

POLITECHNIKA WARSZAWSKA

Wydział Inżynierii Środowiska



ROZPRAWA DOKTORSKA

mgr inż. Bogdan Ozga-Zieliński

**Informacja hydrologiczna dla potrzeb gospodarki
wodnej – zagadnienia określania przepływów
maksymalnych w sytuacji niepełnych danych
pomiarowych przepływów**

WARSZAWA

1996

Politechnika Warszawska
Wydział Inżynierii Środowiska
Instytut Systemów Inżynierii Środowiska

mgr inż. Bogdan Ozga-Zieliński

INFORMACJA HYDROLOGICZNA DLA POTRZEB
GOSPODARKI WODNEJ - ZAGADNIENIA OKREŚLANIA
PRZEPIYWÓW MAKSYMALNYCH W SYTUACJI
NIEPEŁNYCH DANYCH POMIAROWYCH PRZEPIYWÓW

Praca doktorska wykonana pod kierunkiem
prof. dr hab. inż. Janusza Kindlera

Warszawa - 1996

Promotorowi pracy Panu prof. dr hab. inż. Januszowi Kindlerowi pragnę serdecznie podziękować za cenne wskazówki i rady oraz wszechstronną pomoc jaką otrzymałem w czasie przygotowywania niniejszej pracy.

Słowa podziękowania pragnę przekazać mojej najbliższej Rodzinie, której pomoc, życzliwość i wyrozumiałość pozwoliły mi na pomyślne zakończenie podjętego przeze mnie zadania.

SPIS TREŚCI:

1. Wstęp.	1
2. Cel i zakres pracy.	4
3. Niejednorodność ciągów pomiarowych.	6
3.1. Rodzaje i przyczyny występowania niejednorodności.	6
3.2. Metody wykrywania niejednorodności.	18
3.2.1. Niejednorodność genetyczna.	18
3.2.2. Przykład wykrywania niejednorodności genetycznej.	21
3.2.3. Niejednorodność statystyczna.	24
3.2.4. Przykłady wykrywania niejednorodności statystycznej.	29
4. Metody obliczania przepływów maksymalnych w przypadku krótkich ciągów pomiarowych.	47
4.1. Przegląd stosowanych metod.	47
4.1.1. Wprowadzenie.	47
4.1.2. Metody wykorzystujące długie ciągi przepływów z wybranej stacji wodowskazowej.	49
4.1.3. Metody wykorzystujące długie ciągi opadów i model zlewni kontrolowanej.	54
4.1.4. Metody wykorzystujące długie ciągi opadów.	56
4.2. Zmodyfikowana metoda Gradex (Gradex-KC).	58
4.2.1. Podstawy merytoryczne.	58
4.2.2. Procedura wykonania obliczeń.	63
4.2.3. Przykłady zastosowania.	70
4.2.4. Wnioski.	102
5. Metody obliczania przepływów maksymalnych w przypadku braku obserwacji przepływu.	105
5.1. Przegląd stosowanych metod.	105
5.1.1. Wprowadzenie.	105

5.1.2. Metody wykorzystujące ciągi pomiarowe przepływów z wybranej stacji wodowskazowej.	108
5.1.3. Metody wykorzystujące ciągi zjawisk meteorologicznych i modele zlewni niekontrolowanej.	112
5.1.4. Metody wykorzystujące charakterystyki opadów i charakterystyki fizyczno-geograficzne zlewni niekontrolowanej.	114
5.2. Propozycja rozszerzenie metody Gradex na zlewnie niekontrolowane (Gradex-ZN).	117
5.2.1. Wprowadzenie.	117
5.2.2. Podstawy merytoryczne.	118
5.2.3. Procedura wykonania obliczeń.	124
5.2.4. Przykłady zastosowania.	130
5.2.5. Wnioski.	162
6. Wnioski końcowe.	163
Literatura.	165
Załącznik A. Realizacja komputerowa nieparametrycznych testów istotności - testu sumy rang i testu współczynnika korelacji rangowej Spearmana na trend.	174
Załącznik B. Realizacja komputerowa nieparametrycznej wersji sekwencyjnego ilorazowego testu Walda.	179
Załącznik C. Realizacja komputerowa obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia przy wykorzystaniu zmodyfikowanej metody Gradex-KC.	186
Załącznik D. Realizacja komputerowa obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia przy wykorzystaniu metody rozszerzonego Gradeksu dla zlewni niekontrolowanych (Gradex-ZN).	197

1. WSTĘP.

Dostarczanie miarodajnej informacji hydrologicznej na potrzeby gospodarki wodnej i hydrotechniki jest podstawowym zadaniem hydrologii stosowanej (inżynierskiej). W miarę wykorzystywania coraz bardziej złożonych metod obliczeniowych przy projektowaniu i eksploatacji systemów gospodarki wodnej stawiane są również coraz większe wymagania w odniesieniu do informacji hydrologicznej. W okresie ostatniego dwudziestolecia, w którym nastąpiły zasadnicze zmiany w podejściu i technikach rozwiązywania zagadnień gospodarki wodnej, wiele miejsca w literaturze i na konferencjach naukowych poświęca się metodom uzyskiwania użytecznej informacji hydrologicznej. Problemy te są również przedmiotem zainteresowania organizacji międzynarodowych, szczególnie WMO i UNESCO, czego przejawem są międzynarodowe programy badawcze. Powołany, w 1965 roku, przez UNESCO pierwszy międzynarodowy program hydrologiczny IHD (International Hydrological Decade), a następnie w 1975 roku, jako jego kontynuacja, program IHP (International Hydrological Programme) realizowały, jako jedno z podstawowych zadań, multidyscyplinarne podejście do szacowania, planowania i racjonalnego gospodarowania zasobami wodnymi. Wyniki tych programów były publikowane w dwóch specjalnych seriach wydawniczych "Studies and Reports in Hydrology" oraz "Technical Papers in Hydrology". Szczególnie cenne są opracowania, dotyczące wymagań i metod obliczeń hydrologicznych dla potrzeb gospodarki wodnej, wykonane przez międzynarodowe zespoły hydrologów i specjalistów z zakresu gospodarki wodnej [Eichert, Kindler, Schultz, Sokolov, 1982; Haines, Kindler, Plate, 1987; Loring, van der Made, 1987].

Zagadnienia wymagań i zastosowań hydrologii w gospodarce wodnej publikowane są również w seryjnym wydawnictwie WMO "Operational Hydrology Report" [Klemes, 1973; Andrejanov, 1975].

Współczesne metody obliczeniowe stosowane w gospodarce wodnej, często bardzo wyrafinowane z punktu widzenia matematyki, wymagają danych hydrologicznych o wysokiej jakości. Najlepszym i najbardziej miarodajnym źródłem informacji hydrologicznej jest pomiar. Niestety sieć stacji pomiarowych z racji wysokich kosztów ich utrzymania jak również opracowywania, przekazywania i publikowania danych pomiarowych, jest ograniczona. W ostatnich latach właśnie ze względów ekonomicznych obserwuje się likwidację wielu stacji pomiarowych w Polsce. Biorąc jednocześnie pod uwagę rozwój gospodarczy kraju, szczególnie powstawanie wielu obiektów gospodarczych jak również zapotrzebowanie na wodę osiedli miejskich i wsi oraz ciągłą zabudowę rzek, informacja o przepływach rzecznych potrzebna jest z coraz mniejszych rzek. Analizując zestawienie [Fal, 1979] podające liczbę i wielkość zlewni rzek polskich oraz liczbę stacji wodowskazowych na nich usytuowanych, łatwo zauważyć, że tylko niecałe 2% rzek małych ($A < 50 \text{ km}^2$) posiada stacje wodowskazowe, a rzeki te stanowią aż 62% wszystkich rzek polskich. Również nie wszystkie rzeki o powierzchni zlewni od 100 do 500 km^2 są kontrolowane (na 744 takich rzek liczba stacji wodowskazowych wynosi 380). Dopiero wszystkie rzeki o powierzchni zlewni powyżej 500 km^2 są kontrolowane. Liczby te wyraźnie wskazują na konieczność rozwiązywania problemu uzyskiwania informacji hydrologicznej na rzekach nie objętymi pomiarami, a więc konieczność rozwijania metod pozwalających na uzyskanie określonych charakterystyk przepływów potrzebnych do projektowania obiektów gospodarki wodnej w miejscach (przekrojach) niekontrolowanych lub kontrolowanych tylko przez krótki okres (kilka lat). W przypadkach, gdy dostępne ciągi pomiarowe zmiennych hydrologicznych są krótkie, a tym samym mało wiarygodne, należy podchodzić z dużą ostrożnością do określania charakterystyk przepływów maksymalnych (wezbrań) na podstawie których są projektowane obiekty gospodarki wodnej (hydrotechniczne). Niepewność charakterystyk hydrologicznych jest szczególnie znacząca w przypadku małych, niekontrolowanych zlewni. Wówczas powinny być dostępne wiarygodne ciągi obserwacyjne

zjawisk meteorologicznych oraz wiarygodne dane pomiarowe dotyczące cech fizyczno-geograficznych oraz sposobu zagospodarowania koryta rzeki i obszaru zlewni.

W ostatnich latach wiele konferencji zostało poświęconych tematyce bezpieczeństwa obiektów hydrotechnicznych ponieważ duży procent awarii, szczególnie zapór, spowodowany był złym wymiarowaniem wynikającym z niewłaściwego określenia charakterystyk przepływów maksymalnych [*Selection ...*, 1992]. Tak więc, w sytuacji braku wiarygodnych danych hydrologicznych oszacowane na ich podstawie charakterystyki, wymagane przy projektowaniu obiektów gospodarki wodnej, są co najmniej wątpliwe i mogą być przyczyną wielu błędów. Znaczenie danych hydrologicznych, ich dokładność i wiarygodność, są podkreślane w wielu pracach z zakresu gospodarki wodnej [Łaski i in., 1976; Kindler i in., 1984; Kindler, 1990]. W związku z tym, przed oszacowaniem wartości charakterystyk hydrologicznych, używanych do celów projektowania obiektów gospodarki wodnej, posiadane ciągi pomiarowe, na podstawie których te charakterystyki są określane, powinny być poddane wnikliwej analizie błędów i analizie pod kątem ich jednorodności, jak również stosowane metody obliczeniowe powinny być zweryfikowane pod kątem dokładności przeprowadzanych obliczeń.

2. CEL I ZAKRES PRACY.

Spośród wielu kwestii dotyczących informacji hydrologicznej [Kindler, 1990], w pracy podjęto dwa, dotychczas nie rozwiązane w stopniu dostatecznym, zagadnienia współczesnej hydrologii inżynierskiej.

Przy określaniu charakterystyk przepływów maksymalnych, w praktyce inżynierskiej coraz częściej można spotkać się z sytuacjami posiadania długiego lecz niejednorodnego ciągu pomiarowego przepływów. Stąd też pierwsze zagadnienie rozwiązane w pracy to wykrywanie niejednorodności ciągów obserwacyjnych zjawisk hydrometeorologicznych, których jednorodność warunkuje możliwości prowadzenia dalszych obliczeń hydrologicznych. W wielu przypadkach niemożliwe jest usunięcie niejednorodności lub uwzględnienie w ciągu pomiarowym czynników powodujących jego niejednorodność. Wówczas najczęściej pozostaje do dyspozycji krótka jednorodna część długiego niejednorodnego ciągu lub w skrajnych przypadkach cały ciąg trzeba odrzucić. W takich sytuacjach przy określaniu charakterystyk przepływów należy użyć metody obliczeniowej stosowanej w przypadkach krótkich ciągów pomiarowych bądź też całkowitego braku ciągów pomiarowych przepływów. Tak więc, drugim zagadnieniem rozwiązany w pracy jest propozycja zastosowania do obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia metody Gradex w sytuacji posiadania krótkich ciągów pomiarowych przepływów lub w przypadku braku ciągów pomiarowych przepływów (zlewnie niekontrolowane).

W zakresie pierwszego z podjętych zagadnień, spośród wielu istniejących testów statystycznych, po przeprowadzeniu badań symulacyjnych przydatności ich do wykrywania niejednorodności ciągów pomiarowych, zaproponowano dwa nieparametryczne testy istotności. Ponadto dokonano modyfikacji sekwencyjnego ilorazowego testu Walda uwzględniając nowe tendencje w estymacji funkcji gęstości rozkładu prawdopodobieństwa, tj. estymację nieparametryczną. Test ten w odróżnieniu od dwóch poprzednich testów uwzględnia w procedurze testowa-

nia hipotez nie tylko prawdopodobieństwo popełnienia błędu I rodzaju, ale również prawdopodobieństwo popełnienia błędu II rodzaju (rozdz. 3.2). Zaproponowane metody wykrywania niejednorodności ciągów pomiarowych przepływów przedstawiono na tle problemu przyczyn występowania różnego rodzaju niejednorodności zjawisk hydrologicznych (rozdz. 3.1).

W odniesieniu do drugiego zagadnienia tj. obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia metodą Gradex w sytuacji posiadania krótkich ciągów pomiarowych przepływów (rozdz. 4.2), w pracy zaproponowano modyfikację tej metody mającą na celu jej uściślenie (bardziej precyzyjne i fizycznie uzasadnione określanie jednego z parametrów rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych). W sytuacji braku ciągów pomiarowych przepływów (zlewnie niekontrolowane) (rozdz. 5.2) zaproponowano ustalenie zależności regionalnych dla określenia dwóch parametrów rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych.

Obydwie zaproponowane metody obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia omówiono na tle przeglądu innych metod możliwych do stosowania w przypadkach posiadania w przekrojach obliczeniowych krótkich ciągów przepływów (rozdz. 4.1) bądź też braku ciągów pomiarowych przepływów (rozdz. 5.1).

Praca została zakończona podsumowaniem w postaci końcowych wniosków i uwag dotyczących proponowanych metod obliczeniowych (rozdz. 6) oraz programami komputerowymi opisanymi w załącznikach (zał. A, B, C i D).

3. NIEJEDNORODNOŚĆ CIĄGÓW POMIAROWYCH.

Przeprowadzając jakiegokolwiek obliczenia, niezależnie od stosowanej metody, podstawowym czynnikiem warunkującym poprawność uzyskanych wyników jest jednorodność ciągów pomiarowych wykorzystywanych w tych obliczeniach. Problem ten ma szczególne znaczenie w dziedzinach opierających się na eksperymencie biernym, gdy pomiar odbywa się w warunkach naturalnych i na mierzone zjawisko oddziałują jednocześnie wiele czynników nie zawsze w pełni rozpoznanych i na ogół nie mierzonych, a więc oddziałujących w sposób niezależny i niekontrolowany przez eksperymentatora. Jest to typowa sytuacja przeprowadzania eksperymentów hydrologicznych.

3.1. Rodzaje i przyczyny występowania niejednorodności.

Ogólnie pod pojęciem *jednorodności* zjawiska rozumie się stałość (niezmienność) zbioru czynników warunkujących wystąpienie i przebieg zjawiska. Ponadto o jednorodności ciągu pomiarowego badanego zjawiska decydują warunki przeprowadzania eksperymentu tj. metoda i przyrząd pomiarowy, miejsce i czas wykonania pomiaru, gęstość próbkowania itp.. Jeżeli potrafimy wykryć i określić (niekoniecznie ilościowo) czynniki warunkujące jednorodność lub powodujące niejednorodność ciągów pomiarowych, wówczas można powiedzieć, że znana jest geneza jednorodności, czy też niejednorodności. Ta niejednorodność wykrywalna, możliwa do zidentyfikowania, nazywana jest *niejednorodnością genetyczną (fizyczną)* chociaż pełna jej nazwa powinna brzmieć niejednorodność wykrywana metodami badania genezy, przebiegu i pomiaru określonego zjawiska. Na zjawisko lub warunki jego pomiaru często działają jednak czynniki których nie potrafimy wyodrębnić i określić, a jedynie obserwujemy ich wpływ na zmianę własności statystycznych ciągów pomiarowych. Ten rodzaj niejednorodności nazywany jest *niejednorodnością statystyczną* czyli niejednorodnością

wykrywaną metodami analizy statystycznej (rys. 3.1) [Adamowski i in., 1990; Ozga-Zielińska i in., 1994a].

