H = \frac{V}{A \cdot 1000} \quad (11.53)$$

gdzie:

H – warstwa odpływu [mm],

V – suma odpływu [m^3],

A – powierzchnia zlewni [km^2].

Charakterystyka ta umożliwia również porównywanie odpływu ze zlewni o różnych powierzchniach. Ze względu na jednostki jest ona adekwatna do miar reprezentujących składowe bilansu wodnego (opad, parowanie, retencja).

11.2.C. Przepływy i odpływy charakterystyczne

Praktyka hydrologiczna oraz badania różnorodnych właściwości reżimu rzecznego wymagają znajomości charakterystyk przepływu (odpływu) formującego się przy różnych stanach retencji w zlewni (stany przeciętne i ekstremalne). Standaryzacja procedur prowadzących do obliczania takich charakterystyk zaowocowała powstaniem liczego zbioru charakterystyk miarodajnych zwanego *przepływami charakterystycznymi*.

Wśród nich w analizach hydrologicznych powszechne zastosowanie znalazły *przepływy główne*. Obliczane są one zazwyczaj na podstawie przepływów dobowych dla okresów miesięcznych lub rocznych. Do przepływów głównych *I stopnia* zalicza się cztery podstawowe charakterystyki:

- WQ – wysoki przepływ – wartość maksymalna,
- SQ – średni przepływ – średnia arytmetyczna,
- ZQ – zwyczajny przepływ – mediana,
- NQ – niski przepływ – wartość minimalna.

Na podstawie każdego z czterech wymienionych wyżej typów przepływów I stopnia można oszacować cztery przepływy główne II stopnia. Wykonuje się tu analogiczne operacje matematyczne (maksimum, minimum, średnia, mediana) i dodaje do symbolu jedną literę (z przodu), oznaczającą rodzaj wykonanego działania matematycznego. Jeśli np. przepływy I stopnia określone były dla poszczególnych lat, to przepływy II stopnia odnosić się będą do okresu wieloletniego. Dla przepływów wysokich można wyznaczyć:

- WWQ – wielki wysoki przepływ – maksymalna wartość ze zbioru WQ ,
- SWQ – średni wysoki przepływ – prosta średnia arytmetyczna ze zbioru WQ ,
- ZWQ – zwyczajny wielki przepływ – mediana ze zbioru WQ ,
- NWQ – niski wielki przepływ – minimalna wartość ze zbioru WQ .

Analogiczne operacje można prowadzić dla przepływów średnich (WSQ , SSQ , ZSQ , NSQ), zwyczajnych (WZQ , SZQ , ZZQ , NZQ) oraz niskich (WNQ , SNQ , ZNQ , NNQ). W sumie można zatem wyznaczyć 16 przepływów głównych II stopnia. Standardowo ich jednostką są $[m^3 \cdot s^{-1}]$. W celu zapewnienia możliwości porównywania uzyskanych wyników między zlewniami o różnej wielkości, przepływy te można przedstawić w postaci odpływów jednostkowych (wzór 11.52). W takim przypadku w nazwie miary literę Q zastąpi q , np. WWq , SNq , Wq , Sq . Jednocześnie wymienione wyżej przepływy charakterystyczne I i II stopnia (także jednostkowe) można uzyskać dla szeregów złożonych z jednoimiennych miesięcy, np. SQ_{IV} , WSQ_X , NNQ_{III} itp., a nawet dla poszczególnych dni, np. NQ_{3V} czy SSQ_{28XI} (por. rozdz. 9).

Odrębną grupę przepływów charakterystycznych stanowią *przepływy okresowe*. W ogólności są one definiowane jako przepływy o określonym czasie trwania wraz z wyższymi, a wyznaczane na podstawie kwantyli rozkładu empirycznego (por. podrozdz. 11.1.C). W praktyce hydrologicznej często używa się percentyli rozkładu dla szeregów nierosnących (*krzywa czasów trwania przepływu wraz z wyższymi*). Dla przykładu, zapis $Q_{95\%} = 2 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ oznacza, że przez 95% dni w roku przepływ był równy lub wyższy od $2 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$.

Bardzo ważne informacje hydrologiczne płyną z analizy *przepływów prawdopodobnych*. Są to takie przepływy okresowe, których częstotliwość odnosi się do zdarzeń, które dopiero zrealizują się w przyszłości. Przyjmuje się tu założenie, że obecnie obserwowana częstotliwość zjawiska będzie również miała miejsce w przyszłości. Podstawą analiz jest dopasowanie teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa do danych empirycznych (podrozdz. 11.1.I). Może być obliczana wielkość przepływu dla zadanego prawdopodobieństwa jego przekroczenia lub nieosiągnięcia, np. $Q_{p1\%}$ – przepływ o prawdopodobieństwie przekroczenia równym 1%, jak też można obliczyć prawdopodobieństwo pojawienia się przepływu niższego niż zadany, np. prawdopodobieństwo przepływu, który spowoduje problemy w funkcjonowaniu ujęcia wodnego.

11.2.D. Formy odpływu

Rozpoznanie wielkości i dynamiki różnych form odpływu odgrywa ogromną rolę w identyfikacji reżimu rzecznego, głównie z uwagi na możliwość dokonywania dogłębnej oceny hydrologicznej oraz hydrogeologicznej struktury odpływu. Woda płynąca korytem rzeczonym może pochodzić z trzech form zasilania:

- ze spływu powierzchniowego – formowanego przez wody spływające po powierzchni w strefie bezpośredniego zasilania koryta wskutek podniesienia zwierciadła wody podziemnej do poziomu rzędnej terenu (spływ podniesionego zwierciadła) lub po skałach nieprzepuszczalnych albo silnie przesuszonych (spływ przedinfiltracyjny). Okresowo może formować się również wtedy, gdy natężenie opadu przekracza natężenie infiltracji (spływ ponadinfiltracyjny),
- ze spływu podpowierzchniowego – formowanego przez wody opadowe przemieszczające się u podstawy profilu glebowego lub w pokrywach zwietrzelinowych,
- z odpływu podziemnego – formowanego przez wody pochodzące z drenowania warstwy saturacji strefy aktywnej wymiany zlewni.

Dwie pierwsze formy przyjęto nazywać szybkimi (*quick flow*), gdyż pojawiają się zwykle na krótko w efekcie impulsu opadowego lub roztopowego. Sumaryczną objętość wody trafiającej do koryta rzecznego w wyniku spływu powierzchniowego i podpowierzchniowego nazywa się też *odpływem bezpośrednim*, który został wywołany *opadem efektywnym*. Odpływ podziemny (*base flow*) formuje się zdecydowanie wolniej, z uwagi na tempo procesu infiltracji, filtracji, a w końcu drenażu, realizujących się w strefach aeracji, saturacji i kontaktu z korytami rzek.

Jedną z metod identyfikacji poszczególnych form odpływu jest metoda rozdziału hydrogramu przepływu, bazująca na jego przebiegu i kształcie geometrycznym. Przyjmuje się, że w okresach międzywezbrowniowych zasilanie koryta pochodzi wyłącznie z odpływu podziemnego (odpływ podziemny równy jest całkowitemu). Natomiast podczas przechodzenia fali wezbrowniowej dokonuje się separacji hydrogramu w celu identyfikacji pojawiających się szybkich składowych form odpływu (powierzchniowy, podpowierzchniowy). W opracowaniu wykorzystano algorytm *ET*, służący ocenie wielkości strumienia wód podziemnych pojawiających się w korycie cieku w wyniku drenażu poziomu wodonośnego (Tomaszewski 2001). Wielkości te uzyskiwane są w przedziałach dobowych. Jedynymi danymi wejściowymi do modelu są dobowe wartości przepływu całkowitego, zaś cała procedura opiera się na informacjach płynących z geometrycznego kształtu hydrogramu przepływu (por. rys. 3.10).

Procedura separacji hydrogramu przepływu pozbawiona jest subiektywnych decyzji interpretacyjnych. Nie posiada *a priori* zdefiniowanych parametrów wejściowych. Wszystkie zmienne sterujące procesem rozdziału hydrogramu są pochodnymi jego kształtu. Zastosowanie skali logarytmicznej (logarytmy naturalne)

w procedurze separacji sprawia, że w końcowym etapie, po zdelogarytmowaniu, wyinterpolowane proste odcinki recesji przepływu stają się krzywymi wyższego rzędu (funkcje wykładnicze). Jest to istotną zaletą procedury, choćby z uwagi na fakt, że większość metod konstrukcji krzywych wysychania aproksymuje je funkcjami typu wykładniczego. Warto także przypomnieć, iż u podstaw procedury znajduje się założenie, iż tempo wzrostu zasilania podziemnego w okresie wezbrania nie może być większe niż przeciętne tempo propagacji przepływu. W celu właściwego dopasowania linii rozdziału w dniach rozpoczynających i kończących rok hydrologiczny uwzględnia się dane z roku poprzedniego i następnego. Ostatnią godną podkreślenia właściwością algorytmu jest fakt, iż eksperyment polegający na zastosowaniu powyższej procedury jest w pełni powtarzalny. Dokładny opis metody i przykłady zastosowania zawiera opracowanie E. Tomaszewskiego (2001).

W efekcie zastosowania opisanego powyżej algorytmu oszacowano w przedziałach dobowych, miesięcznych i rocznych:

- średni odpływ powierzchniowy i podpowierzchniowy – Q_{pw} ,
- średni odpływ podziemny – Q_{pd} .

Uzyskane wartości bezwzględne można również przedstawić w postaci odpływów jednostkowych: q_{pw} , q_{pd} .

Jedną z ważnych i uznanych charakterystyk struktury zasilania jest *współczynnik zasilania podziemnego*, będący wyrażonym w procentach ilorazem odpływu podziemnego i całkowitego:

$$WZP = \frac{Q_{pd}}{Q} \cdot 100\% \quad (11.54)$$

gdzie:

WZP – współczynnik zasilania podziemnego [%],

Q_{pd} – średnie natężenie odpływu podziemnego [$m^3 \cdot s^{-1}$],

Q – średnie natężenie odpływu całkowitego [$m^3 \cdot s^{-1}$].

Charakterystyka ta dobrze odzwierciedla zasobność wód podziemnych strefy hydrologicznie czynnej oraz jest przydatna przy definiowaniu i identyfikacji reżimów rzecznych.

Fragment hydrogramu przepływu rzeki, charakteryzujący się powolnym i systematycznym jego zmniejszaniem, które jest wywołane drenażem i wyczerpywaniem się zasobów podziemnej retencji czynnej przy braku bieżącego zasilania, nosi nazwę *krzywej wysychania (krzywej recesji przepływu)* (Radczuk, Szarska 1986, Jokiel 1994b, Gutry-Korycka 1997, Szymkiewicz, Gąsiorowski 2010, Tokarczyk 2010). Krzywa wysychania jest zatem obrazem swobodnej „odpowiedzi” (faza reżimu własnego) zbiorników wód podziemnych zlewni drenowanych przez system rzeczny. W jej uproszczonym modelu matematycznym

zakłada się, że odpływ z warstwy wodonośnej jest proporcjonalny do iloczynu powierzchni jej przekroju czynnego i zmiennego spadku linii energii strumienia wód podziemnych. Zgodnie z prawami Boussinesqua-Maillete'a, wydajność zbiornika wód podziemnych i jej spadek w czasie jest funkcją jego aktualnego napełnienia, a zatem zależności te można opisać stosownymi równaniami wyprowadzonymi w oparciu o formułę rekurencyjną. Najprostszym przykładem takiej zależności jest związek wydajności źródła ze stopniem napełnienia zbiornika wód podziemnych drenowanego przez ten wypływ. Do matematycznego opisu krzywych wysychania służą najczęściej funkcje eksponencjalnego spadku w postaci:

$$\text{dla zlewni:} \quad Q_t = (Q_0 - Q_p) \exp(-\alpha_w \cdot t) + Q_p \quad (11.55)$$

$$\text{dla źródła:} \quad QZ_t = QZ_0 \exp(-\alpha_w \cdot t) \quad (11.56)$$

gdzie:

Q_t – natężenie przepływu po czasie t [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$],

Q_0 – początkowe natężenie przepływu [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$],

QZ_t – natężenie wydatku źródła po czasie t [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$],

QZ_0 – początkowe natężenie wydatku źródła [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$],

Q_p – natężenie przepływu podstawowego (bazowego) [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$],

α_w – współczynnik wysychania (recesji przepływu lub wydajności).

Współczynnik wysychania α_w jest wartością niemianowaną i wprost proporcjonalną do tempa wysychania i spadku zasobów (im większy, tym większe nachylenie krzywej wysychania oraz szybsze tempo wyczerpywania zasobów). *Wzorcowa krzywa wysychania* jest szczególnym przypadkiem krzywej wysychania, gdyż jej formuła określana jest dla warunków przeciętnych, a zatem nosi znamiona krzywej przeciętnej. Odzwierciedla średnie tempo wyczerpywania się zasobów wód podziemnych równomiernie rozłożonych w zlewni, wokół którego oscylują realne prędkości wysychania pojedynczych odcinków recesji zaobserwowanych na hydrogramie przepływu z wielolecia (por. rys. 3.9). Warto też podkreślić, iż krzywa wzorcowa winna obejmować cały przedział zmienności odpływu podziemnego, od maksimum odpowiadającego największym zasobom (Q_0) po minimum (Q_p), które jest zwykle niższe od NNQ i odpowiada zasobom trudnoszczerpywalnym (Jokiel 1994b).

Identyfikacja równania wzorcowej krzywej wysychania, a w szczególności współczynnika α_w , pozwala oszacować nie tylko przeciętne tempo wyczerpywania zasobów potamicznych wód podziemnych zlewni, lecz także określić stan tych zasobów, odpowiadający danemu Q_p , czyli tzw. potencjał zasobności (W_t). Średni potencjał zasobności wskazuje ilość wody zgromadzoną w zbiornikach wody podziemnej przy średnim wydatku źródła lub średnim odpływie podziemnym:

$$\dot{S}rW = \frac{86400 \cdot \dot{S}rQZ}{\alpha_w} \quad (11.57)$$

gdzie:

$\dot{S}rW$ – średni potencjał zasobności [m^3],

$\dot{S}rQZ$ – średni wydatek źródła (natężenie odpływu podziemnego) [$m^3 \cdot s^{-1}$],

α_w – współczynnik wysychania.

Maksymalny potencjał zasobności oblicza się według wzoru:

$$MaxW = \frac{86400 \cdot MaxQZ}{\alpha_w} \quad (11.58)$$

gdzie:

$MaxW$ – maksymalny potencjał zasobności [m^3],

$MaxQZ$ – maksymalny wydatek źródła (natężenie odpływu podziemnego) [$m^3 \cdot s^{-1}$],

α_w – współczynnik wysychania.

Tempo wymiany wód podziemnych strefy aktywnej wymiany można opisać współczynnikiem odnawialności:

$$\eta = \frac{VZR}{\dot{S}rW} \quad (11.59)$$

gdzie:

η – współczynnik odnawialności,

VZR – średnia roczna suma odpływu wód źródłanych (suma odpływu podziemnego) [m^3],

$\dot{S}rW$ – średni potencjał zasobności [m^3].

Współczynnik ten pokazuje, ile razy w roku wymieniany jest średni potencjał zasobności lub też jak długo trwa jego wymiana.

Reżim źródeł odgrywa bardzo ważną rolę w strukturze odpływu niektórych zlewni. Dynamika wydajności wypływów jest jednocześnie odzwierciedleniem ustroju hydrogeologicznego drenowanego poziomu (zbiorowiska) wód podziemnych. Badania nad tym zagadnieniem prowadzone były od bardzo dawna i już R. Maillet na początku XX w. zdefiniował współczynnik zmienności wydajności źródła (1905):

$$C_{Ma} = \frac{MaxQZ}{MinQZ} \quad (11.60)$$

gdzie:

C_{Ma} – współczynnik zmienności wydatku źródła wg Maillete'a,

$MaxQZ$ – maksymalna wydajność źródła w badanym okresie [$dm^3 \cdot s^{-1}$],

$MinQZ$ – minimalna wydajność źródła w badanym okresie [$dm^3 \cdot s^{-1}$].

Uzyskiwane dla poszczególnych wpływów współczynniki pozwalają zaklasyfikować je do grup źródeł stałych: $1 < C_{Ma} < 2$, mało zmiennych: $2 < C_{Ma} < 10$; zmiennych: $10 < C_{Ma} < 50$ i bardzo zmiennych: $C_{Ma} > 50$ (Wieczysty 1982).

Podobny współczynnik zmienności został określony w okresie międzywojennym, ale już w nieco innej formie, zaproponowany przez O. E. Meinzera (1923):

$$C_{Mn} = \frac{MaxQZ - MinQZ}{\dot{S}rQZ} \cdot 100\% \quad (11.61)$$

gdzie:

C_{Mn} – współczynnik zmienności wydajności źródła według Meinzera,
 $MaxQZ$ – maksymalna wydajność źródła w badanym okresie [$dm^3 \cdot s^{-1}$],
 $MinQZ$ – minimalna wydajność źródła w badanym okresie [$dm^3 \cdot s^{-1}$],
 $\dot{S}rQZ$ – średnia wydajność źródła w badanym okresie [$dm^3 \cdot s^{-1}$]

W oparciu o ten współczynnik można wyróżnić źródła stałe: $0 < C_{Mn} < 25\%$, mało zmienne: $25\% < C_{Mn} < 100\%$ i zmienne: $C_{Mn} > 100\%$ (Křiž 1973, Kresič, Stefanovič 2009).

Udział wód źródłanych w strukturze odpływu rzeczny dobrze obrazuje *współczynnik drenowania punktowego zlewni*:

$$WDP = \frac{\dot{S}rQZ}{\dot{S}rQ} \cdot 100\% \quad (11.62)$$

gdzie:

WDP – współczynnik drenowania punktowego zlewni [%],
 $\dot{S}rQZ$ – średnia wydajność wszystkich źródeł w zlewni [$m^3 \cdot s^{-1}$],
 $\dot{S}rQ$ – przepływ średni w przekroju zamykającym zlewnię [$m^3 \cdot s^{-1}$],

Informuje on o roli drenażu punktowego w odpływie rzeczny; jego relacja do średniego odpływu podziemnego pozwala też ocenić inne formy drenażu: liniowy i powierzchniowy.

Odpływu bezpośredni, jak wspomniano na początku tej części rozdziału, kształtuje falę wezbraniową formującą się w korycie rzeczny. Natężenie i rozkład opadu efektywnego oraz sposób jego transformacji w drodze do koryta rzeczny znajduje odzwierciedlenie w kształcie fali wezbraniowej. Kształt ten, w zależności od potrzeb, można opisać różnymi miarami. Dla przykładu, A. Ciepielowski (1987) proponuje opisywać kształt fali *współczynnikiem smukłości fali wezbraniowej*:

$$WSF = \frac{t_{op}}{t_{wz}} \cdot 100\% \quad (11.63)$$

gdzie:

WSF – współczynnik smukłości fali wezbraniowej,

t_{op} – czas opadania fali wezbraniowej [min],

t_{wz} – czas wznoszenia fali wezbraniowej [min].

Natomiast *współczynnik kształtu fali wezbraniowej* wprowadził do polskiej literatury hydrologicznej J. Stachý (1984):

$$WKF = \frac{2}{1 + WSF} \quad (11.64)$$

gdzie:

WKF – współczynnik kształtu fali wezbraniowej,

WSF – współczynnik smukłości fali wezbraniowej.

W oparciu o przepływy chwilowe, mierzone np. z interwałem 15-minutowym (Q_{15}), można też dokonać opisu symetrii fali wezbraniowej, obliczając *współczynnik symetrii fali wezbraniowej*:

$$WSyF = \frac{\Delta LQ_{15+}}{\Delta LQ_{15-}} \quad (11.65)$$

gdzie:

$WSyF$ – współczynnik symetrii fali wezbraniowej,

ΔLQ_{15+} – liczba okresów 15-minutowych z przyrostem natężenia przepływu,

ΔLQ_{15-} – liczba okresów 15-minutowych ze spadkiem natężenia przepływu.

Jeżeli współczynnik przyjmuje wartość mniejszą od 1, oznacza to, że fala wezbraniowa charakteryzuje się lewostronną asymetrią (czas propagacji fali jest dłuższy od czasu recesji). Jeżeli współczynnik symetrii przyjmuje wartość większą niż 1, asymetria fali jest prawostronna (czas propagacji fali wezbraniowej jest krótszy od czasu recesji).

Inną ciekawą miarą przybliżającą kształt fali jest *współczynnik gładkości fali wezbraniowej*:

$$WGF = \frac{\Delta LQ_{15+/-}}{LQ_{15}} \quad (11.66)$$

gdzie:

WGF – współczynnik gładkości fali wezbraniowej,

$\Delta LQ_{15+/-}$ – liczba zmian kierunku wzrostów bądź spadków natężenia przepływu między pomiarami,

LQ_{15} – liczba 15-minutowych okresów pomiarów natężenia przepływu.

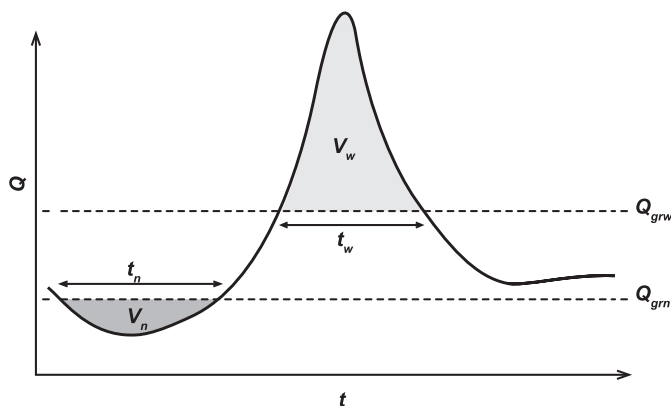
Kiedy fala wezbraniowa ma prosty kształt (tylko w jednym okresie pomiarowym istnieje zmiana tendencji ze wzrostów natężenia przepływu na spadki), współczynnik przyjmuje wartość 0. Im więcej jest „lokalnych zmian” natężenia przepływu (fala wezbraniowa „uzbrojona jest w liczne zęby”), tym większy jest współczynnik gładkości (Bartnik, Tomalski 2010).

11.2.E. Fazy odpływu

Pod pojęciem faz odpływu rozumie się zdarzenia hydrologiczne bardzo wyraźnie akcentujące swój początek i koniec na skali czasu. Szczególnie istotne są tutaj zdarzenia o charakterze ekstremalnym, czyli wezbrania i niżówki rzeczne. *Wezbranie* definiowane jest w ogólności jako okres gwałtownego (nagłego) wzrostu przepływu (lub stanu wody), wywołanego wzmożonym zasilaniem lub zata-mowaniem odpływu. Jednym z najpowszechniejszych i najbardziej jednoznacznych sposobów identyfikacji wezbrań jest jednak przyjęcie stałego przepływu granicznego. Wówczas okres, w którym przepływy utrzymują się powyżej wartości granicznej, definiowany jest jako wezbranie (rys. 11.9). Do podstawowych miar charakteryzujących wezbranie należą:

- czas trwania wezbrania (t_w),
- objętość wezbrania (V_w),
- a w dłuższych okresach bilansowych:
- liczba dni z przepływem wezbraniowym (L_w), np. w roku – $L_w R$,
- suma odpływu wezbraniowego (V_w), np. roczna $V_w R$.

Wartości graniczne wezbrania (Q_{grw}) mogą być wyznaczone na podstawie przepływów głównych II stopnia (np. NWQ , SWQ , ZWQ – por. podrozdz. 11.2.C). Wykorzystywane są również przepływy okresowe (np. $Q_{15\%}$).



Rys. 11.9. Wezbrania i niżówki

Objaśnienia: t_w – czas trwania wezbrania; V_w – objętość wezbrania; t_n – czas trwania niżówki; V_n – objętość niżówki; Q_{grw} – przepływ graniczny wezbrania; Q_{grn} – przepływ graniczny niżówki.

Przepływy maksymalne można waloryzować charakterystykami względnymi. Zalicza się do nich m.in. miara zwana *indeksem Françou-Rodiera* lub *indeksem powodziowości* (Françou, Rodier 1969, Rodier 1987, Smith, Ward 1998, Bartnik, Jokiel 2012):

$$K_{F-R} = 10 \cdot \left(1 - \frac{\text{Log}(WWQ) - 6}{\text{Log}(A) - 8} \right) \quad (11.67)$$

gdzie:

K_{F-R} – niemianowany indeks Françou-Rodiera,

WWQ – wielki wysoki przepływ (przepływ maksymalny) [$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$],

A – powierzchnia zlewni [km^2].

Indeks K_{F-R} jest wielkością niemianowaną, pozwalającą porównywać rozmiary kulminacji wezbrań w zlewniach o różnej wielkości (por. rys. 5.1). Liczbowo duży indeks (np. większy od 5) wskazuje na dużą podatność rzeki/zlewni na występowanie/formowanie wezbrań powodziowych. A. Bartnik i P. Jokiel (2007, 2012) uważają tę charakterystykę za dobrą miarę powodziowości i uznają ją za estymator kulminacji maksymalnego, wiarygodnego wezbrania. Badania prowadzone przez cytowanych autorów dowodzą, że indeksy wyższe od 6 świadczą o bardzo dużej podatności rzek na formowanie się wielkich powodzi. Indeksy z przedziału 4–6 są charakterystyczne dla rzek, których wezbrania mogą przynosić znaczne szkody, zaś wartości nie przekraczające 2 świadczą o znikomym zagrożeniu powodziowym.

Zdefiniowany powyżej indeks opisuje – w sposób porównywalny i niemianowany – absolutne maksimum przepływu, jakie odnotowano na posterunku wodowskazowym, czyli odnoszące się do jego zlewni autochtonicznej. Aby ocenić stopień powodziowości w danym roku, lecz w większej i bardziej złożonej przestrzeni, składającej się z większej liczby rzek, zlewni i wodowskazów, ci sami autorzy (Bartnik, Jokiel 2008) proponują zastosowanie prostej miary, nazwanej *wskaźnikiem wielkiej wody*. Wskaźnik ten oblicza się ze wzoru:

$$WW_i = \frac{N_{wwQ}}{N_{wod}} \quad (11.68)$$

gdzie:

WW_i – wskaźnik wysokiej wody dla danego obszaru w roku i ,

N_{wwQ} – liczba wodowskazów na danym terenie, na których zanotowano w danym roku absolutne maksimum przepływu (WWQ),

N_{wod} – liczba wszystkich wodowskazów obserwowanych w roku i na danym obszarze.

Obliczając iloczyn wskaźnika wysokiej wody w roku i oraz sumę indeksów K_{F-R} wezbrań, które w danym roku i na danym obszarze osiągnęły absolutne maksimum przepływu, autorzy uzyskują *indeks wielkiej wody*:

$$IWW_i = WW_i \cdot \sum_{j=1}^{N_{WWQ}} K_{F-R_j} \quad (11.69)$$

gdzie:

IWW_i – indeks wielkiej wody w roku i ,

K_{F-R_j} – indeks Françou-Rodiera na wodowskazie, który osiągnął absolutne maksimum przepływu w roku i ,

pozostałe ozn. jw.

Indeks wielkiej wody pozwala identyfikować lata (lub ich serie) o największej i najmniejszej powodziowości w skali regionów, państw i kontynentów. Umożliwia zatem badanie zmienności tego zjawiska w skali wielolecia oraz w obrębie dużych jednostek terytorialnych.

Zjawiskiem ekstremalnym występującym po przeciwnej stronie skali hydrologicznej jest susza hydrologiczna. Stanowi ona najsurowszy etap rozwoju procesu wywoływanego niedoborami opadów lub retencją śnieżną. Występuje w następstwie suszy atmosferycznej i glebowej. Jej rozwój uwarunkowany jest brakiem zasilania opadowego przy silnym przesuszeniu gruntu, uniemożliwiającym odnawianie zasobów wód podziemnych. Odcięte od zasilania poziomy wodonośne są cały czas drenowane przez cieki i źródła, wskutek czego obniża się poziom ich zwierciadła (niżówka wód podziemnych), a za nim systematycznie postępuje recesja, będących zwykle w związku hydraulicznym, wód powierzchniowych (niżówka wód powierzchniowych). Tempo szczyptywania zasobów strefy aktywnej wymiany w tym okresie, zwanym fazą reżimu własnego, zależy prawie wyłącznie od stopnia wypełnienia zbiorników wód podziemnych (Jokiel 1994b). Deficyty wody są dodatkowo pogłębiane przez sprzyjające warunki ewapotranspiracyjne, uwarunkowane nie tylko sytuacją hydrometeorologiczną, lecz także fazą rozwoju wegetacyjnego.

Niżówka rzeczna, będąca ostatnim ogniwem łańcucha reakcji na niedobory zasilnia, postrzegana jest jako dobry wskaźnik rozwoju suszy hydrologicznej (Strzebońska-Ratomska 1994, Tokarczyk 2010). Ogólnie definiuje się ją jako okres niskich przepływów (stanów wody) w rzece lub przepływów utrzymujących się w suchych warunkach pogodowych (Dębski 1970, Smakhtin 2001). Doprecyzowanie definicji niżówki zależy od stosowanych podejść badawczych. Jednym z nich jest kryterium przepływu granicznego, w którym identyfikacja okresów niżówkowych opiera się na analizie hydrogramu przepływu względem pewnej przyjętej wartości progowej, wyznaczanej na podstawie wybranego przepływu charakterystycznego (Q_{grn}). Przepływy graniczne niżówek określa się na podstawie przepływów głównych II stopnia (WNQ , SNQ , ZNQ), przepływów okresowych z krzywej czasów trwania przepływów ($Q_{70\%}$, $Q_{90\%}$, $Q_{95\%}$), analizy rozkładu minimów rocz-

nych lub przepływów umownych (konwencjonalnych), przystosowanych do określonych zadań gospodarki wodnej oraz ochrony środowiska. W tym podejściu badawczym niżówka jest okresem, w którym przepływy są niższe od przepływu granicznego (rys. 11.9). Do podstawowych charakterystyk niżówki zalicza się:

- czas trwania niżówki (t_n),
- objętość niżówki (V_n),

a w dłuższych okresach bilansowych:

- liczbę dni z przepływem niżówkowym (L_n), np. w roku – $L_n R$,
- sumę niedoboru odpływu niżówkowego (V_n), np. roczną – $V_n R$,

Dla zachowania porównywalności uzyskanych wyników roczną sumę niedoboru odpływu niżówkowego można przekształcić do postaci wskaźnikowej na podstawie formuły 11.53 – HnR [mm], zaś zmienność wieloletnią tego zjawiska ocenić na podstawie współczynnika zmienności rocznego wskaźnika niedoboru odpływu niżówkowego – $CvHnR$ (por. wzór 11.7).