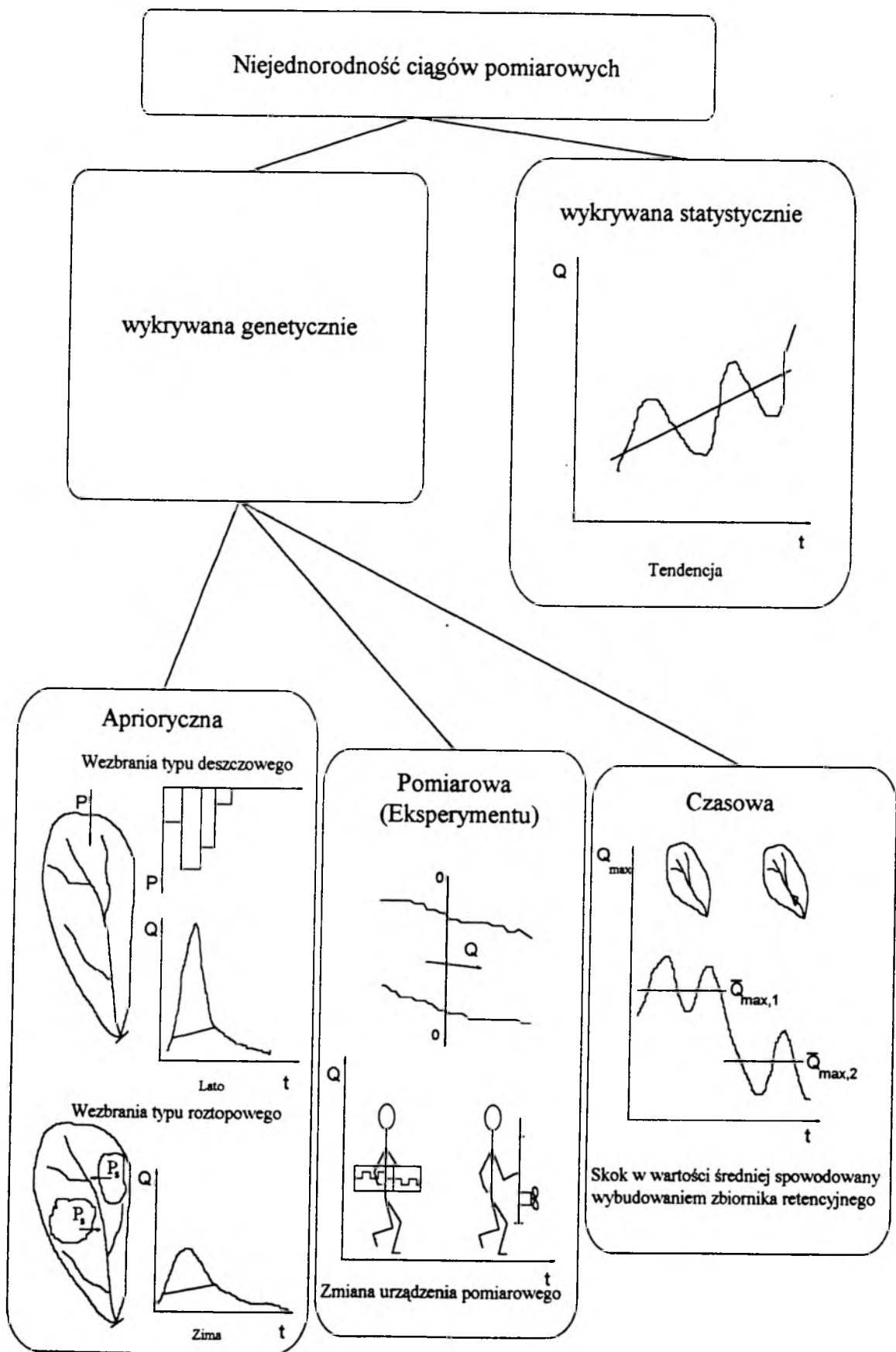
W zależności od czynników oddziałujących na mierzone charakterystyki badanego zjawiska, wyróżnia się trzy rodzaje niejednorodności genetycznej: aprioryczną, pomiarową i czasową (rys. 3.1).

Niejednorodność aprioryczna wynika z faktu, że takie samo lub bardzo podobne w swoim przebiegu zjawisko może być wywołane przez zupełnie różne czynniki. W hydrologii najbardziej typowym przykładem takich zjawisk są wezbrania. Wezbrania mogą występować w różnych porach roku i ich geneza nie jest taka sama. Zupełnie inny zbiór czynników warunkuje powstanie wezbrania roztopowego, a inny wezbrania opadowego (deszczowego). Ten rodzaj niejednorodności genetycznej określa się jako niejednorodność aprioryczną, gdyż może być ona określona z góry, na podstawie przyczynowej analizy zjawiska.

Niejednorodność pomiarowa (eksperymentu) wynika z niejednorodności warunków przeprowadzenia eksperymentu, na przykład ze zmiany urządzenia pomiarowego i/lub metody pomiarowej.

Niejednorodność czasowa spowodowana jest zmianą w czasie czynników wywołujących i oddziałujących na badane zjawisko. Niejednorodność czasowa jest najczęściej występującym rodzajem niejednorodności genetycznej i wobec tego, w sytuacjach gdy nie występuje niejednorodność aprioryczna bądź eksperymentu, pod pojęciem niejednorodności genetycznej rozumiana jest właśnie niejednorodność czasowa.

Niejednorodność ciągów pomiarowych zjawisk hydrologiczno-meteorologicznych może być spowodowana jednym, dwoma lub trzema jednocześnie występującymi rodzajami niejednorodności genetycznej, a ponadto, nawet po wyeliminowaniu rozpoznanej niejednorodności genetycznej, ciągi te wciąż mogą wykazywać niejednorodność statystyczną spowodowaną niezidentyfikowanymi i niemożliwymi do uwzględnienia czynnikami.



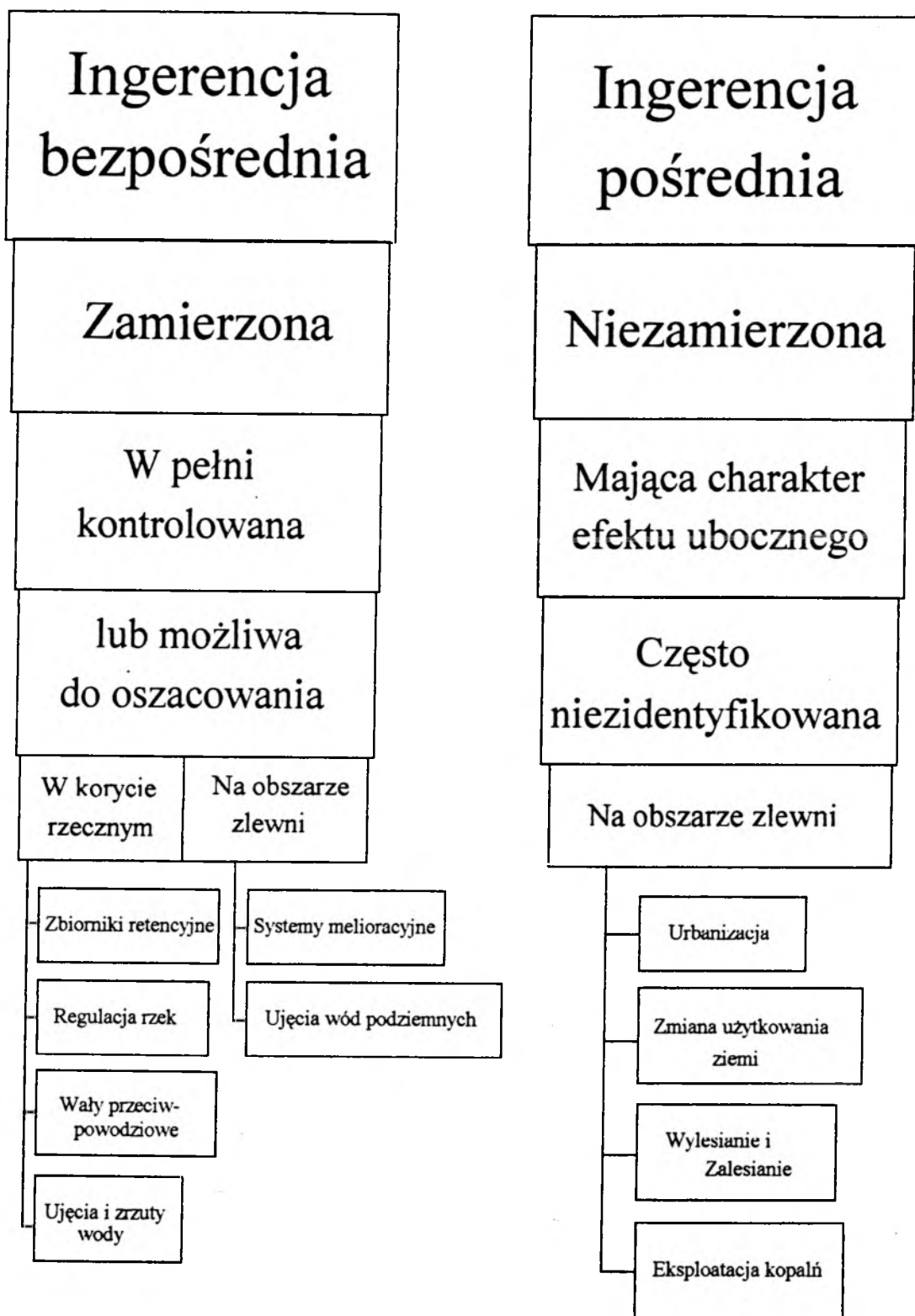
Rys. 3.1. Przykłady różnych rodzajów niejednorodności.

Wzrastająca intensywność działalności gospodarczej człowieka na obszarze zlewni oraz bezpośrednia ingerencja w korycie rzeczonym prowadzą do zmian warunków formowania się przepływu rzeczno i modyfikacji innych zjawisk hydrologicznych, co w konsekwencji prowadzi do utraty jednorodności ich ciągów pomiarowych. Ingerencja człowieka w naturalne środowisko wodne może przybierać formę *bezpośrednią* i *pośrednią* (rys. 3.2) oddziałując na nie zarówno z punktu widzenia zmian jego charakterystyk jakościowych jak i ilościowych.

Ingerencja bezpośrednia w środowisko wodne, taka jak pobory i zrzuty wód powierzchniowych i podziemnych, magazynowanie wody w zbiornikach retencyjnych, budowa systemów melioracyjnych itp. jest realizowana jako ingerencja zamierzona mająca na celu zmianę istniejących stosunków wodnych poprzez budowę obiektów hydrotechnicznych. Ten rodzaj ingerencji człowieka może i powinien być w pełni kontrolowany chociaż nie zawsze tak się dzieje w praktyce. W każdym razie niekontrolowane, w sensie stałego pomiaru, ilości retencjonowanej, pobieranej i zrucanej wody mogą być w tym przypadku co najmniej oszacowane. Tym samym może być określony ich wpływ na zmianę naturalnego obiegu wody i związanych z nim procesów hydrologicznych.

Natomiast *pośrednia ingerencja* w naturalny obieg wody taka jak urbanizacja, zmiana użytkowania powierzchni ziemi, zmiana w strukturze warstw podziemnych spowodowana eksploatacją górniczą, wylesianie itp. jest ingerencją niezamierzoną i ma charakter efektu ubocznego towarzyszącego realizacji innego głównego celu. Wpływ tej formy ingerencji na środowisko wodne nie jest na ogół brany pod uwagę przy podejmowaniu decyzji o zabudowie zlewni.

Efektem obu form ingerencji jest zmiana reżimu hydrologicznego bezpośrednio w rzece lub na obszarze całej zlewni co w konsekwencji prowadzi do utraty jednorodności ciągów pomiarowych obserwowanych zjawisk hydrologicznych. Należy podkreślić że, niejednorodność ciągów obserwacyjnych może być spowodowana nie tylko antropopresją lokalną ale również globalnymi zmianami



Rys. 3.2. Rodzaje ingerencji człowieka w środowisko wodne.

klimatu, które mogą być wywołane działalnością człowieka [Riggs, 1985; Gleik, 1986; Shiklomanov, 1989; Nash i in., 1991]. W niniejszej pracy omówiono jedynie wpływ lokalnej ingerencji bezpośredniej i pośredniej na zjawiska hydrologiczne zachodzące na obszarze zlewni i w korycie rzeki oraz omówiono metody wykrywania tego wpływu. Wpływ zmian klimatu oraz metody jego wykrywania i szacowania można znaleźć w pracach [*Analyzing ...*, 1988; Jokiel i in. 1989; Kaczmarek, 1992; Mitosek 1992; Ozga-Zielińska i in, 1994b].

Przed przystąpieniem do omówienia metod wykrywania wpływu ingerencji człowieka na przebieg zjawisk hydrologicznych, należy określić jakie formy ingerencji wpływają na poszczególne zjawiska hydrologiczne, jaki jest charakter tego wpływu i w jak się on przejawia. Analizę przeprowadzono głównie pod kątem wpływu na przepływ rzeczny, którego ciągi pomiarowe są przedmiotem rozważań w niniejszej pracy.

Ingerencja w korycie rzecznym.

Wszystkie formy tej ingerencji można, w zasadzie, zaliczyć do pierwszego rodzaju ingerencji tj. do ingerencji bezpośredniej. W związku z tym określenie jej charakteru i wpływu na przepływ rzeczny jest proste, gdyż jest określone przez jej własny, podstawowy cel. Niemniej jednak poza wpływem na przepływ rzeczny, wpływa ona również na inne zjawiska, a mianowicie na parowanie i wody podziemne.

Główne formy ingerencji w korycie rzecznym to zbiorniki retencyjne, regulacje rzek, wały przeciwpowodziowe oraz zrzuty i pobory wody.

Zbiorniki retencyjne wywierają na przepływ rzeczny wpływ najistotniejszy poprzez realizację swojego zadania podstawowego jakim jest regulacja przepływu rzecznoego zmierzająca głównie do obniżenia przepływów wysokich i podwyższenia przepływów niskich poniżej zbiornika retencyjnego. Prowadzi to do zmiany amplitudy, a więc tym samym wariancji, przepływów poniżej zbiornika nie zmieniając jednak wartości przepływów średnich w okresach wyrównaw-

czych. Natomiast mogą ulec zmianie i to znacznej, przepływy średnie z okresów krótszych od wyrównawczego. Na przykład przy rocznym okresie wyrównawczym przepływy średnie roczne nie ulegają zmianie, zaś przepływy średnie miesięczne lub przepływy dekadowe ulegają zmianie zależnie od planu pracy zbiornika. Oznacza to, że przy realizacji stałego planu pracy zbiornika, ciągi przepływów średnich rocznych z okresu przed wybudowaniem zbiornika i po jego wybudowaniu będą stanowiły jednorodną próbę natomiast ciągi przepływów średnich miesięcznych dla miesięcy jednoimiennych nie będą stanowiły prób jednorodnych. Ciągi przed wybudowaniem zbiornika i ciągi z okresu jego eksploatacji będą próbami o różnych charakterystykach statystycznych. Można naturalnie zastanawiać się na ile ciągi odpływów ze zbiornika są losowe i czy mogą być traktowane jako realizacje zmiennej losowej czy też są to ciągi deterministyczne, określone pracą zbiornika. Trudno uznać, że są one w pełni deterministyczne, gdyż są one zależne nie tylko od zasad pracy zbiornika, ale również od losowego charakteru dopływu do zbiornika. Przy stosowaniu tej samej polityki pracy zbiornika, ciągi odpływów mogą w poszczególnych latach znacznie się różnić, będzie to zależało również od wielkości zbiornika i jego możliwości eksploatacyjnych. Określenie charakteru ciągów odpływu ze zbiornika musi być dokonywane indywidualnie dla każdego zbiornika retencyjnego.

Ogólnie należy stwierdzić, że zbiornik retencyjny wpływa na zmianę wariacji i wartości średniej ciągów przepływów ekstremalnych w roku, z półrocza czy z miesięcy jednoimiennych i przepływów średnich z okresów krótszych niż okres wyrównawczy.

Wpływy uboczne zbiornika retencyjnego to: zmiany wielkości parowania z powierzchni zbiornika, zmiany poziomów wód gruntowych na terenach przyległych do zbiornika, na ogół zwiększona infiltracja przez dno zbiornika, zmiany w rozwoju flory wodnej ze względu na obniżenie przepływów wysokich i podwyższenie przepływów niskich, spadek ilości rumowiska rzecznoego poniżej zbiornika co w konsekwencji prowadzi do zwiększonej erozji koryta rzeki. Zjawiska te są

badane i określane na ogół metodami uwzględniającymi ich genezę i wobec tego każda zmiana czynników je wywołujących jest zauważona i uwzględniona [Petts i in., 1979; Riggs, 1985].

Regulacja rzek polegająca na nadaniu korytu rzeczemu trwałego i pożądanego kształtu w planie oraz w przekrojach podłużnym i poprzecznym ma wpływ na zmianę w wielkości przepływu rzeczego.

Wały przeciwpowodziowe, uniemożliwiając wypływ wody na terenu zalewowe, powodują wzrost przepływów na obwałowanym odcinku rzeki i poniżej jego. Wzrost ten dotyczy przepływów wysokich, powyżej wody brzegowej tzn. przepływów wypełniających koryto powyżej podstawy wałów. Nie ulegają zmianie przepływy minimalne i średnie miesięczne w miesiącach w których nie występowały wezbrania tzn. w miesiącach w których przepływy maksymalne były niższe od wody brzegowej. Natomiast przepływy średnie roczne i średnie miesięczne w miesiącach w których występowały wezbrania na ogół wzrastają z uwagi na fakt, że przed obwałowaniem część wody retencjonowanej w okresie wezbrań na terenach zalewowych nie wracała do koryta rzeczego. Wobec powyższego zmianie mogą ulec wartości średnie ciągów przepływów maksymalnych i średnich z okresów wyżej podanych oraz ich wariancje, szczególnie duże zmiany mogą wykazywać przepływy maksymalne.

Pobory i zrzuty wody, bezpośrednio z i do rzeki wpływają na charakterystyki przepływu w sposób oczywisty. Jednak charakter tego wpływu może być bardzo różny i będzie zależał od wielkości i rozkładu w czasie poborów i zrzutów, a więc od przebiegu ich hydrogramów. Najczęściej wykazują one tendencję wzrostu w okresie wieloletnim, co powinno odzwierciedlać się podobną tendencją w hydrogramach przepływu poniżej miejsca poboru czy zrzutu, o ile naturalnie wielkości pobieranej bądź zrzucanej wody są znaczące w stosunku do wielkości przepływu rzeczego. Pobory i zrzuty wody wpływają przede wszystkim na przepływy minimalne i średnie, natomiast wpływ ich na przepływy maksymalne jest zwykle nieistotny. Tak więc zmianie mogą ulec wartości średnie i trend ciągów

przepływów minimalnych i średnich rocznych oraz średnich i minimalnych z miesięcy jednoimiennych.