Inną miarą pozwalającą badać i porównywać natężenie niedoborów odpływu niżówkowego jest *deficyt względny odpływu niżówkowego* (Tomaszewski 2012):

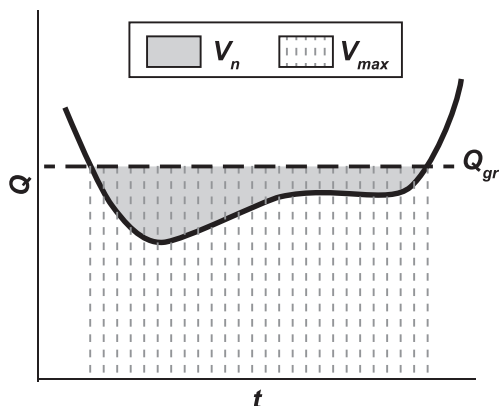
$$DWn = \frac{V_n}{MaxVn} \cdot 100\% \quad (11.70)$$

gdzie:

DWn – deficyt względny odpływu niżówkowego [%],

V_n – objętość niedoboru odpływu niżówkowego [m^3],

$MaxVn$ – objętość maksymalnego możliwego niedoboru odpływu niżówkowego w danym okresie, tzn. takim, w którym przepływ rzeczny wynosi 0 [m^3].



Rys. 11.10. Graficzna ilustracja obliczania względnego deficytu odpływu niżówkowego

Objaśnienia: V_n – objętość niedoboru odpływu niżówkowego [m^3]; V_{max} – objętość maksymalnego możliwego niedoboru odpływu niżówkowego w danym okresie, tzn. takiego, w którym przepływ w rzece wynosi 0 [m^3].

Źródło: Tomaszewski (2012).

Charakterystyka ta waloryzuje nie tylko natężenie zjawiska deficytu, lecz wskazuje również na stopień zdrenowania zasobów wodnych zlewni, kształtowanych przy przepływach niżówkowych. Zauważmy, że przy wartości wskaźnika równej 100% w korycie nie powinna już płynąć woda: $Q = 0$ (rys. 11.10). Miara ta może zatem służyć za estymator stopnia surowości suszy hydrologicznej. Ponadto zapewnia ona pełną porównywalność wyników w zlewniach różnej wielkości i jest przydatna w analizach niżówek pojawiających się wzdłuż rzek tranzytowych, gdyż bazuje wyłącznie na obserwacjach pochodzących z danego przekroju pomiarowego.

Relacje pomiędzy niedoborami odpływu niżówkowego, kształtowanymi w sezonie letnim i zimowym, można ocenić na podstawie *współczynnika niedoboru odpływu półrocza letniego* (Tomaszewski 2012):

$$WNL = \frac{V_n L}{V_n R} \cdot 100\% \quad (11.71)$$

gdzie:

WNL – współczynnik niedoboru odpływu półrocza letniego [%],

$V_n L$ – objętość niedoboru odpływu niżówkowego w półroczu letnim [m³],

$V_n R$ – roczna objętość niedoboru odpływu niżówkowego [m³].

Wartości współczynnika oscylujące wokół 50% oznaczają równowagę w kształtowaniu niedoborów odpływu niżówkowego w obu półroczach. Większy współczynnik wskazuje zaś na przewagę niedoborów letnich, a 100% – na brak niedoborów w półroczu zimowym. Współczynnik mniejszy od 50% oznacza dominację sezonu zimowego w kształtowaniu przepływów niżówkowych, natomiast wartość bliska 0% wskazuje na brak niżówek letnich. Oczywiście możliwe jest również oszacowanie udziału niedoborów półrocza zimowego w rocznej sumie deficytu odpływu, jednak w praktyce uzyskane wyniki charakteryzują się jedynie odwróceniem skali wartości w stosunku do WNL .

Dość interesującym zagadnieniem są relacje występujące między fazami i formami odpływu w roku i w wieloleciu. Warto w tym miejscu podkreślić, iż formy odpływu można identyfikować w oparciu o kryterium genetyczne, zaś fazy odpływu – statystyczne. Zagadnienie to ilustrują dwa proste współczynniki:

$$WWz = \frac{V_{wR}}{V_{pw}R} \quad (11.72)$$

$$WNz = \frac{V_{nR}}{V_{pd}R} \quad (11.73)$$

gdzie:

WWz – współczynnik wezbraniowy,

WNz – współczynnik niżówkowy,

V_{wR} – roczna objętość odpływu wezbraniowego [m³],

VnR – roczna objętość niedoboru odpływu niżówkowego [m^3],

$V_{pw}R$ – roczna objętość odpływu bezpośredniego [m^3],

$V_{pd}R$ – roczna objętość odpływu podziemnego [m^3],

Charakterystyki te pokazują, w skali roku lub wielolecia, znaczenie danej formy odpływu w czasie określonej fazy odpływu. Jeśli odniesiemy go do całkowitej objętości danej formy odpływu, zwaloryzujemy jednocześnie obie składowe genetyczne.

11.2.F. Charakterystyki środowiskowe

Spośród wielu charakterystyk środowiskowych oddziałujących bezpośrednio i pośrednio na procesy hydrologiczne, w monografii uwzględniono tylko trzy, i to o charakterze stacjonarnym.

- powierzchnia zlewni (A) – zmierzona jako rzut na płaszczyznę (mapa) i nieuwzględniająca nachylenia terenu oraz wynikającego z niego wzrostu powierzchni rzeczywistej [km^2],

- deniwelacja zlewni (D_z) – różnica między rzędną najwyższej i najniższej położonego punktu w zlewni [m],

- spadek koryta ciekłu (I_k) – określa nachylenie koryta ciekłu między dwoma wybranymi punktami:

$$I_k = \frac{h_a - h_b}{l_{a-b}} \cdot 1000\text{‰} \quad (11.74)$$

gdzie:

I_k – spadek koryta ciekłu [‰],

$h_{a,b}$ – rzędne punktów koryta, numerowane z biegiem ciekłu [m n.p.m.],

l_{a-b} – odległość między punktami a i b [m].

Oceny podatności wód podziemnych na zanieczyszczenia można dokonywać na podstawie wielu grup metod. Bardzo szerokie zastosowanie w tym zakresie znalazły metody rangowe (indeksacji parametrów), w których dokonuje się selekcji zbioru parametrów mających największy wpływ na przedostawanie się potencjalnych zanieczyszczeń do wód podziemnych. Jedną z ciekawszych propozycji metodycznych wypłynęła od S. S. D. Fostera (1987), który zaproponował konstrukcję kompleksowego wskaźnika *GOD* (*Groundwater occurrence, Overlying lithology, Depth to water table*), bazującego na trzech grupach charakterystyk wejściowych, opisujących:

- stopień izolacji zbiornika wód podziemnych (poziomu wodonośnego),
- typ warstwy wodonośnej (wodonośca),
- głębokość do zwierciadła wody podziemnej.

Każdemu z tych elementów przypisuje się odpowiednią wagę, która różnicuje rolę poszczególnych komponentów w procesie migracji zanieczyszczeń z powierzchni terenu. Wskaźnik *GOD* obliczany jest jako średnia ważona z tych trzech składowych i przyjmuje wartości z przedziału (0–1), przy czym liczbowy wzrost wartości *GOD* oznacza wzrost podatności badanej struktury hydrogeologicznej na pojawianie się i migrację zanieczyszczeń.

Zasoby wilgoci, a tym samym poważną część zasobów wodnych gromadzonych na danym terenie w wyniku wymiany pionowej, można oszacować na podstawie równania *klimatycznego bilansu wodnego (KBW)*:

$$KBW = P_s - ETP \quad (11.75)$$

gdzie:

KBW – wskaźnik klimatycznego bilansu wodnego [mm],

P_s – suma opadu skorygowanego (poprawionego) [mm],

ETP – wielkość ewapotranspiracji potencjalnej (wskaźnikowej) [mm].

Ujemna wartość wskaźnika *KBW* oznacza występowanie deficytu opadowego i wskazuje na niedostateczne uwilgotnienie oraz potencjalnie dobre warunki dla rozwoju suszy. Wartości dodatnie oznaczają dostateczne uwilgotnienie i korzystne warunki do gromadzenia zasobów wodnych. Klimatyczny bilans wodny znalazł bardzo szerokie zastosowanie w naukach rolniczych, gdyż odgrywa ważną rolę w prognozowaniu dynamiki rozwoju suszy rolniczej. Mnogość zastosowań praktycznych sprawiła, iż miara ta występuje w wielu odmianach, przystosowanych do określonych celów badawczych. Obliczana jest m.in. w postaci standaryzowanej (*KBW_s*), dzięki czemu uzyskiwane wyniki są jednoznaczne w interpretacji i posiadają walor porównywalności. Dla przykładu, *KBW_s* < –2 oznacza ekstremalną suszę atmosferyczną, a wartości z przedziału (–1,5, –0,5) wskazują na suszę o umiarkowanym natężeniu.

Bibliografia

*Po co kłamać, skoro wystarczy mówić prawdę,
żeby nam nie wierzono.*

Guy de Maupassant

- Bajkiewicz-Grabowska E., Gutry-Korycka M., 1981, *Rola jezior w naturalnym drenażu podziemnym*, Przegl. Geof., z. 3, s. 171–179.
- Barczyk G., 2008, *Tatrzańskie wywierzyśka*, Wyd. TPN, Zakopane, 178 s.
- Bartczak A., 2007, *Wieloletnia zmienność odpływu rzecznego z dorzecza Zgłowiączki*, Prace Geogr. IGiPZ PAN, nr 209, 164 s.
- Bartnik A., 2005, *Odpływ niski rzek Polski*, Acta Geogr. Lodz., nr 91, 120 s.
- Bartnik A., Jokiel P., 2001, *Zmiany w sezonowym rozkładzie odpływu w Polsce środkowej w wieloleciu 1951–1998*, Wiad. IMGW, z. 2, s. 3–17.
- Bartnik A., Jokiel P., 2005, *Niektóre problemy zmian i zmienności rocznego hydrogramu przepływu rzeki na podstawie Pilicy w Przedborzu*, Wiad. IMGW, z. 2, s. 5–31.
- Bartnik A., Jokiel P., 2007, *Odpływy maksymalne i indeksy powodziowości rzek europejskich*, Gosp. Wodn., z. 1, s. 28–32.
- Bartnik A., Jokiel P., 2008, *Odpływy maksymalne i indeksy powodziowości rzek półkuli północnej*, Przegl. Geogr., t. 80, z. 3, PAN, s. 361–383.
- Bartnik A., Jokiel P., 2010, *Maksymalne przepływy i odpływy w Polsce w latach 1951–2006*, [w:] A. Magnuszewski (red.), *Hydrologia w ochronie i kształtowaniu krajobrazu*, t. 2, Monogr. PAN, nr 69, Warszawa, s. 43–53.
- Bartnik A., Jokiel P., 2012, *Geografia wezbrań i powodzi rzecznych*, Wyd. UŁ, Łódź, 267 s.
- Bartnik A., Moniewski P., 2011, *River Bed Shape and Its Importance in the Process of Studying of the Fundamental Physico-Chemical Characteristics of Small River Waters*, [w:] K. Glińska-Lewczuk (red.), *Issues of landscape conservation and water management in rural areas*, seria: Contemporary Problems of Management and Environmental Protection, nr 7, Olsztyn, s. 137–149.
- Bartnik A., Moniewski P., 2012, *Spatial differentiation and seasonal variability of basic physico-chemical water characteristics of small urban catchment (Sokolovka river case)*, [w:] P. Nachtnebel, K. Kovar (red.), *HydroPredict '2012, Volume of abstract, 3rd International Interdisciplinary Conference "Water Resources and Changing Global Environment"*, 24–27 September 2012, Vienna, Austria, s. 39–40.
- Bartnik A., Tomalski P., 2010, *Krótkoterminowe zmiany natężenia przepływu w małej rzece miejskiej na przykładzie Sokołówki (Łódź)*, [w:] T. Ciupa, R. Suligowski (red.), *Woda w badaniach geograficznych*, Wyd. Inst. Geogr. UJK, Kielce, s. 127–136.