Ingerencja na obszarze zlewni.

Ingerencję człowieka na obszarze zlewni zaliczyć można w przeważającej części do ingerencji drugiego rodzaju tj. ingerencji pośredniej. Główne formy tej ingerencji to urbanizacja, zmiany upraw, intensyfikacja produkcji roślinnej, wyrąb lasów bądź eksploatacja surowców kopalnianych, które wywołują zmiany w obiegu wody jako efekt uboczny, trudny do ilościowego określenia. Trudności te wynikają z dwóch powodów. Po pierwsze, aby wpływ określonego rodzaju ingerencji był zauważalny to musi ona występować na dużym obszarze zlewni i z dużą intensywnością. Po drugie, różne formy ingerencji zachodzą jednocześnie na obszarze zlewni i wpływy ich często się nakładają bądź znoszą, zaś ilościowe określenie każdego z nich oddzielnie jest praktycznie niemożliwe. Wobec powyższego, często możemy określić jedynie wpływ jakościowy tzn. kierunki zmian i sprawdzić czy te tendencje potwierdzą się w zmianach przebiegu poszczególnych zjawisk hydrologicznych lub też w zmianach obiegu wody w całej zlewni. Jeśli chodzi o pobór wód podziemnych i melioracje, stanowią one ingerencję bezpośrednią, a więc zamierzoną, która może być kontrolowana i sterowana.

Urbanizacja poprzez wzrost pola powierzchni nieprzepuszczalnej powoduje przede wszystkim zmiany w warunkach infiltracji i spływu powierzchniowego. Pokrycie naturalnych gruntów przepuszczalnych budynkami, chodnikami i jezdniami, tworzącymi nieprzepuszczalną powłokę, praktycznie uniemożliwia infiltrację. Wody opadowe prawie w całości tworzą odpływ powierzchniowy, który siecią kanalizacyjną jest odprowadzany do odbiornika, którym najczęściej jest rzeka. Powoduje to w okresach intensywnych opadów lub roztopów gwałtowny i nieraz znaczny przyrost przepływu w rzece. Natomiast w okresach bezopadowych odpływ z terenów zurbanizowanych jest równy zero. Jeżeli woda z obszaru

zurbanizowanego jest odprowadzana do tej samej rzeki do której spływała z tego obszaru przed jego zabudową, to wówczas może wystąpić zwiększenie amplitudy przepływu rzecznoego spowodowane zmniejszeniem przepływów minimalnych i ewentualnym zwiększeniem przepływów maksymalnych o ile odpływ z obszaru zurbanizowanego będzie występował w tym samym czasie co maksimum przepływu w rzece.

W każdym razie będzie obserwowane zmniejszenie przepływów minimalnych i średnich niskich spowodowane trwałym obniżeniem zwierciadła wód gruntowych w wyniku prawie zerowej infiltracji.

Jak widać urbanizacja powoduje koncentrację odpływu w postaci spływu powierzchniowego w okresach opadu deszczu i roztopów śniegu, prawie całkowity zanik infiltracji a tym samym brak zasilania wód gruntowych i trwałe ich obniżenie, a ponadto znacznie zmniejsza się parowanie, które w okresach między opadowych spada prawie do zera. Do obniżenia zwierciadła wód gruntowych jak i zmniejszenia zasobów wód niższych horyzontów przyczynia się również zwiększony ich pobór wynikający ze stopniowego rozwoju aglomeracji miejskiej.

Powyższe zagadnienia szerzej potraktowane zostały w pracach [Kinosita i in., 1967; Fleming, 1973; Hollis i in., 1976; Jankowski, 1977; *Casebook ...*, 1980]. Natomiast w pracy [Buishand, 1979] podjęto próbę oceny wpływu urbanizacji na ciągi pomiarowe opadu atmosferycznego.

Zmiany upraw i intensyfikacja produkcji roślinnej prowadzone na dużych obszarach zlewni mogą powodować istotne zmiany w zużyciu wody wynikające z różnych potrzeb wodnych poszczególnych gatunków roślin. W efekcie następują zmiany w ewapotranspiracji, uwilgotnieniu strefy areacji, a przy płytkich wodach gruntowych również zmiany w położeniu ich zwierciadła oraz zmiany w warunkach spływu powierzchniowego. Kierunek tych zmian i ich rozmiar zależą od rodzaju upraw, a szczególnie od różnicy w potrzebach wodnych poszczególnych gatunków roślin. Zmiany te mogą być ilościowo określane jedynie w

konkretnych przypadkach i jedynie w sytuacjach gdy zmiana uprawy zachodzi na dużym obszarze stanowiącym istotny procent całej powierzchni zlewni.

Najczęściej zmiana upraw łączy się z jednoczesną intensyfikacją produkcji roślinnej i większym zużyciem wody, a więc wzmożoną ewapotranspiracją, zmniejszoną filtracją wody ze strefy areacji do strefy saturacji i często zwiększonymi podsiąkiem kapilarnym i eksfiltracją. Intensyfikacja upraw prowadzi również do wzrostu intercepcji i zmniejszenia spływu powierzchniowego. W rezultacie odpływ zarówno powierzchniowy jak i wód gruntowych ulegają zmniejszeniu powodując zmniejszenie przepływu rzecznoego. Zmniejszeniu ulegają przede wszystkim przepływy minimalne i średnie miesięczne oraz roczne. Pewnemu zmniejszeniu mogą ulec również przepływy maksymalne spowodowane opadami w okresie wegetacyjnym. Natomiast nie ulegają zmianie przepływy maksymalne powstałe w wyniku roztopów pokrywy śnieżnej.

Szersze omówienie powyższych zagadnień można znaleźć w pracach [Friedrich, 1974; *Casebook ...*, 1980; Ruprecht i in., 1989].

Wyrąb lasów, szczególnie na dużych obszarach, powoduje istotne zmiany w obiegu wody w zlewni. Są nimi zmniejszenie intercepcji i ewapotranspiracji oraz wzrost infiltracji, poziomu wód gruntowych i spływu powierzchniowego. W efekcie prowadzi to do wzrostu przepływu rzecznoego w ciągu całego roku, a szczególnie wzrostu przepływów maksymalnych i to zarówno spowodowanych deszczami jak i roztopami. W rzekach, których zlewnie zostały wylesione, obserwuje się wzrost zarówno częstości występowania wezbrań jak i ich wielkości, a więc ich kulminacji i objętości. Szersze omówienie zagadnień związanych z wpływem wylesienia i zalesiania na procesy zachodzące w zlewni można znaleźć w pracach [Figuła, 1965; Kopec i in., 1975; *Casebook ...*, 1980; Robinson, 1986; Ruprecht i in., 1989; Ruprecht i in., 1991a i b]

Eksploatacja surowców kopalnianych może wywołać poważne zmiany w wodach gruntowych i przepływie rzecznoym. Szczególnie kopalnie odkrywkowe zmieniają w sposób zasadniczy warunki hydrologiczne terenów przyległych do

obszarów eksploatowanych. W niektórych przypadkach rzeki zmieniają całkowicie swój charakter, z drenujących wody podziemne zmieniają się w rzeki zasilające wody podziemne. Wokół kopalni odkrywkowej tworzy się lej depresyjny odwadniający znaczne obszary. Z drugiej strony niektóre rzeki mogą służyć jako odbiorniki wody odpompowywanej i wówczas mają one charakter kanałów odpływowych o reżimie przepływów zależnym od dynamiki odpompowań, a nie od ich uprzedniego, naturalnego reżimu hydrologicznego. Jest więc oczywiste, że wszelkie zmiany, zarówno w odniesieniu do ich kierunku jak i wielkości, mogą być określone jedynie indywidualnie dla konkretnych warunków. Szersze omówienie zagadnień związanych z wpływem działalności człowieka w rejonach uprzemysłowionych górniczych można znaleźć w pracy [Casebook ..., 1980; Szturc, 1991]

Melioracje wodne należą do działań bezpośrednich (ukierunkowanych), których celem jest zmiana istniejących stosunków wodnych na obszarze meliorowanym. Działania te, prowadzone w dwóch przeciwnych kierunkach, wywołują różne zmiany [Casebook ..., 1980].

Nawodnienia powodują wzrost uwilgotnienia strefy areacji oraz wzrost ewapotranspiracji, a przy zbyt dużych dawkach nawodnień może występować podwyższenie poziomu wód gruntowych i zwiększony odpływ podziemny ze strefy saturacji do rzeki. Odpływ ten występuje w okresach bezopadowych, a więc powoduje wzrost przepływów niskich. Jednak nie tylko zbyt duże dawki nawodnień powodują wzrost odpływu ze strefy saturacji ale również wzrost ten występuje przy stosowaniu dawek optymalnych, utrzymujących odpowiednie uwilgotnienie gruntu dla nawadnianego rodzaju upraw. To utrzymujące się w całym okresie wegetacji znaczne uwilgotnienie strefy aeracji powoduje zmniejszenie natężenia, a nawet całkowity zanik, procesów podsiąku kapilarnego i eksfiltracji, a tym samym powoduje wzrost odpływu wód gruntowych.

Natomiast odwodnienia, których celem jest obniżenie zwierciadła wód gruntowych, a następnie utrzymanie go na optymalnym poziomie, powoduje

skrócenie czasu odpływu i zwiększenie wielkości przepływów maksymalnych występujących w wyniku opadów deszczu lub roztopów pokrywy śniegu oraz zmniejszenie odpływu w okresach bezopadowych. Następuje również znaczne zmniejszenie ewapotranspiracji.

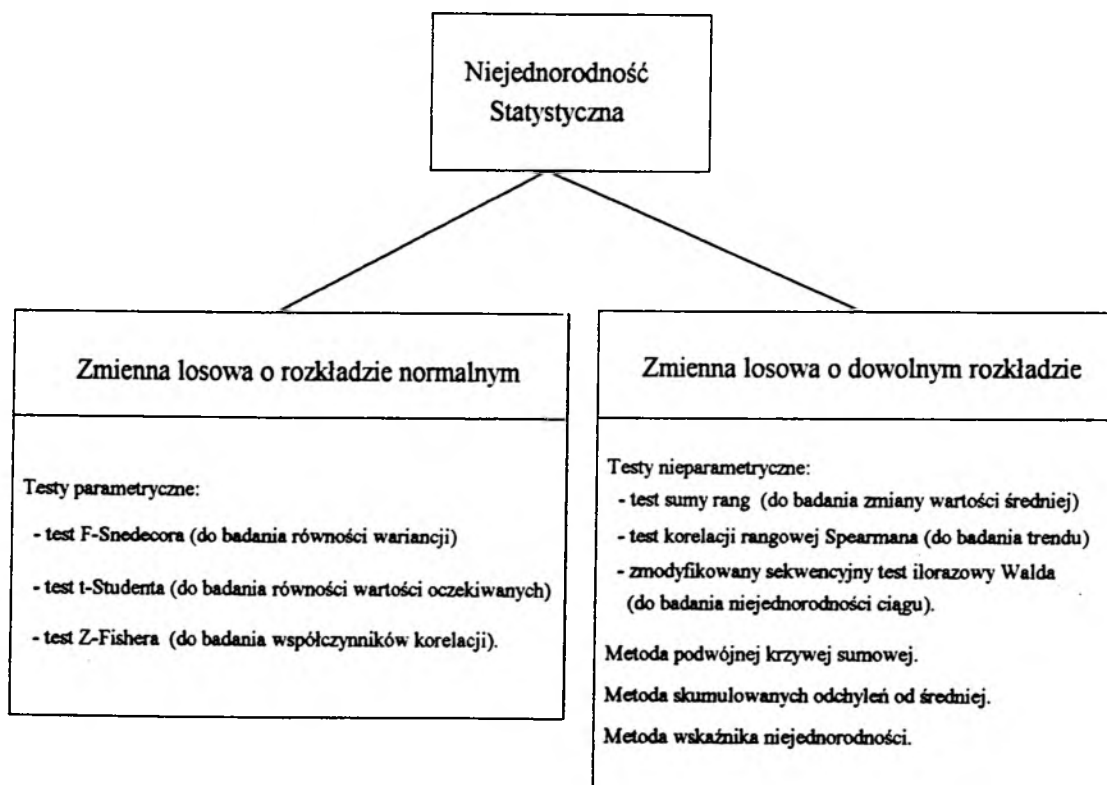
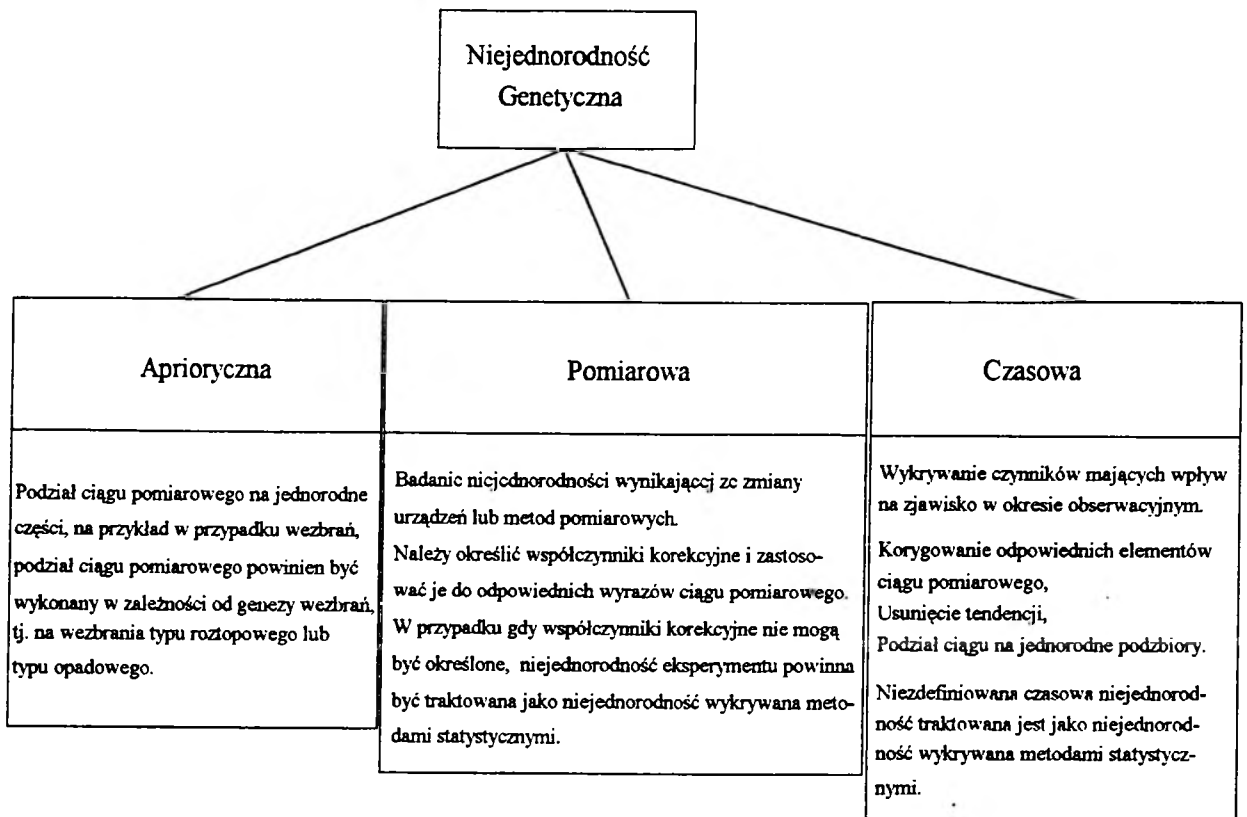
Pobór wód podziemnych, w zależności od jego intensywności, powoduje na ogół trwale obniżenie zwierciadła wód gruntowych lub zmniejszenie zasobów niższych horyzontów wodonośnych, a w konsekwencji zmniejszenie odpływu podziemnego do rzek. Dopływ podziemny stanowi główne źródło zasilania większości rzek w okresach bezopadowych i przy intensywnej eksploatacji wód podziemnych może dochodzić do znacznego zmniejszenia przepływów niskich, a nawet do okresowego wysychania małych, płytko wciętych w dolinę, rzek. Eksploatacja wód podziemnych, będących w kontakcie z rzeką, powoduje więc zmniejszenie przepływów minimalnych i średnich miesięcznych w miesiącach w których nie występuje spływ powierzchniowy oraz zmniejszenie przepływów średnich rocznych. Przykłady wpływu poboru wód podziemnych na reżym hydrologiczny rzek można znaleźć w pracy [*Casebook ...*, 1980].

3.2. Metody wykrywania niejednorodności.

3.2.1. Niejednorodność genetyczna.

Jak wspomniano w poprzednim rozdziale, biorąc pod uwagę różne czynniki wywołujące niejednorodność ciągów pomiarowych można wyróżnić trzy podstawowe rodzaje niejednorodności genetycznej: aprioryczną, pomiarową i czasową. Wobec tego analiza niejednorodności ciągów pomiarowych powinna być wykonywana poprzez sekwencyjną eliminację poszczególnych rodzajów niejednorodności (rys.3.3).

Pierwszy etap polega na wydzieleniu ciągu, który jest jednorodny apriorycznie. Na przykład, w odniesieniu do ciągu wezbrań, ciąg ten powinien być



Rys. 3.3. Metody wykrywania niejednorodności - kolejna eliminacja poszczególnych jej rodzajów.

przeanalizowany pod kątem występowania w nim wezbrań pochodzenia roztopowego i opadowego (deszczowego). W przypadku gdy np. wezbrania pochodzenia roztopowego występują rzadko i ich wartości są małe to dalsza analiza może być ograniczona do jednego typu wezbrań tzn. wezbrań opadowych. W przypadku gdy wezbrania obu rodzajów są równorzędne pod względem wartości i liczby wystąpień, to dalsza analiza i obliczenia powinny być wykonywane oddzielnie dla każdego podzbioru. Natomiast dla określenia prawdopodobieństwa najwyższego wezbrania w roku, niezależnie od jego genezy, należy zastosować wzór na prawdopodobieństwo alternatywy (3.1).