- Bartnik A., Tomaszewski E., 2006, *Zastosowanie indeksu pory koncentracji do oceny podatności reżimu rzecznego na formowanie przepływów ekstremalnych w zlewniach nizinnych*, [w:] A. Kostrzewski, J. Czerniawska, K. Bogucki (red.), *Przemiany środowiska geograficznego Polski północno-zachodniej*, Wyd. Naukowe, Poznań, s. 137–144.
- Bartnik A., Moniewski P., Tomalski P., 2008, *Rola naturalnych i antropogenicznych elementów obiegu wody w zlewni miejskiej (Sokołówka) i podmiejskiej (Dzierżązna)*, [w:] S. Bródka (red.), *Problemy ekologii krajobrazu*, t. 22, Wyd. Bogucki, Warszawa–Poznań, s. 39–48.
- Bartnik A., Moniewski P., Tomalski P., 2013, *Seasonality of the basic physical and chemical characteristics of water flowing through the cascades of small reservoirs*, *Limnological Review*, vol. 13, no. 2, s. 63–71.
- Bieżanowski W., 2005, *Z dziejów kanalizacji i wodociągów łódzkich*, Wyd. ZORA, Łódź, 96 s.
- Boland P. J., 2007, *Statistical and Probabilistic Methods in Actuarial Science*, Taylor & Francis, 368 s.
- Bryndal T., 2009, *Przepływy maksymalne odnotowane podczas gwałtownych wzebrań spowodowanych krótkotrwałymi ulewnymi opadami deszczu w małych zlewniach karpackich*, [w:] R. Bogdanowicz, J. Fac-Beneda (red.), *Obieg wody i materii w zlewniach rzecznych*, Wyd. Fund. Rozw. Uniw. Gdańskiego, Gdańsk, s. 329–334.
- Byczkowski A., 1996, *Hydrologia*, t. 1–2, SGGW, Warszawa, 374 s., 333 s.
- Chelmicki W., 1991, *Reżim płytkich wód podziemnych w Polsce*, *Rozpr. Hab. UJ*, nr 218, 136 s.
- Chelmicki W., Jokiel P., Michalczyk Z., Moniewski P., 2011, *Distribution, discharge and regional characteristics of springs in Poland. Episodes*, vol. 34, no. 4, s. 244–256.
- Choiński A., 1988, *Zróżnicowanie i uwarunkowania zmienności przepływów rzek polskich*, Wyd. UAM, Poznań, 99 s.
- Cieciura M., Zacharski J., 2011, *Podstawy probabilistyki z przykładami zastosowań w informatyce*, cz. III: *Rachunek prawdopodobieństwa*, Warszawa (dostępny na warunkach licencji Creative Commons (CC): <http://cieciura.net/mp/pdf/czesc3.pdf>).
- Ciepielowski A., 1987, *Badanie związków pomiędzy podstawowymi parametrami fal wzebrań w wybranych profilach rzek*, Wyd. SGGW-AR, Warszawa, 112 s.
- Ciepielowski A., 2001, *Relationships between selected elements of the flood hydrographs in rivers*, *Journal of Water and Land Development*, no. 5, s. 89–105.
- Cinger V. N., 1960, *Transformacija maksimal'nych raschodov vodochraniliščami*, Wyd. Gidrometeoizdat, Leningrad, 200 s.
- Cramér H., 1946, *Mathematical Methods of Statistics*, Princeton University Press, Princeton, 282 s.
- Degirmendźić J., Kożuchowski K., Żmudzka E., 2004, *Changes of Air Temperature and Precipitation in Poland in the Period 1951–2000 and Their Relationship to Atmospheric Circulation*, *International Journal of Climatology*, no. 24, s. 291–310.
- Dębski K., 1970, *Hydrologia*, Arkady, Warszawa, 368 s.
- Dobrowolski A., Czarnecka H., Ostrowski J., Zaniewska M., 2004, *Floods in Poland from 1946 to 2001 origin, extent and frequency. Proceedings of the International Conference "Risks caused by the geodynamic phenomena in Europe"*, Polish Geological Institute, Wysowa, May 20–21, 2004, Wyd. PIG, Warszawa, s. 79–56.
- Doganovskij A. M., Malinin W. N., 2004, *Gidrosfera Ziemi*, Wyd. Gidrometeoizdat, Sankt Petersburg, 629 s.
- Domański Cz., 1990, *Testy statystyczne*, PWE, Warszawa, 336 s.
- Dynowska I., Jankowski A. T., Soja R., 1985, *Metody oceny wpływu gospodarczej działalności człowieka na odpływ*, *Folia Geogr., Ser. Geogr. Phys.*, t. 17, s. 105–119.
- Encyclopedia Titanica*, 2013, <http://www.encyclopedia-titanica.org>.
- Everitt B. S., Landau S., Leese M., Stahl D., 2011, *Cluster Analysis*, John Wiley & Sons Ltd., Chichester, 346 s.

- Fal B., Bogdanowicz E., Czernuszenko W., Dobrzyńska I., Koczyńska A., 1997, *Przepływy charakterystyczne głównych rzek polskich w latach 1951–1990*, Mat. Bad. IMiGW, seria: Hydrologia i Oceanologia, nr 21, Wyd. IMiGW, Warszawa, 174 s.
- Fisher R. A., Tippett L. H. C., 1928, *Limiting forms of the frequency distribution of the largest and smallest member of a sample*, Proceedings of the Cambridge Philosophical Society, no. 24, s. 180–190.
- Foster S. S. D., 1987, *Fundamental Concepts in Aquifer Vulnerability, Pollution Risk and Protection Strategy*, [w:] W. van Duijvenbooden, H. G. van Waegeningh (red.), *Vulnerability of Soils and Groundwater to Pollution*, TNO Committee on Hydrological Research, Hague, Proceedings and Information, no. 38, s. 69–86.
- François J., Rodier J., 1969, *Essai de classification des crues maximales*, IAHS/UNESCO/WMO, s. 518–526.
- Fu L., Wang Y.-G., 2012, *Statistical Tools for Analyzing Water Quality Data*, [w:] K. Voudouris, D. Voutsas (red.), *Water Quality Monitoring and Assessment*, InTech, s. 143–168, <http://www.intechopen.com/books/water-quality-monitoring-and-assessment>.
- Geiger W. F., Marsalek J., Rawls W. J., Zuidema F. C., 1987, *Manual on drainage in urbanized areas*, vol. I: *Planning and design of drainage systems*, Studies and Reports in Hydrology, no. 43, 209 s.
- Glazik R., 1970, *Stosunki wodne powiatu włocławskiego*, Przegl. Geogr., t. 42, z. 4, s. 661–684.
- Good I. J., 1986, *Some Statistical Applications of Poisson's Work*, Statistical Science, vol. 1, no. 2 (May), s. 157–170.
- Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., 1989, *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych*, PWN, Warszawa, 278 s.
- Greń J., 1970, *Modele i zadania statystyki matematycznej*, PWN, Warszawa, 324 s.
- Grubbs F. E., Beck G., 1972, *Extension of Sample Sizes and Percentage Points for Significance Tests of Outlying Observations*, Technometrics, vol. 14, no. 4, s. 847–854.
- Gumbel E. J., 1935, *Les valeurs extrêmes des distributions statistiques*, Ann. Inst. Henri Poincaré 5 (2), s. 115–158.
- Gutry-Korycka M., 1997, *Odpyływ podziemny*, [w:] U. Soczyńska (red.), *Hydrologia dynamiczna*, PWN, Warszawa, s. 299–314.
- Hisdal H., Tallaksen L. M., Clausen B., Peters E., Gustard A., 2004, *Hydrological Drought Characteristics*, [w:] L. M. Tallaksen, H. A. J. van Lanen (red.), *Hydrological Drought. Processes and Estimation Methods for Streamflow and Groundwater*, Developments in Water Science, vol. 48, s. 139–197.
- <http://pl.wikipedia.org/wiki/Obwiednia>.
- Humnicki W., 2012, *Analiza recesji wydatku źródła pod Wysokim Działem (Pieniński Pas Skalkowy) w świetle obserwacji limnimetrycznych*, Biuletyn PIG, nr 452, s. 79–86.
- „Hydrologická ročenka České republiky”, 2004–2011, Český hydrometeorologický ústav, Praga.
- Janiec B., 1984, *Wody podziemne w strefie południowo-zachodniej krawędzi Wyżyny Lubelskiej*, Wyd. Geol., Warszawa, 137 s.
- Janiec B., Michalczyk Z., 1988, *Wybrane problemy krenologiczne Rostocza Zachodniego*, [w:] Z. Michalczyk, K. H. Wojciechowski (red.), *Badania hydrograficzne w poznawaniu środowiska*, Wyd. UMCS, Lublin, s. 171–186.
- Jeż G., 1986, *Próba oceny wieloletniej zmienności zwierciadła wód podziemnych w regionie łódzkim*, Mat. Konf. Ogólnopolskiej Konferencji Hydrograficznej, 15–17 września 1986, UAM, Poznań, s. 131–136.
- Jeż G., Jokiel P., Maksymiuk Z., Mela S., Teodorski J., 1997, *Wpływ Kopalni Węgla Brunatnego „Bełchatów” na stosunki wodne malej zlewni nizinnej*, Acta Univ. Lodz., Folia Geogr. Phys., nr 1, s. 127–153.

- Jokiel P., 1992, *Zasoby wód podziemnych w strefy aktywnej wymiany w Polsce środkowej*, Acta Univ. Lodz., nr 16, s. 19–67.
- Jokiel P., 1994a, *Wieloletnie i sezonowe zmiany wydajności wybranych źródeł Polski*, Wiad. IMGW, z. 4, s. 117–130.
- Jokiel P., 1994b, *Zasoby, odnawialność i odpływ wód podziemnych strefy aktywnej wymiany w Polsce*, Acta Geogr. Lodz., nr 66–67, 236 s.
- Jokiel P., 1996, *Wzorcowe krzywe wysychania i potencjały zasobności kilkunastu źródeł karpackich*, Wiad. IMGW, z. 2, s. 67–77.
- Jokiel P., 2002a, *Zagospodarowanie terenu i jego rola w obiegu wody na przykładzie małej zlewni w strefie podmiejskiej Łodzi*, [w:] T. Ciupa, E. Kupczyk, R. Suligowski (red.), *Obieg wody w zmieniającym się środowisku*, Prace Inst. Geogr. Akad. Św. w Kielcach, nr 7, s. 77–86.
- Jokiel P., 2002b, *Woda na zapleczu wielkiego miasta*, Wyd. IMiGW, Warszawa, 148 s.
- Jokiel P., 2004, *Zasoby wodne środkowej Polski na progu XXI wieku*, Wyd. UŁ, Łódź, 114 s.
- Jokiel P., 2008, *Zmiany, zmienność i ekstremalne sumy parowania terenowego i ewapotranspiracji potencjalnej w Łodzi w drugiej połowie XX wieku*, [w:] P. Jokiel (red.), *Zjawiska ekstremalne i zdarzenia nadzwyczajne w środkowej Polsce*, Acta Univ. Lodz., Folia Geogr. Phys., nr 8, s. 63–88.
- Jokiel P., 2009, *O sezonowym rozmieszczeniu odpływu w wybranych rzekach środkowej Polski*, Wiad. Meteor. Hydrol. i Gosp. Wodn., z. 2–3, s. 15–29.
- Jokiel P., Bartnik A., 2001, *Zmiany w sezonowym rozkładzie odpływu w środkowej Polsce w wieloletniu 1951–1998*, Wiad. IMGW, z. 2, s. 3–17.
- Jokiel P., Juszczak K., 1995, *Jednorodność wieloletnich serii średnich i średnich niskich przepływów rzek Polski środkowej*, Wiad. IMGW, z. 1, s. 71–79.
- Jokiel P., Kożuchowski K., 1989, *Zmiany wybranych charakterystyk hydroklimatycznych Polski w bieżącym stuleciu*, Dok. Geogr. IG PAN, z. 6, 94 s.
- Jokiel P., Maksymiuk Z., 2002, *Wody*, [w:] S. Liszewski (red.), *Atlas Miasta Łodzi*, Wyd. ŁTN, Łódź, s. 10.
- Jokiel P., Moniewski P., 2000, *Warunki gromadzenia i drenażu oraz kierunki ochrony zasobów wód podziemnych w strefie podmiejskiej Łodzi na przykładzie zlewni Dzierżącej*, Acta Geogr. Lodz., Folia Geogr. Phys., nr 5, s. 29–48.
- Jokiel P., Stanisławczyk B., 2012, *Roczne odpływy maksymalne i minimalne w dorzeczach Odry i Wisły w przekroju wieloletnim*, Czas. Geogr., t. 83, z. 3, s. 133–143.
- Jokiel P., Tomalski P., 2004, *Odpływy maksymalne w rzekach Polski*, Czas. Geogr., z. 1–2, s. 83–97.
- Jokiel P., Tomalski P., 2009, *Krzywe maksymalnego spadku i wzrostu stanów wód podziemnych i wydajności źródeł*, [w:] R. Bogdanowicz, J. Fac-Beneda (red.), *Zasoby i ochrona wód. Obieg wody i materii w zlewniach rzecznych*, Wyd. Fund. Rozw. Uniw. Gdańskiego, Gdańsk, s. 361–372.
- Jokiel P., Tomalski P., 2014, *Próba wyznaczenia sezonów hydrologicznych w obrębie rocznych hydrogramów przepływu wybranych rzek środkowej Polski*, [w:] A. Magnuszewski (red.), *Hydrologia w ochronie i kształtowaniu środowiska*, t. II, Monogr. KGW PAN, z. XX, Warszawa, s. 203–218.
- Jokiel P., Tomaszewski E., 2009, *Fazy i formy odpływu ze zlewni Dzierżącej*, [w:] R. Bogdanowicz, J. Fac-Beneda (red.), *Zasoby i ochrona wód. Obieg wody i materii w zlewniach rzecznych*, Wyd. Fund. Rozw. Uniw. Gdańskiego, Gdańsk, s. 141–158.
- Kaczmarek Z., 1970, *Metody statystyczne w hydrologii i meteorologii*, Warszawa, 313 s.
- Kaniecki A., 1982, *Pojemność retencyjna i zmienność zasobów wodnych małej zlewni nizinnej*, Ser. Geogr., nr 26, Wyd. UAM, Poznań, 230 s.
- Kaniecki A., 1991, *Zmiany stosunków wodnych w rejonie Konina związane z działalnością kopalnictwa odkrywkowego*, [w:] Stankowski W. (red.), *Przemiany środowiska geograficznego obszaru Konin–Turek*, Wyd. Nauk UAM, Poznań, s. 137–151.