Drugi etap dotyczy analizy niejednorodności wynikającej ze zmiany urządzeń pomiarowych lub metod pomiaru w okresie prowadzenia obserwacji danego zjawiska. Jeśli określone zmiany zostaną zidentyfikowane to można zastosować współczynnik korekcji w formie wartości bezwzględnej lub procentu, który po wprowadzeniu do odpowiednich elementów ciągu spowoduje, że ciąg stanie się jednorodny. W przypadkach gdy współczynnik korekcji nie może być określony, to pomiarowa niejednorodność powinna być traktowana i badana jako niejednorodność wykrywana metodami statystycznymi.

Następnym etapem jest badanie czynników, które mają wpływ na przebieg zjawiska w całym okresie pomiarowym (obserwacyjnym), w celu sprawdzenia ewentualnego występowania niejednorodności czasowej. Jeśli znaczące zmiany tych czynników zostaną zidentyfikowane to powinny być one uwzględnione poprzez korekcję poszczególnych wyrazów ciągu pomiarowego co zwykle nie jest prostym zadaniem. Procedurą alternatywną jest podział całego ciągu na podzbiory jednorodne ale w takim przypadku wszystkie dalsze obliczenia muszą być wykonywane oddzielnie dla każdego podzbioru. Natomiast w przypadku obserwowania pewnej tendencji w zmianie czynników, mających wpływ na przebieg zjawiska, należy usunąć powstały w ten sposób trend w ciągu pomiarowym badanego zjawiska bądź uwzględnić w dalszych obliczeniach występującą tendencję zmian tych czynników. Ewentualna niezidentyfikowana niejedno-

rodność czasowa powinna być traktowana jak niejednorodność wykrywana metodami statystycznymi.

W celu pokazania różnic w wartościach przepływów maksymalnych rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, obliczanych na podstawie apriorycznie niejednorodnego ciągu pomiarowego i na podstawie dwóch ciągów niewykluczających się zdarzeń niezależnych oraz na podstawie jednorodnego ciągu przepływów dominujących, wykonano obliczenia przedstawione w poniższym przykładzie.

3.2.2. Przykład wykrywania niejednorodności genetycznej.

Dla przekroju wodowskazowego Słubice na rzece Odrze należy obliczyć przepływy maksymalne roczne o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia na podstawie ciągu pomiarowego przepływów z okresu 1960-83 uwzględniając genezę przepływów maksymalnych w tym przekroju.

Analizę jednorodności ciągu pomiarowego ograniczono do weryfikacji ciągu pod kątem jednorodności apriorycznej. W rozpatrywanym 24-letnim ciągu pomiarowym przepływów maksymalnych, wezbrania pochodzenia roztopowego i wezbrania pochodzenia deszczowego są równorzędne pod względem liczby wystąpień (13 obserwacji wezbrań roztopowych i 11 deszczowych). W tej sytuacji przy określaniu przepływów maksymalnych rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia poprawne jest zastosowanie wzoru (3.1) na prawdopodobieństwa alternatywy niewykluczających się zdarzeń niezależnych, tj. przepływów maksymalnych rocznych w wyniku roztopów lub opadów. W związku z tym przeprowadzono obliczenia dla:

- ciągu wezbrań roztopowych $Q_{\max,r}$,
- ciągu wezbrań deszczowych $Q_{\max,d}$

i obliczono, ze wzoru na prawdopodobieństwo alternatywy, prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych rocznych $Q_{\max,R}$

$$p(Q_{\max,R}) = p(Q_{\max,r}) + p(Q_{\max,d}) - p(Q_{\max,r})p(Q_{\max,d}) \quad (3.1)$$

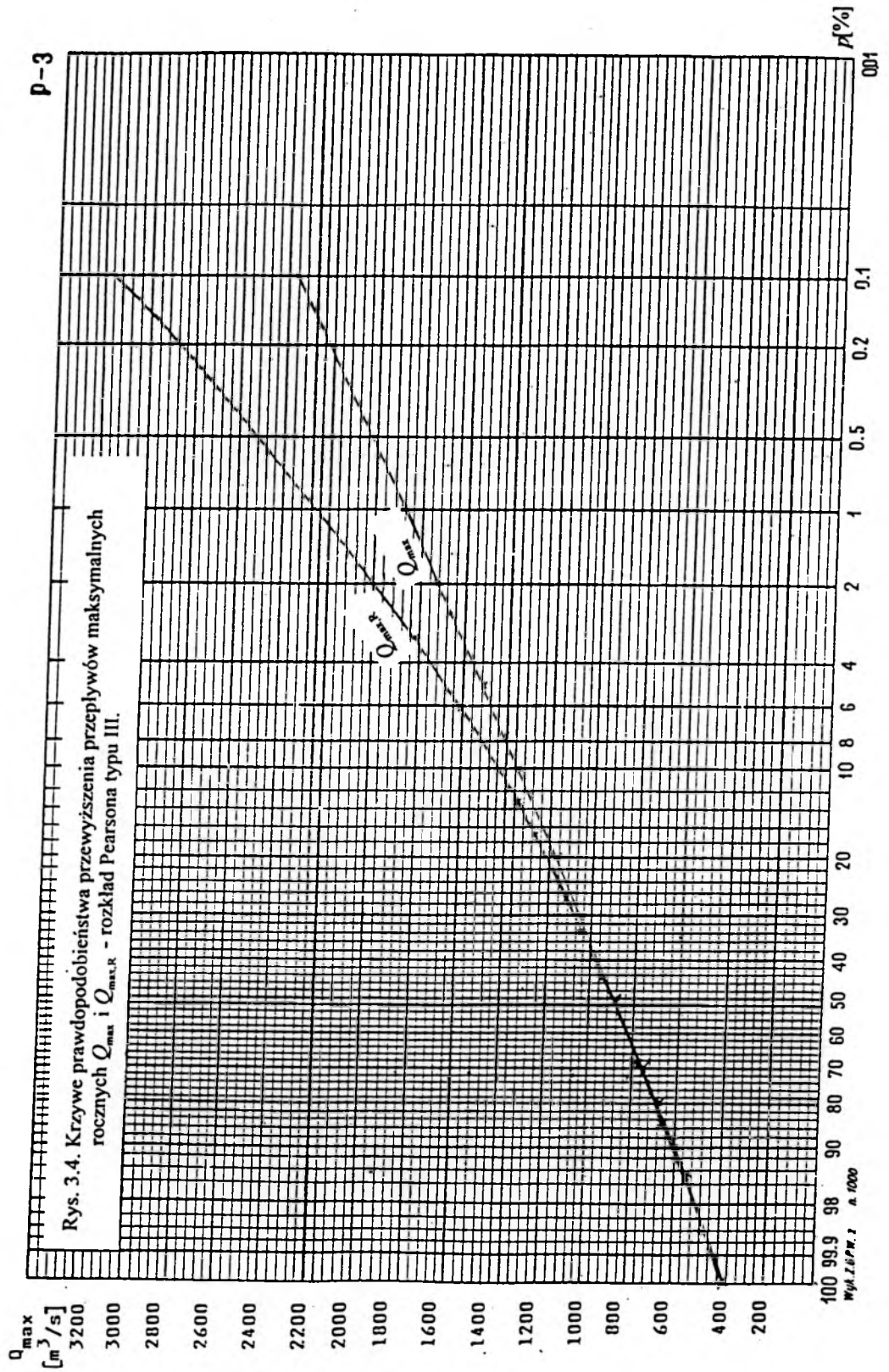
Ponadto w celu porównania, przeprowadzono obliczenia dla apriorycznie niejednorodnego ciągu przepływów maksymalnych rocznych Q_{\max} .

Uzyskane rezultaty obliczeń zestawiono w tab. 3.1 i przedstawiono na wykresie (rys. 3.4).

We wszystkich przypadkach przyjęto rozkład Pearsona typu III estymując parametry tego rozkładu metodą kwantyli zgodnie z obowiązującymi przepisami [Zasady ..., 1969].

Tabela 3.1. Przepływy maksymalne o prawdopodobieństwie przewyższenia p dla przekroju Słubice na rzece Odrze.

p	$Q_{\max,r}$	$Q_{\max,d}$	$Q_{\max,R}$	Q_{\max}
[%]	[m ³ /s]	[m ³ /s]	[m ³ /s]	[m ³ /s]
100.0	389.15	383.48	381.00	380.76
99.0	393.57	444.22	476.16	460.00
95.0	406.63	498.05	560.00	547.95
90.0	426.43	540.02	610.00	601.68
80.0	472.55	604.21	690.00	681.66
70.0	523.29	660.53	760.00	750.39
50.0	658.00	774.00	900.00	886.00
30.0	863.63	916.88	1090.00	1054.14
20.0	1027.17	1016.96	1220.00	1169.77
10.0	1310.43	1175.02	1440.00	1351.68
5.0	1593.69	1323.55	1680.00	1521.72
2.0	1972.27	1509.50	2000.00	1732.41
1.0	2257.84	1646.16	2260.00	1886.84
0.5	2543.36	1777.29	2520.00	2034.49
0.2	2922.12	1953.71	2880.00	2232.71
0.1	3214.41	2079.33	3160.00	2373.99



Na podstawie otrzymanych wyników (tab. 3.1. i rys. 3.4) stwierdzono wyraźne różnice, szczególnie dla małych wartości prawdopodobieństwa przewyższenia, pomiędzy wartościami przepływów maksymalnych rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia obliczonych ze wzoru na prawdopodobieństwo alternatywy niewykluczających się zdarzeń niezależnych $Q_{\max,R}$, a obliczonymi na podstawie apriorycznie niejednorodnego ciągu przepływów maksymalnych rocznych Q_{\max} . Dla tych samych wartości prawdopodobieństwa przewyższenia p otrzymano $Q_{\max,R,p}$ większe od $Q_{\max,p}$. Błąd względny tych kwantyli dla prawdopodobieństw przewyższenia z przedziału od 1% do 0.1%, tj. prawdopodobieństw na które najczęściej projektuje się obiekty hydrotechniczne, wynosi średnio 25%. W związku z tym przepływy maksymalne roczne prawdopodobne wykorzystywane w obliczeniach projektowych w przekroju Słubice na Odrze należy określać za pomocą prawdopodobieństwa alternatywy lub ewentualnie na podstawie genetycznie jednorodnego ciągu przepływów maksymalnych dominujących, w tym przypadku ciągu przepływów maksymalnych pochodzenia roztopowego $Q_{\max,r}$.

3.2.3. Niejednorodność statystyczna.

Po przeprowadzeniu analizy jednorodności genetycznej i doprowadzeniu, w miarę możliwości, badanego ciągu pomiarowego do ciągu genetycznie jednorodnego, należy przeprowadzić badanie jednorodności metodami statystycznymi stosując odpowiednie narzędzia statystyki matematycznej. Postępowanie takie ma na celu wykrycie niejednorodności, która nie mogła być lub nie została wykryta metodami analizy genetycznej.

W celu wykrycia statystycznej niejednorodności ciągu, do weryfikacji hipotez dotyczących poszczególnych charakterystyk ciągu pomiarowego mogą być wykorzystane różne metody statystyczne. Spośród charakterystyk statystycznych które najczęściej są brane pod uwagę można wyróżnić: funkcję gęstości rozkładu

prawdopodobieństwa, wartość średnią, wariancję (odchylenie średnie z próby), współczynnik korelacji oraz czasami miary zależne od momentów wyższych rzędów takie jak współczynnik asymetrii czy ekscesu (kurtozy) [Yevjevich i in., 1969]. Część metod wymaga aby badana zmienna losowa podlegała rozkładowi normalnemu lecz warunek ten nie zawsze może być spełniony. Dla zmiennej losowej o rozkładzie normalnym możliwe jest wykorzystanie parametrycznych testów istotności takich jak test F-Snedecora do badania równości wariancji, test t-Studenta do badania równości wartości średnich lub test Z-Fishera do badania równości współczynników korelacji. W przypadku badania stacjonarności ciągu pomiarowego możliwe jest zastosowanie analizy funkcji autokorelacji i gęstości widmowej. Szczegółowy opis powyższych metod statystycznych można znaleźć w większości publikacji dotyczących statystyki matematycznej np. w pracach [Zieliński, 1972; Greń, 1975; Bendat i in., 1976; Box i in., 1983; Kottegoda, 1985; Kite, 1989; Dahmen i in., 1990; Domański, 1990; Dettinger i in., 1995]. W praktyce jednak bardzo rzadko spotyka się ciągi pomiarowe zjawisk hydrometeorologicznych, których rozkład prawdopodobieństwa mógłby być opisany rozkładem normalnym. Na przykład, dla większości rzek polskich przepływy maksymalne, których charakterystyki i metody określania ich wartości są tematem niniejszej pracy, posiadają rozkłady asymetryczne z dolnym ograniczeniem, a więc rozkłady całkowicie różne od normalnego. Ewentualne stosowanie parametrycznych testów istotności możliwe jest po uprzednim znormalizowaniu badanej zmiennej losowej. Jednak wielu badaczy uważa, że normalizacja powoduje unormowanie ciągu co może prowadzić do jego ujednorodnienia. Przy założeniu, że powyższe stwierdzenie jest prawdziwe, wykrycie ewentualnej niejednorodności statystycznej znormalizowanych ciągów jest mało prawdopodobne. Wobec tego, aby uniknąć problemów związanych, z jednej strony, z doбором poprawnego przekształcenia normalizującego, z drugiej zaś, z ewentualnym ujednorodnieniem ciągu w wyniku tego przekształcenia, celowym jest stosowanie nieparametrycznych metod weryfikacji jednorodności ciągu pomiarowego. Do badania nie-

jednorodności ciągów pomiarowych zmiennych losowych o dowolnym rozkładzie prawdopodobieństwa mogą być wykorzystane następujące metody: podwójnej krzywej masowej [Dynowska i in., 1985; Lowing M.J., 1987; *Metody ...*, 1990], zsumowanych odchyłek od średniej [Buishand, 1981, 1982, 1984; Lowing M.J., 1987], wskaźnika jednorodności [*Metody ...*, 1990] oraz analiza funkcji autoprzebiegu [Sen, 1978, 1979] będącej odpowiednikiem funkcji autokorelacji.

Analiza przyczyn i rodzajów zaburzeń zjawisk hydrologicznych przeprowadzona w rozdz. 3.1 wykazała, że charakterystykami statystycznymi najczęściej ulegającymi zmianom są wartość średnia, wariancja (zakres zmienności) oraz pojawienie się lub zmiana trendu. Wobec powyższego wydaje się, że w sytuacjach gdy nie wiele wiadomo o rozkładzie badanej zmiennej losowej najwygodniejszymi i jednocześnie najprostszymi w użyciu są nieparametryczne testy statystyczne. W celu wybrania testu lub testów, najbardziej przydatnych do wykrywania różnego rodzaju zmian w ciągu pomiarowym badanego zjawiska (zmiennej losowej), przeprowadzono eksperyment numeryczny. Eksperyment ten polegał na sprawdzeniu poprawności działania, tj. na zbadaniu czułości poszczególnych testów na różne rodzaje zaburzeń wprowadzane do 60 i 100-elementowych jednorodnych ciągów przepływów rzecznych uzyskanych z modelu generacyjnego GEN1 procesu przepływów średnich okresowych [*Opracowanie zasad ...*, 1985]. Wygenerowane ciągi zaburzano wprowadzając zakłócenia do drugiej połowy ciągu, tzn. do ostatnich 30 lub 50 elementów ciągu. Następnie sprawdzono niejednorodność zaburzonych ciągów stosując nieparametryczne testy istotności, tj. test serii (Walda-Wolfowitza), test znaków, test mediany, test Wilcoxona, test sumy rang (Kruskala-Wallisa) oraz test współczynnika Spearmana korelacji rangowej na trend¹. Testowanie przeprowadzono dla ciągów niezaburzonych oraz zaburzonych następującymi zakłóceniami:

¹Test sumy rang i test współczynnika Spearmana korelacji rangowej na trend szczegółowo opisano w pracy [Ozga-Zieliński, 1987]. Propozycje innych nieparametrycznych testów istotności, które mogą być

1. wzrost przepływów: $x_i = q_i + c \cdot \mu$, gdzie $c = 0.1; 0.2; 0.4; 0.8$,
2. zmiana zakresu zmienności: $x_i = \mu + c(q_i - \mu)$, gdzie $c = 0.1; 0.5; 2.0; 4.0; 8.0$,
3. zmiana zakresu zmienności powyżej wartości średniej μ :
 $x_i = \mu + c(q_i - \mu)$ dla $q_i > \mu$ i
 $x_i = q_i$ dla $q_i \leq \mu$, gdzie $c = 0.1; 0.2; 1.5; 2.0; 4.0; 8.0$,
4. trend nałożony na wartość średnią,
5. trend nałożony na wariancję.

gdzie

q_i - przepływ niezaburzony,

x_i - przepływ zaburzony,

μ - wartość średnia zmiennej losowej q_i ,

$i = 31, 32, \dots, 60$ lub $i = 51, 52, \dots, 100$ w zależności od długości ciągu wygenerowanych przepływów.

Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzono, że testy reagują poprawnie na zaburzenia dotyczące wartości średniej. Natomiast wykazują mniejszą czułość na zaburzenia typu 2, 3 i 5 tj. dotyczące wariancji. Szczegółowa analiza wykazała [Adamowski i in., 1990, Ozga-Zielińska i in., 1991], że z pośród testów poddanych eksperymentowi numerycznemu, testami "najlepszymi", tzn. testami, które w największej liczbie badanych przypadków "najszybciej" reagowały na coraz większe zakłócenia wprowadzane do ciągu pomiarowego zmiennych hydrologicznych, są test sumy rang i test współczynnika Spearmana korelacji rangowej na trend.

Trzecim testem proponowanym do wykrywania niejednorodności ciągów pomiarowych zjawisk hydrologicznych jest zmodyfikowany przez autora niniejszej pracy parametryczny sekwencyjny ilorazowy test Walda [Wald, 1947; Ozga-

wykorzystane do badania jednorodności ciągów pomiarowych zmiennych klimatycznych, można znaleźć w pracy [Pruchnicki, 1976].

Zieliński, 1992a], który w odróżnieniu od powyższych dwóch testów uwzględnia w procesie weryfikacji hipotez prawdopodobieństwa popełnienia błędów I i II rodzaju. Tak więc w teście Walda w przypadku prawdziwości hipotezy zerowej można podjąć decyzję o jej przyjęciu, a nie tylko wnioskować o braku podstaw do jej odrzucenia, jak również, w przypadku prawdziwości hipotezy alternatywnej można podjąć decyzję o jej przyjęciu, a nie tylko, jak w testach istotności, wnioskować o odrzuceniu hipotezy zerowej. Modyfikacja [Ozga-Zieliński, 1992b] klasycznej wersji tego testu polegała na zastosowaniu nieparametrycznej metody estymacji funkcji gęstości badanej zmiennej losowej. Ponadto przeanalizowano wewnętrzną strukturę testu, tzn zbadano zachowanie się statystyki (sprawdzianu) testu po dodaniu kolejnych elementów badanego ciągu. Pozwoliło to na uchwycenie momentu zmiany własności statystycznych ciągu, a tym samym momentu utraty jego jednorodności. Jeżeli podejrzewa się, na podstawie przesłanek pozastatystycznych, że w pewnym momencie nastąpiła zmiana własności statystycznych badanej zmiennej losowej (wobec czego cały obserwowany ciąg można podzielić na dwa podzbiory) to wówczas zmodyfikowany (nieparametryczny) sekwencyjny test ilorazowy Walda może być zastosowany jako weryfikator, czy wyróżnione podzbiory rzeczywiście mają różne rozkłady prawdopodobieństwa. Ponadto test ten może również służyć do sprawdzenia, czy podział na podzbiory został dokonany poprawnie oraz czy można powiększać sąsiadującymi wyrazami jednego podzbioru liczebność drugiego, aby następnie traktować go jako próbę jednorodną i wykorzystać do określenia charakterystyk hydrologicznych. To ostatecznie zastosowanie testu pozwala na zwiększenie ilości informacji o badanej zmiennej losowej w wykorzystywanej części ciągu.

W podanych w dalszej części pracy przykładach 1 i 2 opisano procedurę wykrywania niejednorodności statystycznej ciągów pomiarowych przepływów maksymalnych rocznych przy wykorzystaniu testów sumy rang i współczynnika Spearmana korelacji rangowej na trend.

W przykładzie 3 opisano procedurę badania statystycznej jednorodności ciągów pomiarowych przepływów maksymalnych rocznych przy wykorzystaniu zmodyfikowanego sekwencyjnego ilorazowego testu Walda.

3.2.4. Przykłady wykrywania niejednorodności statystycznej.

Analiza zagadnienia i założenia

Badanie statystycznej niejednorodności, przy zastosowaniu trzech proponowanych testów, przeprowadzono na 47-letnim ciągu przepływów maksymalnych rocznych z okresu 1948-94 pomierzonych w przekroju Goczałkowice na Wiśle.

We wszystkich przykładach pominięto analizę i wykrywanie poszczególnych rodzajów niejednorodności genetycznej tj. niejednorodność aprioryczną, czasową i eksperymentu przyjmując, że niejednorodność ciągu przepływów maksymalnych użytego w przykładach spowodowana jest niezidentyfikowanymi i niemożliwymi do uwzględnienia czynnikami i w związku z tym należy przeprowadzić badanie jednorodności metodami statystycznymi stosując odpowiednie testy weryfikujące. Autor ma przy tym pełną świadomość, że powyższy ciąg jest genetycznie niejednorodny, gdyż z jednej strony elementy ciągu pochodzą z różnych populacji (wezbrania opadowe i roztopowe) z drugiej zaś w ciągu znajdują się elementy z okresu przed i po rozpoczęciu eksploatacji zbiornika Goczałkowice.

Przykład 1.

Na poziomie istotności $\alpha = 0.05$ (5%) za pomocą testu sumy rang należy zweryfikować hipotezę, że ciąg przepływów maksymalnych rocznych z okresu 1948-94 (tab. 3.2.) w przekroju Goczałkowice na Wiśle jest jednorodny.

Tabela 3.2. Przepływy maksymalne roczne w przekroju Goczalkowice na Wiśle.

Rok	$Q[m^3/s]$	Rok	$Q[m^3/s]$
1948	126.0	1972	317.0
1949	357.0	1973	136.5
1950	656.0	1974	106.0
1951	327.0	1975	108.0
1952	716.0	1976	74.7
1953	154.0	1977	155.0
1954	130.0	1978	54.6
1955	140.0	1979	78.7
1956	103.0	1980	205.0
1957	84.9	1981	84.0
1958	146.0	1982	41.6
1959	202.0	1983	34.3
1960	209.0	1984	18.1
1961	88.0	1985	141.0
1962	99.6	1986	68.3
1963	156.0	1987	82.8
1964	75.4	1988	31.3
1965	156.0	1989	51.8
1966	186.0	1990	21.2
1967	83.0	1991	75.1
1968	260.0	1992	30.9
1969	61.0	1993	20.2
1970	288.0	1994	72.6
1971	136.0		

Obliczenia wykonano zgodnie z następującą procedurą:

1. Ciąg przepływów o liczebności $n = 47$ elementów podzielono na dwie próby ($k = 2$), pierwsza 24-elementowa i druga 23-elementowa ($n_1 = 24$ i $n_2 = 23$). Powyższego podziału dokonano na podstawie apriorycznej wiedzy o wybudowaniu i eksploatacji zbiornika Goczalkowice [Góral, 1972; Punzet, 1979].

2. Poszczególne elementy prób ustawiono w ciąg niemalejący i nadano kolejnym elementom rangi (tab. 3.3.).

Tabela 3.3. Ciąg rozdzielczy elementów prób wraz z nadanymi rangami.

Q [m ³ /s] ciąg niemalejący	ranga	próba	Q [m ³ /s] ciąg niemalejący	ranga	próba
18.1	1.0	2	106.0	25.0	2
20.2	2.0	2	108.0	26.0	2
21.2	3.0	2	126.0	27.0	1
30.9	4.0	2	130.0	28.0	1
31.3	5.0	2	136.0	29.0	1
34.3	6.0	2	140.0	30.0	1
36.5	7.0	2	141.0	31.0	2
41.6	8.0	2	146.0	32.0	1
51.8	9.0	2	154.0	33.0	1
54.6	10.0	2	155.0	34.0	2
61.0	11.0	1	156.0	35.5	1
64.0	12.0	2	156.0	35.5	1
68.3	13.0	2	186.0	37.0	1
72.6	14.0	2	202.0	38.0	1
74.7	15.0	2	205.0	39.0	2
75.1	16.0	2	209.0	40.0	1
75.4	17.0	1	260.0	41.0	1
78.7	18.0	2	288.0	42.0	1
82.8	19.0	2	317.0	43.0	1
83.0	20.0	1	327.0	44.0	1
84.9	21.0	1	357.0	45.0	1
88.0	22.0	1	656.0	46.0	1
99.6	23.0	1	716.0	47.0	1
103.0	24.0	1			

3. Obliczono oddzielnie sumy rang dla każdej próby ($k = 2$) oraz ich kwadraty

$$T_1 = 811.0 \quad T_1^2 = 657721.0$$

$$T_2 = 317.0 \quad T_2^2 = 100489.0$$

4. Wyznaczono statystykę testu χ^2

$$\chi^2 = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{T_i^2}{n_i} - 3(n+1) \quad (3.2)$$

$$\chi^2 = 0.005319 \cdot 30876.52 - 144.0 = 20.237$$

W przypadku występowania w całym n -elementowym ciągu dużej liczby elementów o jednakowych wartościach należy uwzględnić poprawkę c i wówczas wartość testowanej statystyki określana jest z zależności

$$\chi_c^2 = \frac{\chi^2}{c} \quad (3.3)$$

W rozpatrywanym przykładzie w ciągu pomiarowym występują tylko dwa elementy o jednakowej wartości, niemniej w celu przedstawienia procedury obliczania poprawki c obliczono jej wartość w sposób następujący

$$c = 1 - \frac{1}{n^3 - n} \sum_{j=1}^m S_j \quad (3.4)$$

gdzie

$\sum_{j=1}^m S_j$ - suma poprawek dla m grup o elementach o jednakowych wartościach,

$S_j = s^3 - s$, gdzie s oznacza liczbę elementów o tej samej wartości w j -tej grupie.

$$m=1, \quad s=2, \quad S_j=6, \quad \sum_{j=1}^m S_j=6, \quad n^3-n=103776.0, \quad c=0.999942 \Rightarrow$$

$$\chi_c^2 = 20.238$$

5. Dla poziomu istotności $\alpha=0.05$ (5%) i $k-1=1$ stopni swobody wartość krytyczną $\chi_\alpha^2=3.841$ odczytano z tablicy wartości krytycznych rozkładu χ^2 -Pearsona [Zieliński, 1972].

6. Ponieważ z porównania obliczonej statystyki χ_c^2 ze statystyką χ_α^2 otrzymano nierówność $\chi_c^2 = 20.238 \geq \chi_\alpha^2 = 3.841$ to hipotezę H_0 o jednorodności ciągu należy odrzucić. Badany ciąg przepływów maksymalnych rocznych jest niejednorodny.

W załączniku A zamieszczono oprogramowaną procedurę weryfikacji jednorodności przy zastosowaniu testu sumy rang (program obliczeniowy TSR).

Przykład 2.

Na poziomie istotności $\alpha = 0.05$ (5%) za pomocą testu współczynnika korelacji rangowej Spearmana na trend należy zweryfikować hipotezę, że ciąg przepływów maksymalnych rocznych podany w przykładzie 1 jest jednorodny.

Obliczenia wykonano zgodnie z następującą procedurą:

1. Nadano rangi X wszystkim elementom ($n = 47$) ciągu chronologicznego (tab. 3.4.). Następnie ustawiono ciąg chronologiczny w ciąg niemalejący i nadano rangi Y tak jak to przedstawiono w przykładzie 1 (tab. 3.3.).

2. Obliczono dla każdego elementu kwadrat różnicy rang $d_i^2 = (X_i - Y_i)^2$ otrzymanych dla ciągu chronologicznego i niemalejącego (tab. 3.4.).

3. Na podstawie uzyskanej sumy kwadratów różnic rang $\sum_{i=1}^n d_i^2 = 29257.5$ obliczono wartość współczynnika korelacji rangowej Spearmana r_s ze wzoru

$$r_s = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 + \sum_{i=1}^n y_i^2 - \sum_{i=1}^n d_i^2}{2 \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \sum_{i=1}^n y_i^2 \right)^{1/2}} \quad (3.5)$$

Tabela 3.4. Ciąg chronologiczny wraz z rangami i kwadratem różnicy rang.

i	ciąg chronologiczny Q [m ³ /s]	ranga X_i	ranga Y_i	d_i	d_i^2
1	126.0	1.0	37.0	-36.0	1296.0
2	357.0	2.0	46.0	-44.0	1936.0
3	656.0	3.0	43.0	-40.0	1600.0
4	327.0	4.0	45.0	-41.0	1681.0
5	716.0	5.0	41.0	-36.0	1269.0
6	154.0	6.0	36.0	-30.0	900.0
7	130.0	7.0	26.0	-19.0	361.0
8	140.0	8.0	35.0	-27.0	729.0
9	103.0	9.0	42.0	-33.0	1089.0
10	84.9	10.0	31.0	-21.0	441.0
11	146.0	11.0	22.0	-11.0	121.0
12	202.0	12.0	34.0	-22.0	484.0
13	209.0	13.0	39.0	-26.0	676.0
14	88.0	14.0	47.0	-33.0	1089.0
15	99.6	15.0	29.0	-14.0	196.0
16	156.0	16.0	44.0	-28.0	784.0
17	75.4	17.0	17.0	0.0	0.0
18	156.0	18.0	32.0	-14.0	196.0
19	186.0	19.0	40.0	-21.0	441.0
20	83.0	20.0	20.0	0.0	0.0
21	260.0	21.0	10.0	11.0	121.0
22	61.0	22.0	14.0	8.0	64.0
23	288.0	23.0	15.0	8.0	64.0
24	136.0	24.0	9.0	15.0	225.0
25	317.0	25.0	27.0	-2.0	4.0
26	136.5	26.0	28.0	-2.0	4.0
27	106.0	27.0	1.0	26.0	676.0
28	108.0	28.0	7.0	21.0	441.0
29	74.7	29.0	24.0	5.0	25.0
30	155.0	30.0	8.0	22.0	484.0
31	54.6	31.0	38.0	-7.0	49.0
32	78.7	32.0	11.0	21.0	441.0
33	205.0	33.0	6.0	27.0	729.0
34	84.0	34.0	30.0	4.0	16.0
35	41.6	35.0	16.0	19.5	380.25
36	34.3	36.0	18.0	17.5	306.25
37	18.1	37.0	19.0	18.0	324.0
38	141.0	38.0	12.0	26.0	676.0
39	68.3	39.0	33.0	6.0	36.0
40	82.8	40.0	13.0	27.0	729.0
41	31.3	41.0	21.0	20.0	400.0
42	51.8	42.0	23.0	19.0	361.0

c.d. tabeli 3.4

43	21.2	43.0	25.0	18.0	324.0
44	75.1	44.0	4.0	40.0	1600.0
45	30.9	45.0	2.0	43.0	1849.0
46	20.2	46.0	3.0	43.0	1849.0
47	72.6	47.0	5.0	42.0	1764.0

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 = \frac{n^3 - n}{12} = 8648.0$$

Ponieważ w ciągu występują elementy o tej samej wartości (tab. 3.3.) policzono poprawkę dla ciągu niemalejącego.

$$l = 2$$

$$T_{yj} = \frac{l^3 - l}{12} = 0.5$$

$$\sum_{i=1}^n y_i^2 = \frac{n^3 - n}{12} - \sum_{j=1}^{k-1} T_{yj} = 8648.0 - 0.5 = 8647.5$$

$$r_s = -0.6916$$

4. Na podstawie obliczonej wartości współczynnika r_s wyznaczono wartość statystyki testu t

$$t = r_s \sqrt{(n-2)/(1-r_s^2)} \quad (3.6)$$

$$t = -0.6916 \sqrt{(47-2)/[1-(-0.6916)^2]} = -6.4237$$

5. Dla poziomu istotności $\alpha = 0.05$ (5%) i $n-2 = 45$ stopni swobody wartość krytyczną $t_\alpha = 2.0141$ odczytano z tablicy wartości krytycznych rozkładu t -Studenta [Zieliński, 1972].

6. Ponieważ z porównania wartości bezwzględnej obliczonej statystyki t ze statystyką t_α otrzymano nierówność $|t = -6.4237| \geq t_\alpha = 2.0141$, to hipotezę H_0 o jednorodności ciągu należy odrzucić. Badany ciąg przepływów maksymalnych rocznych posiada trend (ujemny).

Oprogramowaną procedurę weryfikacji jednorodności ciągu pomiarowego przy zastosowaniu testu współczynnika Spearmana korelacji rangowej na trend (program obliczeniowy TNT) podano w załączniku A.

Przykład 3.

Na poziomie istotności $\alpha = 0.05$ (5%) za pomocą zmodyfikowanego sekwencyjnego ilorazowego testu Walda należy zweryfikować hipotezę, że ciąg przepływów maksymalnych z przykładu 1 jest jednorodny.

Poniżej podano procedurę weryfikacji jednorodności ciągu pomiarowego przy wykorzystaniu zaproponowanej przez autora [Ozga-Zieliński, 1992b] nieparametrycznej wersji sekwencyjnego testu ilorazowego.

0. Uznając, że elementy badanego ciągu pomiarowego znajdujące się bliżej chwili obecnej lepiej odzwierciedlają stan mierzonego zjawiska (badanej zmiennej losowej), proponuje się weryfikować jednorodność ciągu ustawionego w odwrotnej kolejności niż zaobserwowany ciąg chronologiczny, tj. przyjmując za element pierwszy nowego ciągu n -ty element ciągu chronologicznego, za drugi $n-1$ itd., aż do momentu gdy n -tym elementem ciągu nowego stanie się pierwszy element ciągu chronologicznego.

1. Na podstawie dostępnej informacji o rodzaju, wielkości i momencie wystąpienia zaburzenia, wstępnie określany jest punkt rozdziału (niejednorodności) ciągu pomiarowego na dwa podzbiory, uznane każdy za jednorodny. W przypadku, gdy nie ma żadnej informacji o badanym ciągu pomiarowym, można punkt rozdziału określić za pomocą zmodyfikowanego sekwencyjnego ilorazowego testu Walda zgodnie z procedurą podaną w pracy [Ozga-Zieliński, 1992b].