- Kasprzyk A., Kupczyk E., 1998, *Ocena podatności systemu zlewni rzecznej na występowanie niżów w znacznym deficycie odpływu*, [w:] A. Magnuszewski, U. Soczyńska (red.), *Hydrologia u progu XXI wieku*, Retro Art, Warszawa, s. 157–166.
- Kędra M., 2008, *Zastosowanie statystycznego testu SSS do zidentyfikowania istnienia krótkoterminowej dynamiki w przepływach dobowych zlewni rzeki Raby*, *Czas. Tech.*, z. 1, s. 25–39.
- Kite G. W., 1988, *Frequency and Risk Analyses in Hydrology*, Water Resources Pub., Littleton, 257 s.
- Kohler M. A., 1949, *On the use of double-mass analysis for testing the consistency of meteorological records and for making required adjustments*, *Bulletin of American Meteorological Society*, vol. 82, s. 96–97.
- Kołmogorow A., 1933, *Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione*, *G. Ist. Ital. Attuari*, nr 4, s. 83–91.
- Kondracki J., 1998, *Geografia regionalna Polski*, Wyd. PWN, Warszawa, 441 s.
- Kowalczak P., 2007, *Konflikty o wodę*, Wyd. Kurpisz, Przeźmierowo, 480 s.
- Kowalczak P., Kundzewicz Z. W., 2011, *Water-related conflicts in urban areas in Poland*, *Hydrol. Science Journal*, no. 56 (4), s. 588–596.
- Kożuchowski K., 2004a, *Zmienność opadów atmosferycznych w Polsce w XX i XXI wieku*, [w:] K. Kożuchowski (red.), *Skala, uwarunkowania i perspektywy współczesnych zmian klimatycznych w Polsce*, Wyd. Biblioteka, Łódź, s. 47–57.
- Kożuchowski K., 2004b, *Skala i tendencje współczesnych zmian temperatury powietrza w Polsce*, [w:] K. Kożuchowski (red.), *Skala, uwarunkowania i perspektywy współczesnych zmian klimatycznych w Polsce*, Wyd. Biblioteka, Łódź, s. 25–45.
- Kożuchowski K., Wibig J., 1988, *Kontynentalizm pluwialny w Polsce*, *Acta Geogr. Lodz.*, nr 55, 102 s.
- Kożuchowski K. (red.), 2000, *Pory roku w Polsce*, Wyd. UŁ, Łódź, 145 s.
- Kresič N., Stefanović Z., 2009, *Groundwater Hydrology of Springs*, Wyd. Butterworth-Heinemann, 592 s.
- Kreyszig E., 1979, *Applied Mathematics*, Willey Press, London, 880 s.
- Křiž H., 1973, *Processing of Results of Observations of Spring Discharge*, *Ground Water*, vol. 11, no. 5, 14 s.
- Kruskal W. H., 1957, *Historical Notes on the Wilcoxon Unpaired Two-Sample Test*, *Journal of the American Statistical Association*, no. 52 (279), s. 356–360.
- Kryza H., 1986, *Zróźnicowanie przestrzenne odpływu podziemnego zlewni sudeckich na przykładzie zlewni Kamienicy (Masyw Śnieżnika)*, *Pr. Nauk. Inst. Geotechn. Polit. Wrocł.*, nr 49, seria: Konferencje, nr 21, s. 101–106.
- Kryza H., 1988, *Formowanie się odpływu podziemnego w zlewniach górskich Masywu Śnieżnika*, *Acta Univ. Wratisl.*, Pr. Geol.-Mineral., nr 11, z. 2, s. 65–96.
- Kryza H., Kryza J., 1988, *Hydrogeologiczne warunki występowania naturalnych wypływów wód podziemnych w masywie granitowym rejonu Jakuszyce na przykładzie zlewni Kamiennej*, *Acta Univ. Wratisl.*, Pr. Geol.-Mineral., nr 11, z. 2, s. 99–125.
- Kundzewicz Z. W., 2014, *Konsekwencje zmian klimatu dla zasobów wodnych*, [w:] A. Magnuszewski (red.), *Hydrologia w ochronie i kształtowaniu środowiska*, Monogr. KGW PAN, t. II, z. 20, Warszawa, s. 7–16.
- Lambor J., 1971, *Hydrologia inżynierska*, Arkady, Warszawa, 362 s.
- Le Cam L., Lo Yang G., 2000, *Asymptotics in Statistics: Some Basic Concepts*, Springer, New York, 285 s.
- Liszewski S., Maik W., 2000, *Osadnictwo. Wielka Encyklopedia Geografii Świata*, t. 19, Wyd. Kurpisz, Poznań, 350 s.
- Ljung G. M., Box G. E. P., 1978, *On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models*, *Biometrika*, vol. 65, no. 2, s. 297–303.

- Łukasiewicz F., Czuryłkowski A., Zalewska T., Karpiński H., Dżumak J., Dmitruk Z., 2010, *Wykonywanie pomiarów w sieci wczesnego wykrywania skażeń promieniotwórczych w latach 2008–2010. Raport Roczny za rok 2009*, Wyd. IMGW, Warszawa, 69 s.
- Maillet R., 1905, *Essais d'hydrologie fluviale*, Hermann, Paris.
- Maksimović C., Radojković M., 1986, *Urban drainage catchments: selected worldwide rainfall-runoff data from experimental catchments*, Oxford–New York, Pergamon Press, 374 s.
- Makuch R. W., Freeman D. H., Johnson M. F., 1979, *Justification for the lognormal distribution as a model for blood pressure*, Journal of Chronic Diseases, vol. 32, no. 3, s. 245–250.
- Mankiewicz R., 2004, *The Story of Mathematics*, Princeton University Press, Princeton, 158 s.
- 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, vol. 18, no. 1, s. 50–60.
- Markham C. G., 1970, *Seasonality of Precipitation in The United States*, Annals of the Association of American Geographers, vol. 60, no. 3, s. 593–597.
- Marsalek J., Jiménez-Cisneros B., Karamouz M., Malmquist P., Goldenfum J., Chocat B., 2008, *Urban water cycle processes and interactions*, Urban Water Series, no. 2, UNESCO-IHP, 152 s.
- Meinzer O. E., 1923, *The occurrence of ground water in the United States*, USGS Water Supply Paper, no. 489.
- Michalczyk Z., 1993, *Źródła zachodniej części Wyżyny Lubelskiej*, Wyd. UMCS, Lublin, 200 s.
- Michalczyk Z., Chabudziński Ł., 2013, *Zmiany wydajności źródeł w Wierchowiskach w latach 1970–2012 (Roztocze Zachodnie)*, Biuletyn Państw. Inst. Geol., nr 456, s. 405–412.
- Mikulski Z., 1963, *Zarys hydrografii Polski*, PWN, Warszawa, 286 s.
- Milligan G. W., Cooper M. C., 1985, *An Examination of Procedures for Determining the Number of Clusters in a Data Set*, Psychometrika, vol. 50, no. 2, s. 159–179.
- Mitosek H. T., 1984, *Stochastyczna struktura przepływu rzecznoego*, Monogr. KGW PAN, Wyd. Geol., Warszawa, 136 s.
- Mitosek H. T., 2000, *On stochastic properties of daily river flow processes*, Journal of Hydrology, vol. 228, s. 188–205.
- Mitosek H. T., 2003, *Problemy hydrologii stochastycznej*, Wyd. Akad. Świętokrzyskiej, Kielce, 182 s.
- Moniewski P., 2004, *Źródła okolic Łodzi*, Acta Geogr. Lodz, nr 87, 140 s.
- Moniewski P., 2015, *Seasonal variability of discharge in the selected springs of the central Europe*, Episodes, vol. 38, no. 3 (w druku).
- Moniewski P., Tomalski P., 2008, *Wpływ systemu odwodnienia autostrady na stosunki wodne małej zlewni*, [w:] M. Baścik, J. Partyka (red.), *Wody na obszarach chronionych*, Wyd. Ojcowskiego PN i PTG, Ojców, s. 101–102.
- Mutua F. M., 1994, *The use of the Akaike Information Criterion in the identification of an optimum flood frequency level*, Hydrol. Science Journal, vol. 39, no. 3, s. 235–244.
- Norcliffe G. B., 1986, *Statystyka dla geografów*, PWN, Warszawa, 258 s.
- Nowakowski C., 1976, *Charakterystyka wydajności źródeł strefy czołowomorenowej Pojezierza Suwalskiego*, Biuletyn Geol. UW, vol. 21, s. 177–191.
- Ozga-Zielińska M., 1990, *Niżówki i wezbrania – ich definiowanie i modelowanie*, Przegl. Geof., z. 1–2, s. 33–44.
- Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., 1994, *Hydrologia stosowana*, PWN, Warszawa, 339 s.
- Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., Ozga-Zieliński B., 1999, *Zasady obliczania największych rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia*, Mat. Bad. IMiGW, seria: Hydrologia i Oceanologia, t. 27, Wyd. IMGW, Warszawa, 45 s.
- Ozga-Zielińska M., Kupczyk E., Ozga-Zieliński B., Suligowski R., Niedbała J., Brzeziński J., 2003, *Powodziogenność rzek pod kątem bezpieczeństwa budowli hydrotechnicznych i zagrożenia powodziowego*, Mat. Bad. IMiGW, seria: Hydrologia i Oceanologia, Wyd. IMiGW, Warszawa, 94 s.

- Parysek J. J., 1982, *Modele klasyfikacji w geografii*, Wyd. UAM, Poznań, 224 s.
- Pawełek B., Wanat S., Zeliaś A., 2008, *Prognostowanie ekonomiczne*, PWN, Warszawa, 380 s.
- Pearson K., 1894, *On the dissection of asymmetrical frequency curves*, Philosophical Transactions of the Royal Society of London, Ser. A, no. 185, s. 71–110.
- Pearson K., 1895, *Contributions to the Mathematical Theory of Evolution. II: Skew Variation in Homogeneous Material*, Philosophical Transactions of the Royal Society of London, Ser. A, no. 186, s. 343–414.
- Pearson K., 1896, *Mathematical Contributions to the Theory of Evolution. III: Regression, Heredity and Panmixia*, Philosophical Transactions of the Royal Society of London, Ser. A, no. 187, s. 253–31.
- Pearson K., 1900, *On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated system of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling*, Philosophical Magazine Series, vol. 5 no. 50 (302), s. 157–175.
- Pearson K., 1904, *Contributions to the Mathematical Theory of Evolution. XIV On The Theory Of Contingency and Its Relation to Association and Normal Correlation*, Dulau and Co., London, 46 s.
- Pearson K., 1905, *Contributions to the Mathematical Theory of Evolution. XIV On The General Theory Of Skew Correlation and Non-linear Regression*, Dulau and Co., London, 74 s.
- Piętka I., 2013, *Sezonowa i wieloletnia zmienność zasobów wodnych strefy aeracji w zlewni nizinnej*, praca doktorska (maszynopis), Wydział Geografii i Studiów Regionalnych UW, Warszawa, 238 s.
- Pociask-Karteczka J. (red.), 2006, *Zlewnia. Właściwości i procesy*, Wyd. UJ, Kraków, 295 s.
- Podstawczyńska A., 2010, *Temperatura powietrza i opady atmosferyczne w regionie łódzkim w ostatnim stuleciu*, [w:] J. Twardy, S. Żurek, J. Forysiak (red.), *Torfowisko Żabieniec – warunki naturalne, rozwój i zapis zmian paleoekologicznych w jego osadach*, Wyd. Bogucki, Poznań, s. 63–73.
- Podział hydrograficzny Polski, 1983, cz. I: *Zestawienia liczbowo-opisowe*, Wyd. IMiGW, Warszawa, 924 s.
- Pruchnicki J., 1987, *Metody opracowań klimatologicznych*, Wyd. PWN, Warszawa, 203 s.
- Rao Radhakrishna C., 1994, *Statystyka i prawda*, PWN, Warszawa, 166 s.
- Radczyk L., Szarska O., 1986, *Ocena warunków zasilania Odry środkowej wodami gruntowymi*, Przegl. Geof., t. 31, z. 2, s. 78–90.
- Ritzema H. P., 1994, *Frequency and Regression Analysis*, [w:] *Drainage Principles and Applications*, Publication 16, International Institute for Land Reclamation and Improvement, Wageningen, s. 175–224.
- „Roczniki Hydrogeologiczne Państwowej Służby Hydrogeologicznej”, 2003–2011. Wyd. PIB, Warszawa.
- Rodier J., 1987, *Aspekty gidrologii aridnej zony*, [w:] J. C. Rodda (red.), *Grani gidrologii*, Wyd. Gidrometeoizdat, Leningrad, s. 255–306.
- Rotnicka J., 1977, *Teoretyczne podstawy wydzielania okresów hydrologicznych i analizy reżimu rzecznego na przykładzie rzeki Prosny*, Prace Komisji Geograf.-Geolog. PTPN, t. 18, Poznań, 94 s.
- Rotnicka J., 1988, *Taksonomiczne podstawy klasyfikacji reżimu rzecznego*, Ser. Geogr., nr 40, Wyd. UAM, Poznań, 238 s.
- Różdżyński K., 1998, *Miernictwo hydrologiczne*, Wyd. IMiGW, Warszawa, 264 s.
- Sawicki J., 1978, *Krzywe zasilania podziemnego rzek i krzywe stanów retencji – konstrukcja i zastosowanie*, Acta Univ. Wratisl., Pr. Geol.-Miner., nr 5 (313), s. 105–118.
- Sawicki J., 1986, *Wpływ warunków środowiska naturalnego na elementy bilansu wód podziemnych Polski południowo-zachodniej (bez terenów górskich)*, Pr. Nauk. Inst. Geotech. Polit. Wrocław, nr 49, seria: Konferencyjne, nr 21, s. 159–165.

- Searcy J. K., Hardison C. H., 1960, *Double-Mass Curves. Manual of Hydrology*, part 1: *General Surface-Water Techniques*, Geol. Survey Water-Supply Paper, no. 1541-B, Washington D.C., s. 31–59.
- Sęk M., 2012, *Sezonowe zmiany wydajności wybranych źródeł Sudetów i Masywu Czeskiego*, praca magisterska (maszynopis), Katedra Hydrologii i Gospodarki Wodnej UŁ, Łódź, 80 s.
- Smakhtin V. U., 2001, *Low flow hydrology: a review*, Journal of Hydrology, no. 240, s. 147–186.
- Smith K., Ward R., 1998, *Floods. Physical Processes and Human Impacts*, Wiley & Sons, New York, 394 s.
- Soczyńska U. (red.), 1997, *Hydrologia dynamiczna*, PWN, Warszawa, 410 s.
- Soczyńska U. (red.), 2001, *Międzynarodowy słownik hydrologiczny*, Warszawa, 250 s.
- Sokołowski A., 2004, *O niewłaściwym stosowaniu metod statystycznych*, Czytelnia StatSoft Polska, <http://www.statsoft.pl/czytelnia>.
- Somorowska U., 2001, *Wieloletni rytm zmian opadów, stanów wód podziemnych i przepływów w małej zlewni nizinnej*, Przegl. Geof., t. 66, z. 3, s. 97–107.
- Somorowska U., 2003, *Risk assessment of the occurrence of extreme groundwater levels, discharge and soil moisture stages*, Ecohydrology and Hydrobiology, vol. 3, no. 3, s. 311–321.
- Somorowska U., 2004, *Inferring changes in dynamic groundwater storage from recession curve analysis of discharge data*, Miscellanea Geographica, vol. 11, s. 155–162.
- Somorowska U., 2006, *Wpływ stanu retencji podziemnej na proces odpływu w zlewni nizinnej*, Wyd. UW, Warszawa, 152 s.
- Somorowska U., 2011, *Temporal changes in precipitation impacting groundwater and stream flow*, Bodenkultur, vol. 62, no. 1–4, s. 111–117.
- Stachý J., 1984, *Odpływ rzek polskich w latach 1971–1980 na tle danych wieloletnich*, Gosp. Wodn., z. 5, s. 138–141; z. 6, s. 163–167.
- Stachý J., Biernat B., Dobrzyńska I., 1979, *Odpływ rzek polskich w latach 1951–1970*, Mat. Bad. IMiGW, Ser. Spec. nr 6, Wyd. IMiGW, Warszawa, 71 s.
- StatSoft, 2006, *Elektroniczny Podręcznik Statystyki PL*, Kraków, <http://www.statsoft.pl/textbook/stathome.html>.
- Stigler S. M., 1986, *The History of Statistics: The Measurement of Uncertainty Before 1900*, Harvard University Press, Cambridge, 415 s.
- Stolarska M., 2008, *Sezonowe zmiany zasobów i podstawowych właściwości fizykochemicznych wód w małej zlewni nizinnej*, Acta Geogr. Lodz., nr 94, 97 s.
- Strzebońska-Ratomska B., 1994, *Metodyka oceny intensywności i zasięgu suszy hydrologicznej*, cz. 1: *Susza hydrologiczna na Podkarpaciu w latach 1961–1990*, Wiad. IMiGW, t. XVII, nr 4, s. 15–41.
- Svanidze G. G., 1964, *Osnovy rasczeta regulirowanija riecznogo stoka mietodom Monte-Carlo*, Tbilisi, 168 s.
- Szalkiewiczówna B., 1963, *Zmiany równowagi hydrodynamicznej zwierciadła wód podziemnych w strefie krawędzi morfologicznej (przykład z Wyżyny Lubelskiej)*, Annales UMCS, ser. B, t. 18, z. 13, s. 265–273.
- Szejba D., Bajkowski S., Pietraszek Z., 2009, *Badanie stabilności charakterystyk pomiarowych przepływomierza modułowego ISCO 2150*, Zesz. Problem. Postępów Nauk Rolniczych, nr 540, s. 109–116.
- Szeląg B., Bąk Ł., Górski J., 2014, *Wpływ charakterystyk opadowych na parametry hydrogramu odpływu ze zlewni zurbanizowanej*, Woda – Środowisko – Obszary Wiejskie, t. 14, z. 2, s. 103–114.
- Szymczak T., Szelenbaum C., 2002, *Badania odpływu podpowierzchniowego w zlewni górnej Mławki*, Mat. XXX Szkoły „Współczesne zagadnienia hydrologii”, Mądralin, 16 s.
- Szymkiewicz R., Gąsiorowski D., 2010, *Podstawy hydrologii dynamicznej*, Wyd. NT, Warszawa, 290 s.