Tutaj podziału ciągu na dwa podzbiory dokonano na podstawie apriorycznej wiedzy o budowie i eksploatacji zbiornika Goczalkowice [Góral, 1972; Punzet,

1979] oraz po wykonaniu procedury znajdowania punktu niejednorodności opisanej w wyżej cytowanej pracy. Pierwszy podzbiór zawiera 23 elementy zaś drugi 24 elementy (rys. 3.5).

2. Na podstawie elementów należących do wydzielonych podzbiorów określono dla każdego z nich rozkłady prawdopodobieństwa nieparametryczną metodą estymacji [Feluch, 1987]. Funkcje gęstości rozkładu prawdopodobieństwa $f_0(X)$ i $f_1(X)$ odpowiednio dla pierwszego i drugiego podzbioru wraz z wartościami współczynników gładkości h_{n_0} i h_{n_1} , tj. parametrów funkcji gęstości szacowanych na podstawie elementów danego podzbioru, przedstawiono na wykresie (rys. 3.6).

3. Na podstawie oszacowanych rozkładów, po podziale zakresu zmienności badanej zmiennej losowej X na k przedziałów o szerokościach tak dobranych, że co najmniej 2,5 przedziału przypada na jedno odchylenie średnie z próby i liczebność w każdym przedziale wynosi co najmniej 5 obserwacji (jest to warunek minimalnej szerokości przedziału zapobiegający powstawaniu przedziałów pustych [Bendat i in., 1976]), wyznaczono prawdopodobieństwo pierwszego podzbioru $p_{0,i}$ wystąpienia wartości zmiennej losowej X w przedziale i -tym (tab. 3.5)

$$p_{0,i} = \int_{g_{i-1}}^{g_i} f_0(x) dx \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (3.7)$$

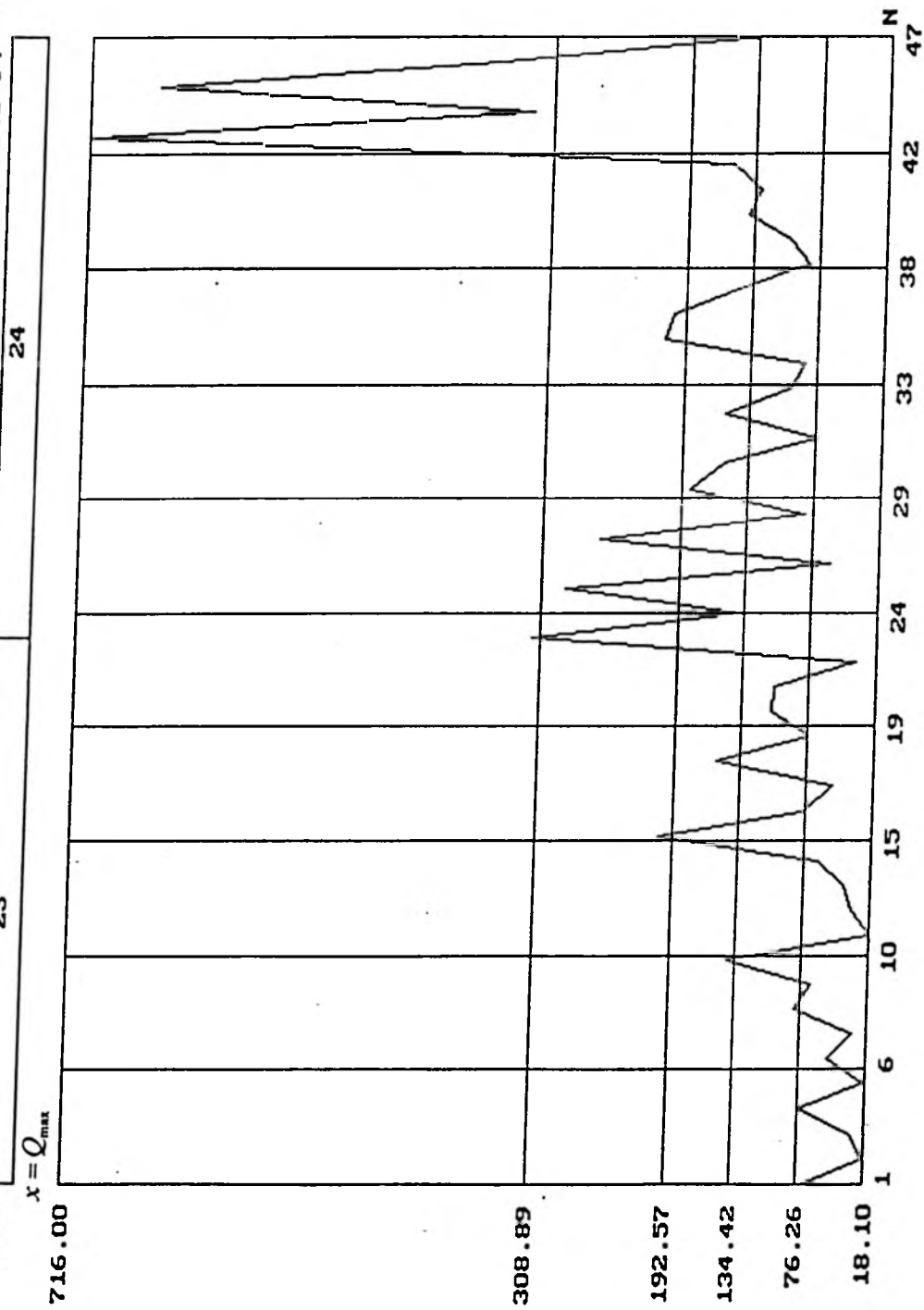
i $p_{1,i}$ drugiego podzbioru

$$p_{1,i} = \int_{g_{i-1}}^{g_i} f_1(x) dx \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (3.8)$$

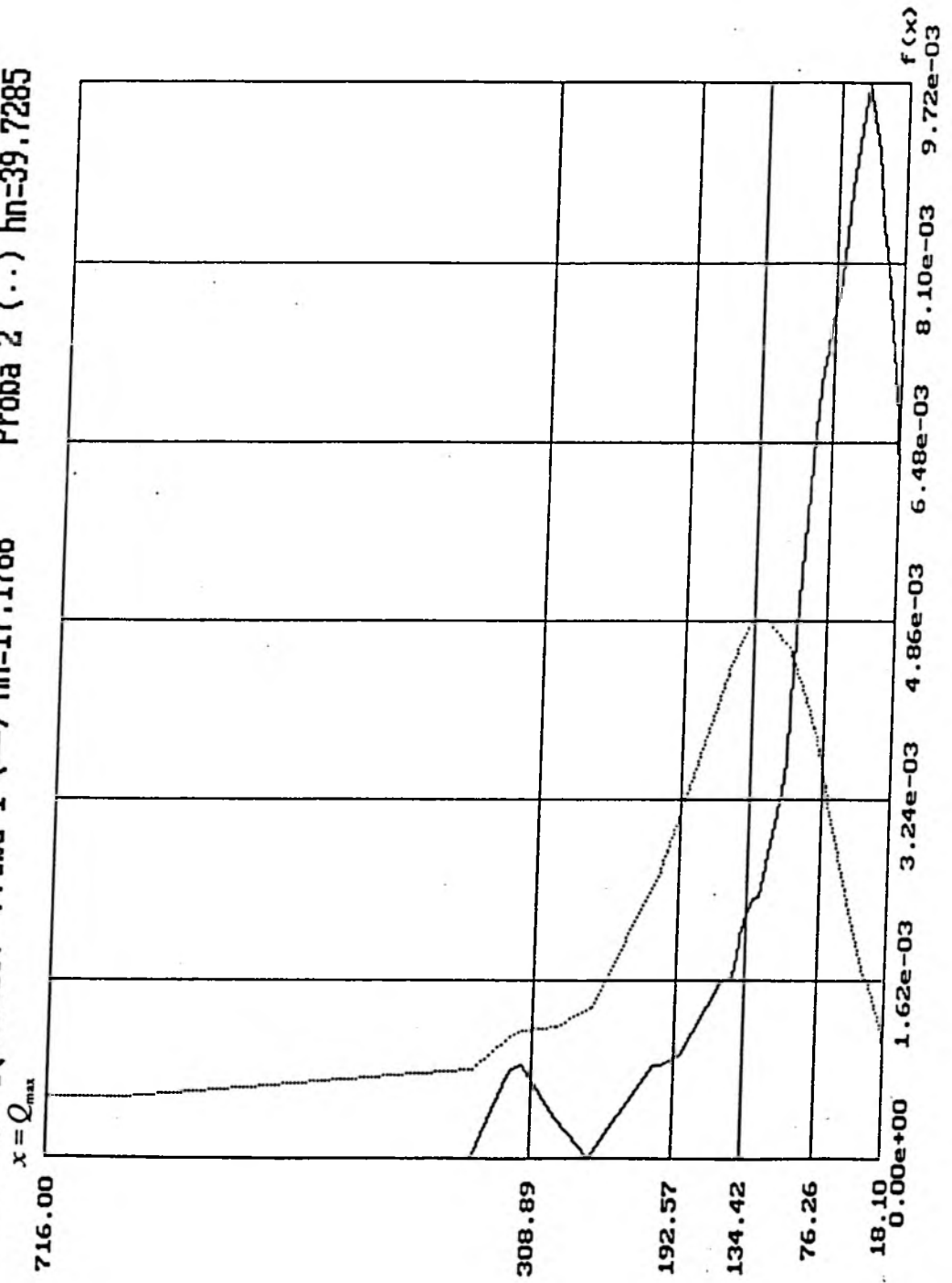
gdzie:

$p_{0,i}$ - prawdopodobieństwo znalezienia się obserwacji, zmiennej losowej X , należącej do pierwszego wydzielonego podzbioru badanego ciągu pomiarowego, w i -tym przedziale,

Rys. 3.5. Przepływy maksym. roczne w przekroju Goczałkowice na Wiśle w latach 1948-94
 PPPC



Rys. 3.6. Funkcje gęstości: Próba 1 (—) $h_n=17.1766$ Próba 2 (···) $h_n=39.7285$



$p_{1,i}$ - prawdopodobieństwo znalezienia się obserwacji, zmiennej losowej X , należącej do drugiego wydzielonego podzbioru badanego ciągu pomiarowego, w i -tym przedziale,

g_i i g_{i-1} - górna i dolna granica i -tego przedziału,

$f_0(X)$ i $f_1(X)$ - funkcje gęstości rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej X oszacowane, metodą nieparametryczną, na podstawie elementów odpowiednio pierwszego i drugiego podzbioru ciągu pomiarowego.

Tabela 3.5. Górna granica i prawdopodobieństwo znalezienia się obserwacji w i -tym przedziale.

i	g_i [m ³ /s]	$p_{0,i}$	$p_{1,i}$
1	76.26	0.594582	0.141885
2	134.42	0.248784	0.260409
3	192.57	0.081221	0.236334
4	308.89	0.046893	0.195832
5	716.00	0.028521	0.141777

4. Począwszy od pierwszego elementu, po dodaniu każdego kolejnego elementu ciągu pomiarowego, obliczana jest wartość zmiennej

$$z_j = [\log(p_{1,i}/p_{0,i})]_j \quad (3.9)$$

i wartość sprawdzianu testu $\sum_{j=1}^{j=m} z_j$, gdzie $i=1,2,\dots,k$ i $m=1,2,\dots,n$ (tab. 3.6),

która porównywana jest z wartościami granicznymi testu a i b (rys. 3.7)

$$a = \log[(1-\beta)/\alpha] \quad b = \log[\beta/(1-\alpha)] \quad (3.10)$$

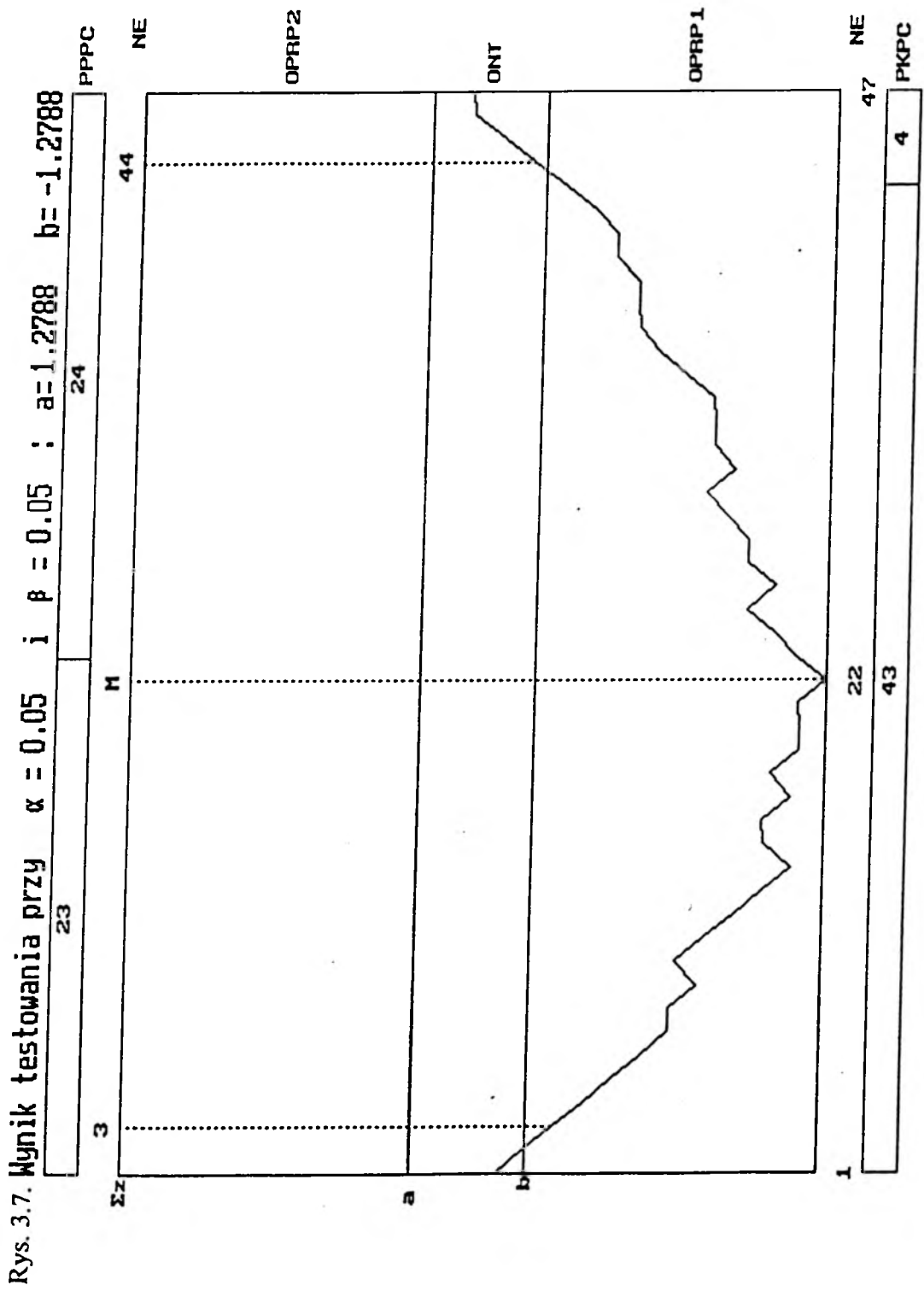


Tabela 3.6. Wartości sprawdzianu testu dla poszczególnych elementów ciągu.

j	x_j [m ³ /s]	z_j	Σz_j
1	126.0	-0.622275	-0.622275
2	357.0	-0.622275	-1.244550
3	656.0	-0.622275	-1.866826
4	327.0	-0.622275	-2.489101
5	716.0	-0.622275	-3.111376
6	154.0	-0.622275	-3.733651
7	130.0	-0.622275	-4.355927
8	140.0	0.019833	-4.336093
9	103.0	-0.622275	-4.958369
10	84.9	0.463856	-4.494513
11	146.0	-0.622275	-5.116788
12	202.0	-0.622275	-5.739063
13	209.0	-0.622275	-6.361339
14	88.0	-0.622275	-6.983614
15	99.6	0.620778	-6.362836
16	156.0	0.019833	-6.343002
17	75.4	-0.622275	-6.965278
18	156.0	0.463856	-6.501422
19	186.0	-0.622275	-7.123697
20	83.0	0.019833	-7.103864
21	260.0	0.019833	-7.084031
22	61.0	-0.622275	-7.706306
23	288.0	0.696443	-7.009863
24	136.0	0.463856	-6.546007
25	317.0	0.620778	-5.925229
26	136.5	-0.622275	-6.547504
27	106.0	0.620778	-5.926726
28	108.0	0.019833	-5.906893
29	74.7	0.463856	-5.443037
30	155.0	0.463856	-4.979182
31	54.6	-0.622275	-5.601457
32	78.7	0.463856	-5.137601
33	205.0	0.019833	-5.117768
34	84.0	0.019833	-5.097935
35	41.6	0.620778	-4.477156
36	34.3	0.620778	-3.856378
37	18.1	0.463856	-3.392523
38	141.0	0.019833	-3.372689
39	68.3	0.019833	-3.352856
40	82.8	0.463856	-2.889000
41	31.3	0.019833	-2.869167
42	51.8	0.463856	-2.405311
43	21.2	0.696443	-1.708868
44	75.1	0.696443	-1.012425

c.d. tablicy 3.6

45	30.9	0.696443	-0.315983
46	20.2	0.696443	0.380460
47	72.6	0.019833	0.400294

gdzie:

α - prawdopodobieństwo popełnienia błędu I rodzaju,

β - prawdopodobieństwo popełnienia błędu II rodzaju.

$$\alpha = \beta = 0.05 \Rightarrow a = 1.2788 \text{ i } b = -1.2788.$$

5. W zależności od przebiegu (zachowania się) sprawdzianu testu Σz_j po pobraniu kolejnego elementu, począwszy od pierwszego do ostatniego elementu ciągu pomiarowego, możliwych jest pięć odpowiedzi testu przedstawionych w punktach 6-10. W przypadku ciągu pomiarowego użytego w niniejszym przykładzie uzyskano wyniki testowania odpowiadające sytuacji podanej w punkcie 7.

6. Jeżeli po pobraniu kolejnego elementu ciągu, od pierwszego do n -tego, spełniona jest nierówność $b < \Sigma z_j < a$, to przyjmuje się, że test nie może podjąć jednoznacznej decyzji, czy cały ciąg pomiarowy ma rozkład podzbioru pierwszego czy drugiego. Oznacza to, że test znajduje się w obszarze niepewności (ONT). W tej sytuacji można przyjąć, że badany ciąg pomiarowy może być opisany zarówno funkcją gęstości rozkładu prawdopodobieństwa podzbioru pierwszego, jak i drugiego. Oznacza to, że ciąg pomiarowy jest jednorodny, gdyż elementy poszczególnych podzbiorów nie wykazują istotnej tendencji w kierunku któregoś z rozkładów, co świadczy o braku zasadniczych różnic pomiędzy wyodrębnionymi podzbiórami ciągu pomiarowego.

7. W przypadku, gdy po m -tym elemencie $\Sigma z_j \leq b$, to uznaje się, że test wszedł w obszar przyjęcia rozkładu podzbioru pierwszego (OPRP1). Od tej chwili wszystkie elementy ciągu pomiarowego, począwszy od pierwszego do elementu, przy którym Σz_j osiągnie minimum, kwalifikuje się jako próbę jednorodną o rozkładzie podzbioru pierwszego. Po osiągnięciu przez Σz_j wartości minimalnej wszystkie dalsze elementy ciągu, dla których nadal $\Sigma z_j \leq b$,

są traktowane jako elementy pochodzące z innego podzbioru, które jednak mogą być opisane funkcją rozkładu podzbioru pierwszego. Dalsze elementy ciągu, dla których $\Sigma z_j > b$, należy traktować jako elementy drugiego podzbioru (rys. 3.7).

Dla ciągu pomiarowego użytego w przykładzie, po 3 elemencie $\Sigma z_j \leq b$ ($b = -1.2788$), tj. test wszedł w obszar przyjęcia rozkładu podzbioru pierwszego (O.P.R.P.1.). Od tej chwili wszystkie elementy ciągu pomiarowego, począwszy od elementu 1 do elementu, przy którym Σz_j osiągnie minimum tj. do elementu o numerze 22, kwalifikuje się jako próbę jednorodną o rozkładzie podzbioru pierwszego. Po osiągnięciu przez Σz_j wartości minimalnej wszystkie dalsze elementy ciągu, dla których nadal $\Sigma z_j \leq b$ tj. elementy od numeru 23 do 43, są traktowane jako elementy pochodzące z innego podzbioru, które jednak mogą być opisane funkcją rozkładu podzbioru pierwszego. Dalsze elementy ciągu, dla których $\Sigma z_j > b$ tj. elementy od numeru 44 do 47, należy traktować jako elementy drugiego podzbioru.

8. W przypadku, gdy po m -tym elemencie $\Sigma z_j \geq a$, i wartość minimalna Σz_j jest większa od b , uznaje się, że test wszedł w obszar przyjęcia rozkładu podzbioru drugiego (O.P.R.P.2.). Od tej chwili wszystkie elementy ciągu pomiarowego, począwszy od pierwszego do elementu, przy którym $\Sigma z_j \geq a$, kwalifikuje się jako próbę jednorodną o rozkładzie podzbioru drugiego. Jeżeli dla dalszych elementów ciągu okazałoby się, że $\Sigma z_j < a$, to należy je odrzucić traktując jako elementy innego podzbioru.

9. W przypadku gdy po pierwszych m elementach $\Sigma z_j \geq a$, a wartość minimalna Σz_j jest mniejsza równa b tj. $\min \Sigma z_j \leq b$, należy przyjąć, że wszystkie elementy począwszy od pierwszego do elementu, przy którym Σz_j osiągnie minimum, zakwalifikowane są jako próba jednorodna o rozkładzie podzbioru pierwszego. Oznacza to, że choć pierwsze m elementów badanego ciągu można by traktować jako elementy o rozkładzie podzbioru drugiego, to jednak przeważająca liczba dalszych elementów ciągu skłania się ku rozkładowi podzbioru pierwszego ($\min \Sigma z_j \leq b$). Po osiągnięciu przez Σz_j wartości

minimalnej wszystkie dalsze elementy ciągu, dla których $\Sigma z_j \leq b$, są traktowane jako elementy pochodzące z innego podzbioru, które jednak mogą być opisane funkcją rozkładu podzbioru pierwszego. Gdyby dla dalszych elementów ciągu Σz_j była większa od b , to należy odrzucić je traktując jako elementy drugiego podzbioru.

10. W niektórych przypadkach sprawdzian testu Σz_j jest nieokreślony co może świadczyć o niejednorodności ciągu. Sytuacja ta występuje gdy elementy podzbioru pierwszego i drugiego znacznie różnią się od siebie, tzn. powstaje duża rozbieżność w postaciach funkcji gęstości oszacowanych na podstawie elementów poszczególnych podzbiorów badanego ciągu pomiarowego. Nieokreśloność Σz_j , obliczanej na podstawie wzoru (3.9), wynika z tego, że w niektórych przedziałach (na które podzielony został cały zakres badanej zmiennej losowej) prawdopodobieństwo $p_{0,i}$ lub $p_{1,i}$ może przyjąć wartość równą zero. Z kolei prawdopodobieństwa te ściśle zależą od oszacowanej postaci funkcji gęstości, której wartość jest równa zero w przypadku braku obserwacji z zakresu danego przedziału w jednym z podzbiorów podzielonego ciągu pomiarowego. W tej sytuacji, przy braku możliwości określenia sprawdzianu Σz_j , pozostaje szczegółowe przeanalizowanie wykresów obliczonych funkcji gęstości (rys. 3.6) oraz wykresu przebiegu badanej zmiennej losowej (rys. 3.5). Dopiero po takiej analizie możliwe jest podjęcie przez badacza subiektywnej decyzji co do jednorodności lub niejednorodności badanego ciągu pomiarowego.

Na zakończenie tego rozdziału należy podkreślić, że zmodyfikowany sekwencyjny ilorazowy test Walda w porównaniu z testami istotności tj. testami sumy rang i współczynnika Spearmana korelacji rangowej na trend rozwiązuje zagadnienie wykrywania niejednorodności w sposób kompleksowy dając możliwość:

- ustalenia punktu niejednorodności tj. momentu w którym nastąpiła zmiana własności statystycznych obserwacji badanej zmiennej losowej w sytuacjach

gdy nie posiada się apriorycznej wiedzy o momencie wystąpienia zaburzenia powodującego niejednorodność ciągu pomiarowego,

- powiększenia liczebności jednej części ciągu o sąsiadujące elementy pochodzące z drugiej części ciągu pomiarowego co pozwala na zwiększenie ilości informacji o badanej zmiennej losowej w uznanej przez test jednorodnej części ciągu wykorzystywanej do określania charakterystyk hydrologicznych,
- wiarygodniejszego wykrycia ewentualnej niejednorodności ciągu pomiarowego dzięki uwzględnieniu w procedurze weryfikacji hipotez nie tylko prawdopodobieństwa popełnienia błędu I rodzaju, jak w przypadku testów istotności, ale również prawdopodobieństwa popełnienia błędu II rodzaju.

W celu ułatwienia obliczeń oprogramowano procedurę weryfikacji jednorodności ciągu pomiarowego przy zastosowaniu nieparametrycznego sekwencyjnego testu ilorazowego Walda, opracowując program obliczeniowy STIWN (zał. B).

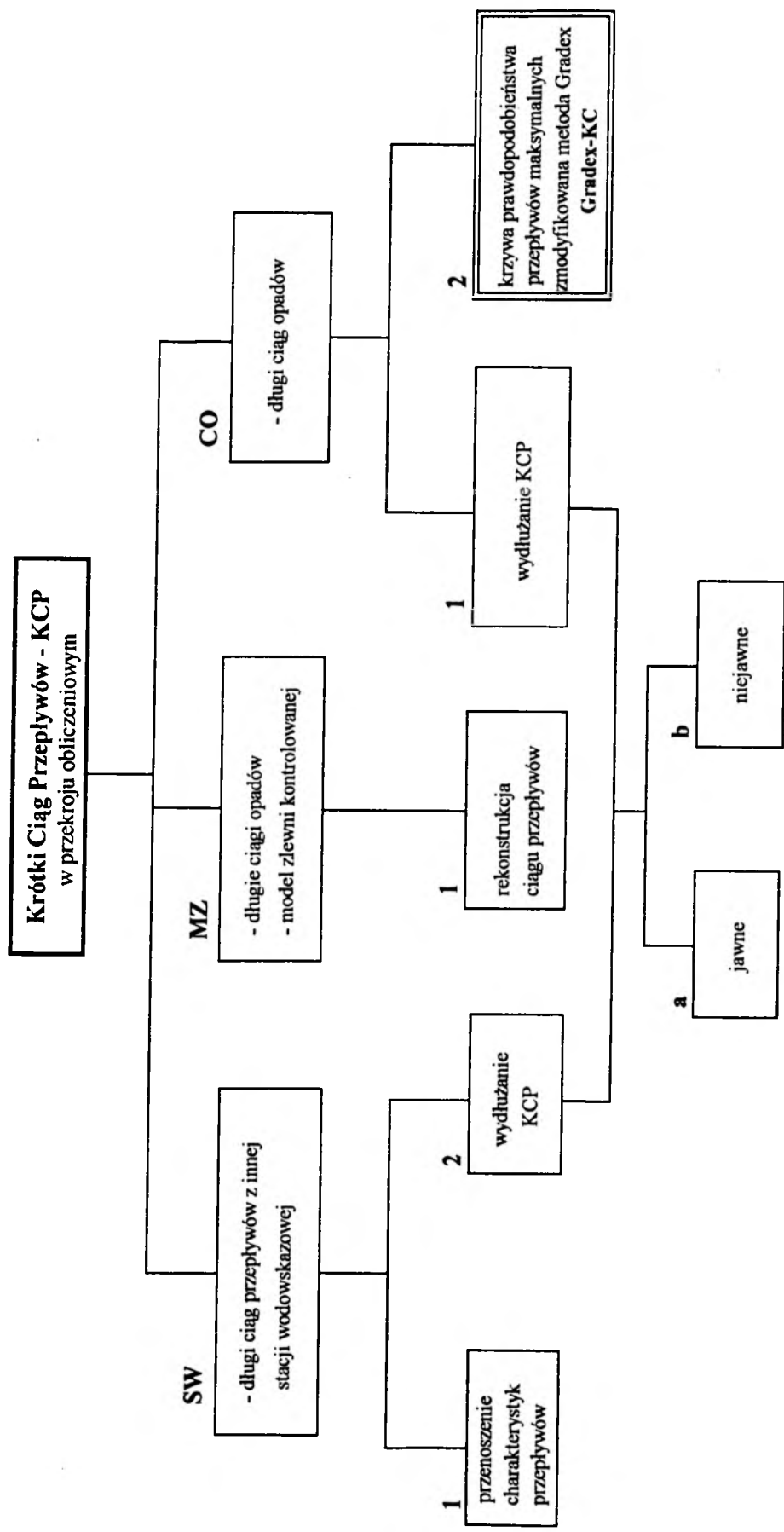
4. METODY OBLICZANIA PRZEPŁYWÓW MAKSYMALNYCH W PRZYPADKU KRÓTKICH CIĄGÓW POMIAROWYCH.

4.1. Przegląd stosowanych metod.

4.1.1. Wprowadzenie.

W praktyce inżynierskiej, podczas projektowania obiektów gospodarki wodnej, często można spotkać się z sytuacją niepełnej informacji hydrologicznej. Sytuacja ta występuje najczęściej w przypadku gdy przekrój projektowy (obliczeniowy) pokrywa się z istniejącym przekrojem wodowskazowym o krótkim okresie obserwacyjnym, bądź gdy w przekroju projektowym wykonano tylko pomiary kontrolne lub założono krótkookresową stację hydrologiczną. W takich przypadkach ciągi przepływów są zbyt krótkie aby można było na ich podstawie określić potrzebne do projektowania charakterystyki przepływów. W związku z tym, że w przekroju obliczeniowym nie jest dostępna pełna i bezpośrednia informacja hydrologiczna, do wyboru są trzy możliwości postępowania (rys. 4.1) w zależności od posiadanej innej, dodatkowej informacji meteorologicznej, hydrologicznej lub fizjograficznej:

- Gdy dysponuje się długim ciągiem pomiarowym przepływów z innej stacji wodowskazowej (SW) znajdującej się powyżej lub poniżej przekroju obliczeniowego, wówczas możliwe jest przeniesienie do przekroju obliczeniowego charakterystyk przepływów określonych na podstawie tego ciągu bądź na jego podstawie możliwe jest jawne lub niejawnie wydłużenie krótkiego ciągu pomiarowego przepływów w przekroju obliczeniowym.
- Gdy dysponuje się długim ciągiem opadów, które wystąpiły na obszarze zlewni oraz istnieje możliwość zidentyfikowania modelu zlewni (MZ) na podstawie krótkiego ciągu przepływów, wówczas możliwa jest rekonstrukcja ciągu



Rys. 4.1. Metody obliczania przepływów maksymalnych w sytuacji krótkich ciągów pomiarowych przepływów.

przepływów i określenie na jego podstawie wybranych charakterystyk przepływów.

- Gdy dysponuje się długim ciągiem pomiarowym opadów (CO), które wystąpiły na obszarze zlewni rzeki na której znajduje się przekrój obliczeniowy, można na jego podstawie wydłużyć w sposób jawny lub niejawny ciąg pomiarowy przepływów w przekroju obliczeniowym. Można też wykorzystać, dotychczas w Polsce niestosowaną, metodę Gradex, tj. ekstrapolować krzywą prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych na podstawie krzywej prawdopodobieństwa opadów maksymalnych. Podstawy teoretyczne, zaproponowana przez autora pracy modyfikacja i zastosowanie metody Gradex zostały omówione w rozdziale 4.2.

Poniżej omówiono pokrótce możliwości określenia przepływów maksymalnych w zależności od tego jaką dodatkową informacją pomiarową dysponuje się, poza krótkim ciągiem pomiarowym przepływów w przekroju obliczeniowym

4.1.2. Metody wykorzystujące długie ciągi przepływów z innej stacji wodowskazowej.

Przenoszenie charakterystyk przepływów (SW-1).

Przypadek ten dotyczy sytuacji, gdy posiada się długi i jednorodny ciąg pomiarowy przepływów maksymalnych w innej stacji wodowskazowej oraz kilka pomiarów przepływów lub krótki ciąg pomiarowy przepływów w przekroju obliczeniowym (rys. 4.2).

W przypadku posiadania tylko kilku pomiarów kontrolnych przepływu w przekroju obliczeniowym można określić współczynniki ρ_i

$$\rho_i = \frac{Q_{o,i}}{Q_{w,i}} \quad (4.1)$$

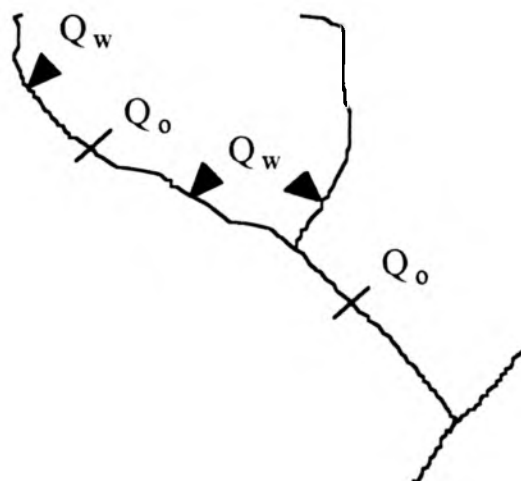
gdzie

$Q_{o,i}$ - pomierzona wartość przepływu w przekroju obliczeniowym,

$Q_{w,i}$ - pomierzona wartość przepływu na innej stacji wodowskazowej.

$i = 1, 2, \dots, n$ gdzie n liczba wykonanych pomiarów kontrolnych.

Następnie ustalana jest zależność między współczynnikami ρ_i a przepływami $Q_{w,i}$. Jeżeli współczynniki ρ_i różnią się nieznacznie dla poszczególnych wartości przepływu $Q_{w,i}$ to wartość współczynnika przeliczeniowego ρ można przyjąć jako stałą, równą średniej arytmetycznej współczynników ρ_i . Natomiast gdy wartości współczynników ρ_i wyraźnie różnią się dla poszczególnych wartości przepływu Q_w to należy określać współczynnik ρ uwzględniając zmienność Q_w , tzn. $\rho = f(Q_w)$.



Rys. 4.2 Usytuowanie stacji wodowskazowej (Q_w) i przekroju obliczeniowego (Q_o).

Przenoszenie do przekroju obliczeniowego charakterystyk przepływów obliczonych na podstawie długiego ciągu przepływów pomierzonych na stacji wodowskazowej, wykonywane jest wówczas za pomocą przeliczenia

$$Q_o = \rho \cdot Q_w \quad (4.2)$$

gdzie

- Q_o - poszukiwana wartość przepływu charakterystycznego w przekroju obliczeniowym,
- Q_w - obliczona wartość przepływu charakterystycznego na stacji wodowskazowej,
- ρ - wartość współczynnika przeliczeniowego, stała ($\bar{\rho}$) dla całego zakresu zmienności Q_w lub zależna od wartości Q_w .