- Thirriot C., 1993, *L'égoutier et le savant. Conte moral pour universitaire en cure d'assainissement*, Institute National Polytechnique de Toulouse, Toulouse, 88 s.
- Tokarczyk T., 2001, *Zmienność przepływów niskich na obszarze Kotliny Kłodzkiej*, Zesz. Nauk. Akad. Roln. we Wrocławiu, seria: Inżynieria Środowiska, t. 12, nr 413, s. 105–127.
- Tokarczyk T., 2010, *Niżówka jako wskaźnik suszy hydrologicznej*, Monogr. IMiGW, Wyd. IMiGW, Warszawa, 164 s.
- Tomalski P., 2002, *Dynamika stanów wód podziemnych w środkowej Polsce w wieloleciu 1951–1998*, praca magisterska (maszynopis), Katedra Hydrologii i Gospodarki Wodnej UŁ, Łódź, 92 s.
- Tomalski P., 2008, *Ekstremalne stany wód podziemnych w środkowej Polsce w wieloleciu 1951–2000*, [w:] P. Jokiel (red.), *Zjawiska ekstremalne i zdarzenia nadzwyczajne w środkowej Polsce*, Acta Univ. Lodz., Folia Geogr. Phys., nr 8, s. 131–150.
- Tomalski P., 2011, *Dynamika zasobów płytkich wód podziemnych w województwie łódzkim i na obszarach sąsiednich*, Acta Geogr. Lodz., nr 97, 116 s.
- Tomaszewski E., 2001, *Sezonowe zmiany odpływu podziemnego w Polsce w latach 1971–1990*, Acta Geogr. Lodz., nr 79, 149 s.
- Tomaszewski E., 2007a, *Hydrological Droughts in Central Poland – Temporal and Spatial Patterns*, Geogr. Polon., vol. 80, no. 2, s. 117–124.
- Tomaszewski E., 2007b, *Pora koncentracji odpływu podziemnego w środkowej Polsce*, [w:] Z. Michalczyk (red.), *Obieg wody w środowisku naturalnym i przekształconym*, Wyd. UMCS, Lublin, s. 537–547.
- Tomaszewski E., 2007c, *Wybrane parametry struktury niżówek na przykładzie rzek Polski środkowej*, [w:] Z. Michalczyk (red.), *Obieg wody w środowisku naturalnym i przekształconym*, Wyd. UMCS, Lublin, s. 548–557.
- Tomaszewski E., 2011, *Multiannual drought streamflow deficit in lake catchments*, Anthropogenic and Natural Transformation of Lakes, no. 5, s. 189–196.
- Tomaszewski E., 2012, *Wieloletnia i sezonowa dynamika niżówek w rzekach środkowej Polski*, Wyd. UŁ, Łódź, 265 s.
- Tomaszewski J. T., 1990, *Charakter wahań zwierciadła górnego poziomu wód podziemnych. Na przykładach z południowo-zachodniej i środkowej Polski*, Studia Geogr., t. 49, Wrocław, 227 s.
- Tryon R. C., 1939, *Cluster Analysis: Correlation Profile and Orthometric (factor) Analysis for the Isolation of Unities in Mind and Personality*, Wyd. Edwards Brothers, s. 122 s.
- Tukey J. W., 1977, *Exploratory Data Analysis*, Wyd. Addison-Wesley, London, 688 s.
- Ward J. H. jr., 1963, *Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function*, Journal of the American Statistical Association, no. 58, s. 236–244.
- Ward R. C., Robinson M., 2000, *Principles of Hydrology*, McGraw-Hill Publishing Company, Berkshire, 450 s.
- Weibull W., 1951, *A statistical distribution function of wide applicability*, Journal Appl. Mech.-Trans., vol. 18 (3), s. 293–297.
- Weiss G., 1977, *Shot noise models for the generation of synthetic streamflow data*, Water Resource Research, vol. 13 (1), s. 101–108.
- Węglarczyk S., 1998, *Wybrane problemy hydrologii stochastycznej*, Monogr. Politech. Krak., seria: Inżynieria Sanitarna i Wodna, nr 235, Kraków, 214 s.
- Wibig J., 1990, *Metody analiz klimatologicznych*, [w:] Koźuchowski K. (red.), *Materiały do poznania historii klimatu w okresie obserwacji instrumentalnych*, Wyd. UŁ, Łódź, s. 98–202.
- Wibig J., 2001, *Wpływ cyrkulacji atmosferycznej na rozkład przestrzenny anomalii temperatury i opadów w Europie*, Wyd. UŁ, Łódź, 208 s.
- Wieczysty A., 1982, *Hydrogeologia inżynierska*, PWN, Warszawa, 1070 s.

- Wilcoxon F., 1945, *Individual comparisons by ranking methods*, Biometrics Bulletin, no. 1 (6), s. 80–83.
- Wilgat T., Michalczyk Z., Paszczyk J., 1984, *Płytkie wody podziemne w obszarze związanym z centralnym rejonem Lubelskiego Zagłębia Węglowego*, Wyd. Inst. Nauk o Ziemi UMCS, Lublin, 71 s.
- Wrzesiński D., 1999, *Sezonowa struktura odpływu w dorzeczu Warty i jej przyrodnicze uwarunkowania*, Wyd. Pozn. Tow. Przyj. Nauk, Poznań, 155 s.
- Wrzesiński D., 2013, *Uncertainty of flow regime characteristics of rivers in Europe*, Quaestiones Geographicae, vol. 32 (1), s. 49–59.
- Yevjevich V. M., 1967, *An Objective Approach to Definitions and Investigations of Continental Hydrologic Drought*, Hydrology Paper, no. 23, Colorado State University, Fort Collins, 18 s.
- Yevjevich V. M., 1972, *Stochastic analysis of the hydrologic time series*, Hydrology Paper, no. 56, Colorado State University, Fort Collins, 59 s.
- Yule G. U., Kendall M. G., 1966, *Wstęp do teorii statystyki*, PWN, Warszawa, 245 s.
- Zasady obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia (długie ciągi pomiarowe)*, 2001, Mat. Bad. IMiGW, seria: Instrukcje i Podręczniki, Wyd. IMiGW, Warszawa, 213 s.
- Zeliaś A., 2000, *Metody statystyczne*, PWE, Warszawa, 64 s.
- Zieliński R., Zieliński W., 1990, *Tablice statystyczne*, PWN, Warszawa, 456 s.

Wykaz symboli i oznaczeń

*W większości ksiązek widać autora, który usiłuje wydłużyć to,
co czytelnik usiłuje skrócić.*

Monteskiusz

A – powierzchnia zlewni

a – współczynnik kierunkowy (tangens kąta nachylenia) funkcji regresji liniowej (trendu)

AIC – kryterium informacyjne Akaike

A_{OBW} – górne ograniczenie powierzchni zlewni w równaniu Françou-Rodiera wynoszące 10^8 km^2

$AsAQ_{15}$ – współczynnik skośności 15. minutowej zmiany przepływu

BSy – błąd standardowy estymacji

Cl^- – stężenie jonów chlorkowych

C_{Ma} – wskaźnik zmienności wydajności źródła według Maillete'a

C_{Mn} – wskaźnik zmienności wydajności źródła według Meinzera

$CRAM$ – współczynnik Cramera

$CrHPR_{10\%}$ – rozstęp między $MaxHPR_{10\%}$ a $MinHPR_{10\%}$

$CvHnR$ – współczynnik zmienności rocznego wskaźnika niedoboru odpływu niżówkowego

$CvIsVn$ – współczynnik zmienności indeksu sezonowości suszy hydrologicznej

$CvK_{F-R}(N)$ – współczynnik zmienności indeksu powodziowości Françou-Rodiera dla rzek nizinnych

$CvNNqM$ – współczynnik zmienności miesięcznych najniższych niskich odpływów jednostkowych

CvQ – współczynnik zmienności przepływu

$CvQD_i$ – współczynnik zmienności przepływów dobowych w dniu i roku hydrologicznego

$CvQZ$ – współczynnik zmienności wydajności źródła

$CvSqM$ – współczynnik zmienności średnich miesięcznych odpływów jednostkowych

$CvWNL$ – współczynnik zmienności współczynnika niedoboru odpływu niżówkowego półrocza ciepłego

$CvWWq$ – współczynnik zmienności wielkiego wysokiego odpływu jednostkowego

$CvWWqM$ – współczynnik zmienności miesięcznych wielkich wysokich odpływów jednostkowych

D_{K-S} – maksymalna odległość między dystrybucją rozkładu empirycznego i teoretycznego

dOs – wielokrotność (d razy) odchylenia standardowego

$E1$ – rozkład Gumbela

$E3$ – rozkład Fishera-Tippeta

$Fn(cum)$ – częstości kumulowane

G – głębokość do zwierciadła wody podziemnej

GOD – wskaźnik podatności wód podziemnych na zanieczyszczenia

GWZ – kryterium wyboru najlepszej liczby klas taksonomicznych

- HnR* – roczny wskaźnik niedoboru odpływu niżówkowego
HP – stan wody podziemnej
HW – stan wody na wodowskazie
IsNTU – indeks sezonowości mętności wody
IsO₂ – indeks sezonowości stężenia tlenu rozpuszczonego
IspH – indeks sezonowości odczynu wody
IsQ – indeks sezonowości odpływu
IsQZ – indeks sezonowości wydajności źródła
IsSEC – indeks sezonowości przewodnictwa elektrolitycznego właściwego
IsT – indeks sezonowości temperatury wody
IsVn – indeks sezonowości suszy hydrologicznej
IWW – indeks wysokiej wody
IWW(EU) – indeks wysokiej wody dla Europy
IWW(N) – indeks wysokiej wody dla nizin Polskich
IWW(PL) – indeks wysokiej wody dla Polski
k – liczba interwałów czasowych, o które szeregi zostały przesunięte względem siebie
K_{F-R} – indeks powodziowości Françou-Rodiera
KuΔQ₁₅ – współczynnik kurtozy 15-minutowej zmiany przepływu
LN2 – rozkład logarytmiczno-normalny dwuparametryczny
LN3 – rozkład logarytmiczno-normalny trójparametryczny
LnR – liczba dni z przepływem niżówkowym w roku
LP_{GEO}(WWQ) – prawdopodobieństwo wystąpienia wielkiego wysokiego przepływu w określonej liczbie rzek określone na podstawie rozkładu geometrycznego
LP_P(WWQ) – prawdopodobieństwo wystąpienia wielkiego wysokiego przepływu w określonej liczbie rzek określone na podstawie rozkładu Poissona
L_s – liczba dni między początkiem roku hydrologicznego a numerem danego dnia
L_wR – liczba dni z przepływem wezbraniowym w roku
LwR – roczna liczba dni z przepływem wezbraniowym
LZsNQ_i – częstość standaryzowanych przepływów minimalnych
LZsSQ_i – częstość standaryzowanych przepływów średnich
LZsWQ_i – częstość standaryzowanych przepływów maksymalnych
ΔAQD₊R – liczba wzrostów przepływów dobowych w roku
ΔAQD₋R – liczba spadków przepływów dobowych w roku
MaxHPR – maksymalne roczne stany wody podziemnej
MaxHPR_{1%} – percentyl 1% przekroczenia maksymalnych rocznych stanów wody podziemnej
MaxHPR_{10%} – percentyl 10% przekroczenia maksymalnych rocznych stanów wody podziemnej
MaxHPR_{50%} – percentyl 50% przekroczenia maksymalnych rocznych stanów wody podziemnej
MaxQ_i – maksimum przepływu dla jednoimiennych dni z wielolecia
MaxQZ – maksymalna wydajność źródła
Maxα_w – maksymalny współczynnik wysychania
MaxΔq₁₅₋ – maksymalny 15-minutowy spadek odpływu jednostkowego
MaxΔQ₁₅₋ – maksymalny 15-minutowy spadek przepływu
MaxΔq₁₅₊ – maksymalny 15-minutowy przyrost odpływu jednostkowego
MaxΔQ₁₅₊ – maksymalny 15-minutowy przyrost przepływu
MeΔQ₁₅ – środkowa 15-minutowa zmiana przepływu
MinHPR – minimalne roczne stany wody podziemnej
MinHPR_{1%} – percentyl 1% nieosiągnięcia minimalnych rocznych stanów wody podziemnej
MinHPR_{10%} – percentyl 10% nieosiągnięcia minimalnych rocznych stanów wody podziemnej
MinHPR_{50%} – percentyl 50% nieosiągnięcia minimalnych rocznych stanów wody podziemnej

- $MinQ_i$ – minimum przepływu dla jednoimiennych dni z wielolecia
 $MinQZ$ – minimalna wydajność źródła
 n – liczba dni
 N – liczebność próby
 $N-NO_3^-$ – stężenie azotu azotanowego
 NNq – najniższy niski odpływ jednostkowy
 $NNqD$ – dobowy najniższy niski odpływ jednostkowy
 $NNqM$ – miesięczny najniższy niski odpływ jednostkowy
 NQ – niski przepływ
 NqM – miesięczny niski odpływ jednostkowy
 NqR – roczny niski odpływ jednostkowy
 $Nq_{x, xi}$ – niski odpływ jednostkowy w październiku, listopadzie...
 $NSqM$ – miesięczny średni niski odpływ jednostkowy
 NTU – mętność wody
 NwM – liczba fal wezbraniowych w miesiącu
 NWQ – niski wysoki przepływ
 $NWqM$ – miesięczny niski wysoki odpływ jednostkowy
 O_2 – stężenie tlenu rozpuszczonego
 $OdUNHP$ – odchylenie udziału procentowego stanów niżówkowych wód podziemnych od średniej arytmetycznej
 $OdUNNHP$ – odchylenie udziału procentowego głębokich niżówek wód podziemnych od średniej arytmetycznej
 $OdUWHP$ – odchylenie udziału procentowego stanów wezbraniowych wód podziemnych od średniej arytmetycznej
 $OdUWWHP$ – odchylenie udziału procentowego wysokich wezbrań wód podziemnych od średniej arytmetycznej
 Os – odchylenie standardowe
 $OsNQ$ – odchylenie standardowe NQ
 $OsSQ$ – odchylenie standardowe SQ
 $OsWQ$ – odchylenie standardowe WQ
 $OsWWq$ – odchylenie standardowe wielkiego wysokiego odpływu jednostkowego
 $P3$ – rozkład Pearsona typu trzeciego
 pH – odczyn wody
 PM – miesięczna suma opadu
 $PwQR$ – średni roczny wskaźnik względnego przyrostu przepływu
 Q – natężenie przepływu
 q – odpływ jednostkowy
 Q_0 – przepływ początkowy
 Q_{15} – przepływ 15-minutowy (mierzony co 15 minut)
 $Q_{70\%}$ – przepływ odpowiadający 70. percentylowi z krzywej czasów trwania przepływów wraz z wyższymi
 q_c – jednostkowy odpływ całkowity
 qD – dobowy odpływ jednostkowy
 QD – przepływ dobowy
 Q_{grn} – przepływ graniczny niżówki
 Q_{grw} – przepływ graniczny wezbrania
 Q_{OBW} – górne ograniczenie przepływu w równaniu Françou-Rodiera wynoszące $10^6 \cdot m^3 \cdot s^{-1}$
 $Q_{p\%}$ – przepływy o zadanym prawdopodobieństwie przekroczenia lub nieosiągnięcia
 $Q_{p90\%}, Q_{p50\%}, Q_{p10\%}, Q_{p5\%}, Q_{p1\%}$ – przepływy o wskazanym prawdopodobieństwie przekroczenia lub nieosiągnięcia

- q_{pd} – jednostkowy odpływ podziemny
 q_{pw} – jednostkowy odpływ powierzchniowy i podpowierzchniowy (bezpośredni)
 qZ – odpływ jednostkowy wód źródłanych
 QZ_0 – wydajność początkowa źródła
 QZ_{14} – wydajność źródła po 14 dniach
 R – współczynnik korelacji
 $R_{(M, M)}$ – współczynnik korelacji przepływów charakterystycznych w sąsiednich miesiącach (w nawiasie podano numery porządkowe miesięcy)
 R^2 – współczynnik determinacji
 Ra_k – współczynnik autokorelacji przy przesunięciu k
 $Ra_kMaxHPR$ – współczynnik autokorelacji maksymalnych rocznych stanów wody podziemnej przy przesunięciu k
 $Ra_kMinHPR$ – współczynnik autokorelacji minimalnych rocznych stanów wody podziemnej przy przesunięciu k
 Ra_kQD_i – współczynnik autokorelacji przepływów przy przesunięciu k w dniu i roku hydrologicznego
 Rc_k – współczynnik kroskorelacji przy przesunięciu k
 SEC – przewodnictwo elektrolityczne właściwe
 $SNqM$ – miesięczny średni niski odpływ jednostkowy
 $SNQM$ – miesięczny średni niski przepływ
 SQ – średni przepływ
 SqM – miesięczny średni odpływ jednostkowy
 $Sq_{X, XI}$ – średni odpływ jednostkowy w październiku, listopadzie...
 SSq – średni odpływ jednostkowy
 SSQ – średni przepływ ze średnich
 $SSqM$ – miesięczny średni odpływ jednostkowy
 $SWqM$ – miesięczny średni wysoki odpływ jednostkowy
 $\dot{S}rCvNNqM$ – średni współczynnik zmienności miesięcznych najniższych niskich odpływów jednostkowych
 $\dot{S}rCvWWqM$ – średni współczynnik zmienności miesięcznych wielkich wysokich odpływów jednostkowych
 $\dot{S}rDwnR$ – średni roczny względny deficyt odpływu niżówkowego
 $\dot{S}rG$ – średnia głębokość do zwierciadła wody podziemnej
 $\dot{S}rHnR$ – średni roczny wskaźnik niedoboru odpływu niżówkowego
 $\dot{S}rKBWM$ – średni miesięczny klimatyczny bilans wodny
 $\dot{S}rK_{F-R}$ – średni indeks powodziowości Françoou-Rodiera
 $\dot{S}rLAQD_+R$ – średnia liczba wzrostów przepływu dobowego w roku
 $\dot{S}rLAQD_-R$ – średnia liczba spadków przepływu dobowego w roku
 $\dot{S}rQD_i$ – średni przepływ dobowy w dniu i roku hydrologicznego
 $\dot{S}rQZ$ – średnia wydajność źródła
 $\dot{S}rQZM$ – średnia miesięczna wydajność źródła
 $\dot{S}rSF$ – średni współczynnik smukłości fali wezbraniowej
 $\dot{S}rVnD$ – średnia dobową objętość niedoboru odpływu niżówkowego
 $\dot{S}rV_{pd}D$ – średnia dobową sumą odpływu podziemnego
 $\dot{S}rV_{pw}D$ – średnia dobową sumą odpływu powierzchniowego i podpowierzchniowego
 $\dot{S}rVwD$ – średnia dobową objętość nadmiaru wezbraniowego
 $\dot{S}rW$ – średni potencjał zasobności zbiornika wody podziemnej
 $\dot{S}rWGFM$ – średni miesięczny współczynnik gładkości fali wezbraniowej
 $\dot{S}rWNL$ – średni współczynnik niedoboru odpływu niżówkowego półroczą ciepłego

$\dot{S}rWSyFM$ – średni miesięczny współczynnik symetrii fali wezbraniowej
 $\dot{S}rWWq$ – średni wielki wysoki odpływ jednostkowy
 $\dot{S}ra_w$ – średni współczynnik wysychania
 $\dot{S}r\Delta Q_{15-}$ – średni 15-minutowy spadek natężenia przepływu
 $\dot{S}r\Delta Q_{15}$ – średnia 15-minutowa zmiana przepływu
 $\dot{S}r\Delta Q_{15+}$ – średni 15-minutowy wzrost natężenia przepływu
 t – czas
 T – temperatura wody
 T_{KS} – statystyka testu Kołmogorowa-Smirnowa
 TPO – termin połowy odpływu
 T_s – statystyka testowa Walda-Wolfowitza
 $T_{S(kr)}$ – wartość krytyczna testu Walda-Wolfowitza przy poziomie ufności α
 t_wM – czas trwania wezbrań w danym miesiącu
 T_{χ^2} – statystyka testowa χ^2
 $T_{\chi^2(kr)}$ – wartość krytyczna statystyki testowej χ^2
 $U\Delta Q_{15-}$ – udział procentowy 15-minutowych zmian ze spadkiem natężenia przepływu
 $U\Delta Q_{15,0}$ – udział procentowy 15-minutowych odcinków bez zmiany natężenia przepływu
 $U\Delta Q_{15+}$ – udział procentowy 15-minutowych zmian ze wzrostem natężenia przepływu
 VD – suma odpływów dobowych kumulowana od początku roku hydrologicznego
 VnR – roczna objętość niedoboru odpływu niżówkowego
 $V_{pd}R$ – roczna objętość odpływu podziemnego
 $V_{pw}R$ – roczna objętość odpływu bezpośredniego
 V_wM – miesięczna objętość odpływu wezbraniowego
 V_wR – roczna objętość odpływu wezbraniowego
 WDP – współczynnik drenowania punktowego zlewni
 WGF – współczynnik gładkości fali
 WKF – współczynnik kształtu fali
 WNL – współczynnik niedoboru odpływu niżówkowego półroczna ciepłego
 WNQ – wysoki niski przepływ
 $WNqM$ – miesięczny wysoki niski odpływ jednostkowy
 $WNQR$ – roczny wysoki niski przepływ
 WNz – współczynnik niżówkowy
 $WpkQ$ – wskaźnik pory koncentracji odpływu
 $WpkQZ$ – wskaźnik pory koncentracji wydajności źródła
 $WpkVn$ – wskaźnik pory koncentracji suszy hydrologicznej
 WQ – wysoki przepływ
 WQD – wysoki przepływ dobowy
 $Wq_{IV,V}$ – wysoki odpływ jednostkowy w kwietniu, maju...
 WqM – wysoki miesięczny odpływ jednostkowy
 $WQ_{p\%}$ – maksymalne roczne przepływy o zadanym prawdopodobieństwie przekroczenia
 WqR – roczny wysoki odpływ jednostkowy
 Ws – wskaźnik sezonowości
 WSF – współczynnik smukłości fali
 $WSqM$ – miesięczny wysoki średni odpływ jednostkowy
 $WSyF$ – współczynnik symetrii fali
 WWq – wielki wysoki odpływ jednostkowy
 WWQ – wielki wysoki przepływ
 $WWqM$ – miesięczny wielki wysoki odpływ jednostkowy
 WWR – roczny wskaźnik wysokiej wody

- WWz – współczynnik wezbraniowy
 WZP – współczynnik zasilania podziemnego
 $ZmWpkVn$ – wskaźnik średniej zmiany pory koncentracji suszy hydrologicznej
 ZsQ_i – standaryzowany przepływ dobowy dla jednoimiennych dni w wieloletniu
 α – poziom istotności testu statystycznego
 α_{E1} – parametr skali rozkładu Gumbela
 α_{E3} – parametr skali rozkładu Fishera-Tipetta
 α_{P3} – parametr skali rozkładu Pearsona typu III
 α_w – współczynnik wysychania
 α_{W3} – parametr skali rozkładu Weibulla
 β_{E1} – parametr kształtu rozkładu Gumbela
 β_{E3} – parametr kształtu rozkładu Fishera-Tipetta
 β_{P3} – parametr kształtu rozkładu Pearsona typu III
 β_{W3} – parametr kształtu rozkładu Weibulla
 ΔQ_{15} – 15-minutowa zmiana przepływu
 $\Delta Q_{15 D1}$ – pierwszy decyl 15-minutowej zmiany przepływu
 $\Delta Q_{15 D9}$ – dziewiąty decyl 15-minutowej zmiany przepływu
 $\Delta Q_{15 Q1}$ – pierwszy kwartył 15-minutowej zmiany przepływu
 $\Delta Q_{15 Q3}$ – trzeci kwartył 15-minutowej zmiany przepływu
 ΔQZ_{14} – 14-dniowa zmiana wydajności źródła
 $\Delta V_w/n$ – różnica odpływu wezbraniowego lub niedoboru odpływu niżówkowego
 ε_{E1} – dolne ograniczenie rozkładu Gumbela
 ε_{E3} – dolne ograniczenie rozkładu Fishera-Tipetta
 ε_{LN3} – dolne ograniczenie rozkładu logarytmiczno-normalnego trójparametrycznego
 ε_{P3} – dolne ograniczenie rozkładu Pearsona typu III
 ε_{W3} – dolne ograniczenie rozkładu Weibulla
 η – współczynnik odnawialności zasobów zbiornika wody podziemnej
 μ_{LN2} – parametr położenia rozkładu logarytmiczno-normalnego dwuparametrycznego
 μ_{LN3} – parametr położenia rozkładu logarytmiczno-normalnego trójparametrycznego
 σ_{LN2} – parametr kształtu rozkładu logarytmiczno-normalnego dwuparametrycznego
 σ_{LN3} – parametr kształtu rozkładu logarytmiczno-normalnego trójparametrycznego

Spis tabel i rysunków

Tabele

1.1.	Podstawowe charakterystyki chwilowych zmian natężenia przepływu	17
1.2.	Miary chwilowych wzrostów i spadków przepływu w Sokolówce	17
1.3.	Współczynniki korelacji (R) między charakterystykami fal wezbraniowych w badanych przekrojach pomiarowych	22
2.1.	Średnie wieloletnie charakterystyki podstawowych cech fizykochemicznych wód Sokolówki i Dzierżanej w wybranych przekrojach pomiarowych w latach 2006–2012, na tle wód innych rzek aglomeracji łódzkiej (2001–2011)	34
3.1.	Miesięczne odpływy charakterystyczne Dzierżanej w „Swobodzie”	52
3.2.	Korelacja przepływów charakterystycznych w sąsiednich miesiącach	54
4.1.	Odpływy charakterystyczne wybranych rzek środkowej Polski	72
4.2.	Indeksy powodziowości K_{F-R} François-Rodiera	73
4.3.	Współczynnik zmienności $CvWqM$ [%] maksymalnego miesięcznego odpływu jednostkowego wybranych rzek środkowej Polski w wieloleciu 1951–2002	76
4.4.	Współczynnik zmienności $CvNqM$ [%] minimalnego, miesięcznego odpływu jednostkowego wybranych rzek środkowej Polski, w wieloleciu 1951–2002	77
4.5.	Kierunki istotnych trendów ekstremów miesięcznych	80
4.6.	Waloryzacja skali i kierunków zmian wieloletnich w wektorach miesięcznych odpływów ekstremalnych (1951–2002)	84
5.1.	Liczba WWQ w poszczególnych dekadach wielolecia	97
5.2.	Trzy największe i najmniejsze przepływy oraz odpływy w kulminacjach wezbrań nizinnych rzek Polski w kategoriach powierzchni ich zlewni (uszeregowano według rosnącego WWq)	100
7.1.	Parametry rozkładów prawdopodobieństwa minimalnych rocznych stanów wody w środkowej Polsce	135
7.2.	Parametry rozkładów prawdopodobieństwa maksymalnych rocznych stanów wody w środkowej Polsce	138
8.1.	Charakterystyki wydajności omawianych źródeł w latach 1998–2012	157
8.2.	Sezonowe charakterystyki wydajności źródeł w latach 1998–2012	159
8.3.	Charakterystyki recesji wydajności źródeł	161
8.4.	Współczynniki autokorelacji średnich miesięcznych wydajności wybranych źródeł i przepływów ich recypientów w latach 1998–2012 (tylko istotne na poziomie $\alpha = 0,05$)	163
8.5.	Współczynniki autokorelacji średnich miesięcznych wydajności wybranych źródeł alpejskich w latach 1998–2011 (istotne na poziomie 0,05)	164
8.6.	Średnie miesięczne przepływy i wydajności w latach 1998–2012	169
9.1.	Korelacje wybranych przepływów charakterystycznych	186

9.2. Wyniki dopasowania rozkładu Weibulla do serii maksymalnych rocznych przepływów Pilicy w Przedborzu (WQ)	187
9.3. Wybrane terminy i daty połowy rocznej sumy odpływu (TPO)	194
10.1. Podstawowe informacje o badanych rzekach	204
10.2. Liczba dni określonego typu w obrębie przeciętnych rocznych hydrogramów przepływu Neru i Prośny	206
10.3. Sezony hydrologiczne w ramach rocznych hydrogramów Neru i Prośny	209
11.1. Interpretacja współczynnika zmienności Pearsona	222
11.2. Przykładowa tablica kontyngencyjna (wielodzielcza)	231
11.3. Rozkłady prawdopodobieństwa zmiennych dyskretnych	240
11.4. Rozkłady prawdopodobieństwa zmiennych ciągłych	242
11.5. Rozkłady prawdopodobieństwa wartości ekstremalnych	244

Rysunki

1.1. Użytkowanie terenu i posterunki hydrometryczne w zlewni Sokołówki	15
1.2. Piętnastominutowe zmiany natężenia przepływu (ΔQ_{15}) w funkcji przepływu początkowego (Q_0)	20
1.3. Krzywe maksymalnego wzrostu (A) i maksymalnego spadku (B) natężenia przepływu (ΔQ_{15}) w dwóch przekrojach hydrometrycznych Sokołówki w 2009 r.	21
1.4. Zróżnicowanie współczynników symetrii fal wezbraniowych ($WSyF$) Sokołówki w roku 2009	23
1.5. Zróżnicowanie współczynników gładkości fal wezbraniowych (WGF) Sokołówki w 2009 r.	24
1.6. Zmienność charakterystyk fal wezbraniowych Sokołówki w poszczególnych miesiącach 2009 r.	25
2.1. Użytkowanie terenu i przekroje pomiarowe w zlewni Dzierżąskiej	29
2.2. Sezonowa zmienność przewodnictwa elektrolitycznego (SEC) w latach 2006–2012 i stężenia jonów chlorkowych (Cl^-) w okresie 2011–2012 w badanych przekrojach pomiarowych Sokołówki	35
2.3. Sezonowa zmienność przewodnictwa elektrolitycznego (SEC) w latach 2006–2012 i stężenie jonów chlorkowych (Cl^-) w okresie 2011–2012 w wodach Dzierżąskiej w badanych przekrojach pomiarowych	36
2.4. Sezonowa zmienność odczynu (pH) wód Sokołówki w latach 2006–2012 oraz koncentracji azotu azotanowego ($N-NO_3^-$) w okresie 2011–2012 w badanych przekrojach pomiarowych	38
2.5. Sezonowa zmienność odczynu (pH) wód Dzierżąskiej w latach 2006–2012 oraz koncentracji azotu azotanowego ($N-NO_3^-$) w okresie 2011–2012 w badanych przekrojach pomiarowych	39
2.6. Graficzna interpretacja wskaźników sezonowości Markhama obliczonych dla wybranych parametrów fizykochemicznych wód Sokołówki (2006–2012)	42
2.7. Graficzna interpretacja wskaźników sezonowości Markhama obliczonych dla wybranych parametrów fizykochemicznych wód Dzierżąskiej (2007–2012)	43
3.1. Podstawowa krzywa przepływu dla Dzierżąskiej w przekroju „Swoboda”	51
3.2. Hydrogram dobowych odpływów jednostkowych (q) i wybrane odpływy charakterystyczne (granice wezbrań i niżówek) w latach 1998–2006 (Dzierżąska – „Swoboda”) .	53
3.3. Przykłady związków między odpływami charakterystycznymi sąsiednich miesięcy	54
3.4. Roczne nadmiary wezbraniowe	55

3.5. Roczne niedobory niżówkowe	56
3.6. Roczne różnice nadmiarów wezbraniowych i niedoborów niżówkowych	57
3.7. Większe wezbrania Dzierżąskiej w przekroju „Swoboda”	58
3.8. Wybrane okresy niżówkowe Dzierżąskiej w przekroju „Swoboda”	59
3.9. Wzorcowa krzywa wysychania Dzierżąskiej w przekroju „Swoboda” (1998–2006)	60
3.10. Roczny wycinek hydrogramu przepływu z separacją wykonaną algorytmem <i>ET</i> (Dzierżąska – „Swoboda”)	61
3.11. Składowe odpływu rzecznej i współczynnik zasilania podziemnego	62
3.12. Wieloletnia zmienność średnich miesięcznych, jednostkowych odpływów podziemnych (A), sumy odpływów powierzchniowych i podpowierzchniowych (B) i współczynnika zasilania podziemnego (C)	63
3.13. Współczynniki korelacji między wybranymi charakterystykami odpływu sąsiednich miesięcy	65
3.14. Wieloletni przebieg współczynników WN_z i WW_z	66
3.15. Krzywe podwójnie kumulowane dla objętości form odpływu i odpowiadających im niedoborów (A) lub nadwyżek wody (B), wielolecie 1998–2006	66
4.1. Wybrane rzeki środkowej Polski	71
4.2. Istotne trendy maksymalnych rocznych odpływów jednostkowych w wieloleciu 1951–2002 dla wybranych rzek środkowej Polski	78
4.3. Istotne trendy minimalnych rocznych odpływów jednostkowych w wieloleciu 1951–2002 dla wybranych rzek środkowej Polski	79
4.4. Liczba istotnych trendów dodatnich i ujemnych w wektorach maksymalnych miesięcznych odpływów jednostkowych z wybranych zlewni środkowej Polski w wieloleciu 1951–2002	82
4.5. Liczba istotnych trendów dodatnich i ujemnych w wektorach minimalnych miesięcznych odpływów jednostkowych z wybranych zlewni środkowej Polski w wieloleciu 1951–2002	82
5.1. Nomogram zależności przepływów maksymalnych rzek od powierzchni ich zlewni przy różnych indeksach K_{F-R}	92
5.2. Rozmieszczenie przekrojów wodowskazowych na rzekach nizinnych	93
5.3. Długość serii obserwacyjnych w uwzględnionych przekrojach wodowskazowych	94
5.4. Obwiednie związków między maksymalnymi przepływami w kulminacjach wezbrań rzek nizinnych (WWQ) i powierzchniami ich zlewni (A) – równania w tekście	96
5.5. Liczba WWQ zaobserwowanych w rzekach nizinnych w poszczególnych miesiącach ..	96
5.6. Terminy WWQ w funkcji powierzchni zlewni	97
5.7. Liczba przekrojów w poszczególnych latach, których dane wykorzystano w opracowaniu ..	98
5.8. Obszar zmienności maksymalnego odpływu jednostkowego (WW_q) i powierzchni zlewni (A) w nizinnej części Polski	98
5.9. Maksymalne odpływy jednostkowe w zlewniach Nizy Polskiego	99
5.10. Zróżnicowanie maksymalnych odpływów jednostkowych w zlewniach nizinnych i w zlewniach całej Polski w latach 1951–2006	100
5.11. Indeksy powodziowości (K_{F-R}) rzek nizinnej części Polski	101
5.12. Zróżnicowanie indeksów K_{F-R} (François-Rodiera) w zlewniach rzek nizinnych i w całej Polsce	102
5.13. Teoretyczne funkcje rozkładów Poissona i geometrycznego na tle empirycznego prawdopodobieństwa wystąpienia $WWQ - LP_p(WWQ)$ w określonej liczbie zlewni nizinnych w danym roku (k)	103
5.14. Indeksy wysokiej wody: WW dla Nizin (A), Polski (B) i Europy (C) w przekroju wieloletnim	105

6.1. Rozmieszczenie wodowskazów objętych opracowaniem	109
6.2. Zróżnicowanie wybranych charakterystyk rocznych niedoborów odpływu niżówkowe- go w zlewniach środkowej Polski	111
6.3. Wybrane charakterystyki średnich rocznych niedoborów odpływu niżówkowego w zlewniach środkowej Polski (1951–2002)	112
6.4. Zróżnicowanie współczynnika niedoboru odpływu niżówkowego w półroczu ciepłym w badanych zlewniach nizinnych	115
6.5. Wieloletni przebieg współczynnika niedoboru odpływu niżówkowego w półroczu cie- płym w wybranych zlewniach środkowej Polski (1951–2002)	116
6.6. Średni współczynnik niedoboru odpływu niżówkowego i jego zmienność wieloletnia w półroczu ciepłym w zlewniach środkowej Polski (1951–2002)	117
6.7. Położenie grotów wektorów indeksu sezonowości i wskaźnika pory koncentracji suszy hydrologicznej obliczonych dla kolejnych lat (A) oraz dla wielolecia (B)	119
6.8. Zróżnicowanie wskaźnika pory koncentracji suszy hydrologicznej ($WpkVn$) oraz wskaźnika jego średniej zmiany z roku na rok ($ZmWpkVn$)	120
6.9. Pora koncentracji suszy hydrologicznej i jej wieloletnia zmienność (1951–2002)	121
6.10. Zróżnicowanie średniego indeksu sezonowości suszy hydrologicznej ($IsVn$) oraz jego współczynnika zmienności ($CvIsVn$) w badanej grupie zlewni	123
6.11. Indeks sezonowości suszy hydrologicznej i jego wieloletnia zmienność (1951–2002) ..	124
6.12. Przykłady statystycznie istotnych trendów rocznych indeksów sezonowości suszy hy- drologicznej	125
6.13. Wybrane zależności regresyjne	126
7.1. Lokalizacja badanych poziomów wodonośnych (piezometrów) na tle makroregionów fizycznogeograficznych Polski	131
7.2. Struktura próbek badanych piezometrów w świetle wybranych charakterystyk fizyczno- geograficznych	132
7.3. Rozkłady prawdopodobieństwa minimów rocznych	134
7.4. Rozkłady prawdopodobieństwa maksimów rocznych	141
7.5. Współczynniki autokorelacji ekstremów rocznych	143
7.6. Współczynnik autokorelacji maksimów rocznych w funkcji średniej głębokości zwier- ciadła wody podziemnej	145
7.7. Rozmieszczenie amplitudy kwantyli 10% prawdopodobieństwa przekroczenia i nie- osiągnięcia ($CrHPR_{10\%}$) w środkowej Polsce	147
7.8. Względna częstotliwość wysokich i niskich stanów wody podziemnej w wieloleciu i w skali regionalnej	150
8.1. Odcinki recesji wydajności źródeł Rosanów i Ciosny w latach 1998–2012	160
8.2. Wzorcowe krzywe wysychania źródeł Rosanów i Ciosny	162
8.3. Wieloletnia zmienność średnich miesięcznych głębokości zwierciadła wody podziem- nej oraz miesięcznych sum opadów atmosferycznych zarejestrowanych na posterunku Ciosny w latach 1998–2012	166
8.4. Wieloletnia zmienność średnich miesięcznych wydajności źródeł Rosanów i Ciosny w latach 1998–2012	167
8.5. Wyniki obserwacji głębokości zwierciadła wód podziemnych w studni Ciosny i wydaj- ności źródeł Rosanów (A) i Ciosny (B) w najdłuższych okresach recesji	168
8.6. Skumulowana wydajność źródeł Rosanów i Ciosny na tle średnich miesięcznych przepływów Ciosenki w latach 1998–2012	170
9.1. Przeciętne hydrogramy przepływów średnich i ekstremalnych Pilicy w Przedborzu (lata 1961–1990)	177
9.2. Standaryzowane odchylenia przepływów dobowych (ZsQ_t) i ekstremalnych Pilicy w Przedborzu od średnich z wielolecia 1961–1990	177

9.3. Histogram częstości i krzywe częstotliwości średnich z wielolecia przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu (przekroczenia i nieosiągnięcia)	179
9.4. Częstości standaryzowanych przepływów średnich i ekstremalnych Pilicy w Przedborzu w przedziałach wielokrotności ich odchyłeń standardowych	179
9.5. Współczynniki autokorelacji ($k=1$) jednoimiennych przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu dla wielolecia 1961–1990	180
9.6. Współczynniki regresji równań trendów jednoimiennych przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu w wieloleciu 1961–1990	181
9.7. Częstość wybranych rozkładów zmiennej losowej dla jednoimiennych przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu w wieloleciu 1961–1990, grupowanie według kryterium Akaike	183
9.8. Sezonowa zmienność występowania dni z przyjętym typem rozkładu zmiennej losowej, Pilica w Przedborzu (1961–1990)	184
9.9. Częstości w poszczególnych miesiącach dni z przyjętym typem rozkładu zmiennej losowej, Pilica w Przedborzu (1961–1990)	185
9.10. Roczne hydrogramy przepływów jednoimiennych o zadanym prawdopodobieństwie przekroczenia, Pilica w Przedborzu (1961–1990)	185
9.11. Wskaźniki sezonowości dobowych przepływów Pilicy w Przedborzu (1961–1990)	188
9.12. Pory koncentracji i indeksy sezonowości Markhama dla dobowych przepływów Pilicy w Przedborzu	189
9.13. Zmiany autokorelacji (A) i zmienności (B) przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu (1961–1990)	192
9.14. Przeciętna liczba wzrostów i spadków przepływów dobowych Pilicy w Przedborzu (1961–1990)	193
9.15. Zmiany i zmienność wieloletnia rocznego wskaźnika względnego przyrostu dobowego przepływu ($PwQR$) Pilicy w Przedborzu (1961–1990)	194
9.16. Krzywa sumowa przepływu rocznego (A) i wieloletnie fluktuacje terminu przekroczenia połowy odpływu rocznego (B)	195
9.17. Łączny czas trwania wezbrań (L_wR) i niżówek (L_nR) w Pilicy po Przedbórz w każdym roku wielolecia 1961–1990	196
9.18. Pory koncentracji przepływu Pilicy w Przedborzu w poszczególnych latach wielolecia 1961–1990	197
9.19. Wieloletnie fluktuacje pory koncentracji przepływu (A) i jego indeksu sezonowości (B), Pilica w Przedborzu (1961–1990)	198
10.1. Lokalizacja zlewni Neru i Proсны	203
10.2. Dendrogramy podobieństwa „typów dni” o podobnej dynamice przepływu i wartości kryterium wyboru najlepszej liczby klas taksonomicznych (GWZ) dla Neru i Proсны	205
10.3. Przykład zastosowania procedury wydzielania sezonów hydrologicznych według zaproponowanych kroków (od 1 do 4) dla Proсны w Mirkowie	207
10.4. Schemat tworzenia nazwy sezonu hydrologicznego na podstawie charakterystycznych dla niego cech wieloletniej dynamiki odpływu rzecznoego	208
10.5. Średni roczny hydrogram przepływu Neru i sezony hydrologiczne	210
10.6. Średni roczny hydrogram przepływu Proсны i sezony hydrologiczne	210
10.7. Porównanie sezonów hydrologicznych wydzielonych dla Neru i Proсны przez autorów (numery sezonów) i przez J. Rotnicką (1988, szraf)	212
11.1. Krzywa podwójnie kumulowana przepływów średnich niskich ($SNQm$) i opadów (P)	217
11.2. Kwantyle rozkładu zmiennej x	223
11.3. Przykład wykresu <i>box & whisker</i> opartego na kwartylach rozkładu	225
11.4. Rodzaje symetrii rozkładów	226

11.5. Idea konstrukcji wskaźników sezonowości Markhama	228
11.6. Graficzne wyobrażenie działania metody najmniejszych kwadratów	235
11.7. Regresja liniowa (linia ciągła) i jej obszar ufności (linie przerywane)	237
11.8. Jednostronny i obustronny obszar krytyczny testów (powierzchnia zacieniona) dla $\alpha = 0,05$	246
11.9. Wezbrania i niżówki	265
11.10. Graficzna ilustracja obliczania względnego deficytu odpływu niżówkowego	268