Metoda ta jednak nie zawsze może być zastosowana do przenoszenia charakterystyk przepływów maksymalnych, gdyż wymaga ona wykonania pomiarów kontrolnych w strefie przepływów wysokich, co nie zawsze jest możliwe do zrealizowania.

W przypadku gdy w przekroju obliczeniowym znajduje się stacja wodowskazowa posiadająca krótki ciąg pomiarowy (lub została założona stacja krótkookresowa), można ustalić związek przepływów dwóch wodowskazów. W tej sytuacji, szczególnie gdy wodowskazy położone są w niedużej odległości (mała różnica w powierzchni zlewni), ustalenie takiego związku nie stwarza na ogół większych trudności, gdyż zazwyczaj jest on liniowy i może być opisany zależnością w postaci

$$Q_o = a_0 + a_1 Q_w \quad (4.3)$$

lub w przypadku gdy jest nieliniowy to można aproksymować go np. wielomianem drugiego stopnia w postaci

$$Q_o = a_0 + a_1 Q_w + a_2 Q_w^2 \quad (4.4)$$

gdzie

Q_o - wartości przepływów w przekroju obliczeniowym,

Q_w - wartości przepływów w przekroju kontrolowanym,

a_0, a_1 i a_2 - współczynniki określone metodą najmniejszych kwadratów.

Na podstawie ustalonego w ten sposób związku wodowskazów przepływów możliwe jest przenoszenie wybranych charakterystyk przepływów, w tym i przepływów maksymalnych, ze stacji wodowskazowej do przekroju obliczeniowego pod warunkiem, że związek ten obejmuje cały zakres zmienności przepływów.

Wydłużanie ciągu przepływów (SW-2).

W praktyce inżynierskiej mogą być stosowane dwa sposoby wydłużania ciągów pomiarowych przepływów - jawny i niejawny (rys 4.1).

Jawny sposób wydłużania ciągu (SW-2a) polega na określeniu dodatkowych wyrazów na początku lub końcu krótkiego ciągu, co pozwala na wydłużenie pierwotnej długości ciągu n o liczbę uzupełnionych wyrazów n_w . Tego rodzaju wydłużanie ciągu pomiarowego przepływów w przekroju obliczeniowym może być wykonane na podstawie związku regresyjnego z ciągiem pomiarowym z innej stacji wodowskazowej. Sposób ten sprowadza się do ustalenia zależności regresyjnej między dwoma zmiennymi, najczęściej w postaci związku wodowskazów przepływów omówionego przy przenoszeniu charakterystyk przepływów ze stacji wodowskazowej.

Niejawny sposób wydłużania ciągu pomiarowego (SW-2b) polega natomiast na poprawie oszacowań charakterystyk statystycznych krótkiego ciągu przepływów maksymalnych na podstawie informacji zawartej w dłuższym ciągu innego współzależnego z nimi zjawiska [Kaczmarek, 1967]. W tej sytuacji mamy do czynienia z dwuwymiarową zmienną losową. Poszczególne elementy wewnątrz każdego z powyższych ciągów powinny być wzajemnie niezależne, tzn. każdy z ciągów powinien być wewnętrznie nieskorelowany, a przy tym obydwie ciągi powinny być silnie skorelowane między sobą. W przypadku wydłużania krótkiego ciągu przepływów maksymalnych w przekroju obliczeniowym na podstawie długiego ciągu przepływów maksymalnych z wybranej stacji wodowskazowej, powyższe warunki są zwykle spełnione i wobec tego dwuwymiarowa

zmienna losowa ($X = Q_{\max,o}, Y = Q_{\max,w}$) powstała z elementów obu ciągów może być opisana dwuwymiarowym rozkładem prawdopodobieństwa. W praktyce najczęściej stosowany jest dwuwymiarowy rozkład normalny. Procedura ta wymaga przekształcenia nieznanego rozkładu zmiennej dwuwymiarowej do rozkładu normalnego. Ponieważ omawiane zmienne losowe (przepływy maksymalne) najczęściej mają rozkłady asymetryczne, które w większości przypadków mogą być opisane przez rozkład logarymiczno-normalny z dolnym ograniczeniem równym zero [Strupczewski, 1969], to rozpatrywana powyżej dwuwymiarowa zmienna losowa (X, Y) ma również rozkład logarymiczno-normalny, a po zastosowaniu przekształcenia normalizującego np. w postaci

$$u = \ln x, \quad z = \ln y \quad (4.5)$$

zmienna przekształcona (U, Z) ma rozkład normalny.

Dwa ciągi pomiarowe zmiennych X i Y , o różnej długości, stanowią próbę dwuwymiarową niepełną. Ciągi te mają pewien wspólny okres n obserwacji przepływów maksymalnych, przy czym $n < k$, gdzie k - liczba obserwacji na wybranej stacji wodowskazowej posiadającej długi ciąg pomiarowy. Grupując obserwacje jednoczesne otrzymuje się niepełną próbę losową

$$x_1 y_1, x_2 y_2, \dots, x_n y_n, y_{n+1}, y_{n+2}, \dots, y_k \quad (4.6)$$

a po zastosowaniu przekształcenia normalizującego (4.5) otrzymuje się

$$u_1 z_1, u_2 z_2, \dots, u_n z_n, z_{n+1}, z_{n+2}, \dots, z_k \quad (4.7)$$

Szacując parametry dwuwymiarowego rozkładu normalnego zmiennej (U, Z) metodą największej wiarygodności przy wykorzystaniu całej próby losowej (4.7), otrzymuje się odpowiednie oszacowania charakterystyk powyższej zmiennej.

Następnie wykorzystując istniejące zależności pomiędzy charakterystykami zmiennych pierwotnych X i Y , a charakterystykami zmiennych przekształconych U i Z otrzymuje się odpowiednie oszacowania charakterystyk rozkładu zmiennej "wydłużonej" X . W ten sposób można na przykład oszacować dowolne kwantyle zmiennej X , tj. przepływy maksymalne o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia $Q_{\max, o, p}$ w przekroju obliczeniowym.

Poprawa oszacowania charakterystyk statystycznych zmiennej X , o długości ciągu pomiarowego n , poprzez skorelowaną z nią zmienną Y , o dłuższym ciągu pomiarowym $k > n$, może być oceniona poprzez obliczenie "zastępczej" długości próby η , gdzie $n < \eta < k$. Długość zastępcza η określa długość próby niezbędną do osiągnięcia na jej podstawie uzyskanej poprawy oszacowania. Im różnica $\eta - n$ będzie większa tym efektywniejsza będzie poprawa uzyskanego oszacowania.

Metoda niejawnego wydłużania ciągu prowadząc do poprawy oszacowania charakterystyk statystycznych krótkiego ciągu, nie prowadzi jednak do rzeczywistego (realnego) wydłużenia tego ciągu, nie pozwala więc na inne wykorzystanie "wydłużonego" w ten sposób ciągu.

4.1.3. Metody wykorzystujące długie ciągi opadów i model zlewni kontrolowanej.

W sytuacji gdy dysponuje się długimi ciągami obserwacji opadów i modelem matematycznym zlewni kontrolowanej (MZ-1) (rys. 4.1), tzn. modelem którego parametry mogą być określone metodami optymalizacji przy wykorzystaniu posiadanego krótkiego ciągu pomiarów przepływów, możliwe jest zrekonstruowanie (odtworzenie) ciągu przepływów z całego okresu obserwacji opadu. Generalnie, rekonstrukcja ciągu dowolnego zjawiska polega na odtworzeniu jego przebiegu w pewnym okresie historycznym przy założeniu, że znane są ciągi

pomiarowe czynników wywołujących badane zjawisko (zmienne wejścia) w tym okresie oraz znany jest model matematyczny tego zjawiska. W związku z tym, rekonstrukcja ciągu przepływów w przekroju obliczeniowym wymaga posiadania:

- pomierzonych historycznych ciągów zmiennych wejścia (ciągi pomiarowe opadu),
- modelu matematycznego zlewni do przekroju obliczeniowego,
- wartości liczbowych parametrów modelu (identyfikowanych na podstawie pomiarów charakterystyk zlewni i krótkiego ciągu pomiarowego przepływu w przekroju obliczeniowym).

Istotnym etapem w procesie rekonstrukcji ciągu przepływów jest identyfikacja modelu zlewni, tzn. określenie liczbowych wartości parametrów. Wprowadzone do modelu parametry mogą odpowiadać historycznym lub aktualnym warunkom panującym na obszarze zlewni. Parametry historyczne identyfikowane są na podstawie ciągu pomiarowego pochodzącego z tego samego okresu co historyczne ciągi wejścia. Tak więc, wprowadzając parametry historyczne, zrekonstruowany ciąg wyjścia może być traktowany jako ciąg historyczny przepływów z tego okresu. Jeżeli natomiast do modelu zostaną wprowadzone parametry odpowiadające aktualnym warunkom panującym na obszarze zlewni (aktualne charakterystyki zlewni) to uzyskane ciągi wyjścia nie są ciągami historycznymi, lecz są to ciągi, które byłyby obserwowane w przeszłości gdyby warunki panujące na obszarze zlewni były takie jak obecnie.

Odtwarzając ciąg przepływów z modelu zlewni, którego parametry odpowiadają aktualnym warunkom kształtowania się odpływu, po pierwsze zapewnia się jednorodność odtwarzanego ciągu, a po drugie obliczone na jego podstawie charakterystyki przepływów są miarodajne (aktualne) dla potrzeb projektowania i podejmowania różnych innych decyzji w zakresie gospodarki wodnej i hydrotechniki.

Zmiennymi wejścia w modelach matematycznych zlewni są przede wszystkim opady atmosferyczne, których historyczne ciągi pomiarowe są znacznie dłuższe niż ciągi pomiarowe przepływu i wobec tego mogą one służyć do rekonstrukcji krótkich ciągów przepływów w przekrojach obliczeniowych.

Metoda rekonstrukcji ciągu przepływów przy wykorzystaniu modelu matematycznego zlewni jest jeszcze rzadko stosowana w praktyce inżynierskiej, biorąc jednak pod uwagę obserwowany postęp w zakresie technik i możliwości opracowywania modeli zlewni, należy spodziewać się w najbliższej przyszłości szerszego jej wykorzystania.

4.1.4. Metody wykorzystujące długie ciągi opadów.

Wydłużanie ciągów przepływów na podstawie ciągów opadów (CO-1).

W sytuacji gdy dysponuje się długimi ciągami pomiarowymi opadów, które wystąpiły na obszarze zlewni rzeki na której znajduje się przekrój obliczeniowy, można wydłużyć krótki ciąg przepływów w przekroju obliczeniowym na podstawie ustalonej zależności między pomierzonym opadem i odpowiadającym mu pomierzonym przepływem w przekroju obliczeniowym (rys. 4.1). Oznacza to, że na podstawie krótkiego ciągu przepływów maksymalnych rocznych i korespondującego ciągu opadów, np. opadów maksymalnych w roku z miarodajnego przedziału czasu zależnego od wielkości zlewni, można ustalić zależność regresyjną $Q_{\max} = f(P_{\max})$, która najczęściej może być aproksymowana zależnością liniową w postaci

$$Q_{\max} = b_0 + b_1 P_{\max} \quad (4.8)$$

gdzie

Q_{\max} - elementy krótkiego ciągu przepływów maksymalnych w przekroju obliczeniowym,

P_{\max} - korespondujące elementy ciągu opadów maksymalnych w roku,

b_0 i b_1 - współczynniki określone metodą najmniejszych kwadratów.

Wykorzystując zależność (4.8), można na podstawie pozostałych elementów długiego ciągu opadów wydłużyć w sposób jawny (CO-1a) ciąg przepływów w przekroju obliczeniowym i następnie na podstawie tego ciągu określić charakterystyki przepływu potrzebne do projektowania.

Można również zastosować metodę niejawnego wydłużania (CO-1b) krótkiego ciągu przepływów maksymalnych ($X = Q_{\max}$) na podstawie długiego ciągu opadów ($Y = P_{\max}$), taką samą jak przy niejawnym wydłużaniu ciągu przepływów maksymalnych na podstawie długiego ciągu przepływów maksymalnych z innej stacji wodowskazowej.

Ekstrapolacja krzywej prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych - metoda Gradex (CO-2).

Metoda Gradex [Guillot i in., 1968; Duband i in., 1992; Guillot, 1993; Duband, 1993; Ozga-Zieliński, 1994; *Design ...*, 1994] pozwala wyznaczyć krzywą prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych rocznych wykorzystując długie ciągi obserwowanych na obszarze zlewni opadów maksymalnych i krótki ciąg przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju obliczeniowym (rys 4.1). Metoda ta może być stosowana dla przekrojów obliczeniowych zamykających stosunkowo nieduże zlewnie, gdzie często okres prowadzenia obserwacji przepływu jest zbyt krótki by można było określić przepływy prawdopodobne za pomocą metod podanych w obowiązujących przepisach [*Zasady obliczania ...*, 1969]. Ponadto w przypadku małych zlewni, poszczególne incydenty opadowe obejmują na ogół znaczną część obszaru zlewni pozwalając na założenie równomierności ich rozłożenia na całej powierzchni zlewni. Małe zlewnie charakteryzują się również stosunkowo niedużym zróżnicowaniem warunków fizjograficznych co pozwala na założenie podobnego sposobu trans-

formacji opadu w odpływ powierzchniowy na obszarze całej zlewni oraz na założenie, że cała zlewnia znajduje się w momencie wystąpienia opadu w jednokowym stanie nasycenia. Jak podano wyżej metoda Gradex wykorzystuje informację zawartą w długim ciągu obserwacji opadów, która to informacja wydaje się być bardziej wiarygodna i użyteczna dla potrzeb określania przepływów maksymalnych prawdopodobnych niż informacja zawarta w kilku lub kilkunastoletnim ciągu przepływów maksymalnych rocznych, na podstawie którego byłby określony rozkład prawdopodobieństwa. Wiarygodność ta wynika nie tylko z różnicy długości dostępnych ciągów opadów i przepływów ale również z większej jednorodności danych opadowych. Nawet w przypadku małych zlewni jednorodność ciągów przepływów jest na ogół silnie zakłócona działalnością człowieka.

4.2. Zmodyfikowana metoda Gradex (Gradex-KC).

4.2.1. Podstawy merytoryczne.

U podstaw metody Gradex leżą dwa zasadnicze założenia.

Po pierwsze zakłada się, że maksymalny w roku opad z miarodajnego, w zależności od wielkości zlewni, przedziału czasu (np. kilku godzin, doby czy wielokrotności doby) podlega rozkładowi Fishera-Tippetta typu I (Gumbela) o następującej funkcji gęstości $f(y)$ i dystrybuancie $F(y)$

$$f(y) = \alpha \cdot e^{-y} - e^{-y} \quad (4.9)$$

$$F(y) = e^{-e^{-y}} \quad (4.10)$$

gdzie

$y = \alpha(P_{\max} - u)$ - zmienna zredukowana,

P_{\max} - opad maksymalny roczny z miarodajnego przedziału czasu,

α i u - parametry rozkładu szacowane metodą największej wiarygodności.

Takie a priori przyjęcie rozkładu może budzić wątpliwości co do słuszności tego założenia. Przeprowadzone przez autora badania¹ wykazały, że rozkład Gumbela i rozkład Pearsona typu III z dolnym ograniczeniem ε równym najmniejszej wartości w ciągu pomiarowym są najczęściej, w świetle informacyjnego kryterium Akaike AIC [Mitosek, 1993; Mutua, 1994] i kryterium STIW [Ozga-Zieliński, 1992a], wybieranymi rozkładami spośród stosowanych w praktyce rozkładów opisujących zmienne losowe ekstremalne [Cunnane, 1989]. Rozkład Pearsona typu III ma jednak tą wadę, że przy parametrze $\lambda \neq 4$ funkcja rozkładu prawdopodobieństwa nie tworzy linii prostej na standardowej ($\lambda = 4, C_s = 1$) podziałce prawdopodobieństwa tego rozkładu. Przy wykorzystaniu tego typu rozkładu do opisu opadów maksymalnych w zastosowaniach inżynierskich metody Gradex, może to spowodować pewną niejednoznaczność w procedurze określenia i ekstrapolacji teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych oraz w procedurze wyznaczania granic przedziału ufności rozkładu przepływów. Stąd też w dalszej części pracy, zgodnie z założeniami metody, stosuje się rozkład Gumbela.

Drugie założenie dotyczy zależności pomiędzy wysokością opadu a odpływem ze zlewni. Przyjmuje się, że cały opad powyżej pewnej wartości opadu równej $P_{0,s}$ jest transformowany w odpływ bezpośredni. Oznacza to, że w momencie rozpoczęcia opadu pewna jego część wypełnia retencję powierzchniową, intercepcję i retencję gruntową, które są w metodzie Gradex określane łącznie jako deficyt odpływu. Następnie, gdy po wypełnieniu wszystkich rodzajów retencji opad nadal trwa to tworzy on odpływ bezpośredni. W związku z

¹ Badania wykonane zostały na podstawie ciągów obserwacyjnych opadów maksymalnych pomierzonych na kilkudziesięciu stacjach opadowych na obszarach zlewni rzek górskich tj. zlewni rzek Dunajca, Kamiennej, Łososiny, Raby, Soły, Skawy i Górnej Wisły.

tym, wartość odpływu bezpośredniego q_i wywołanego opadem P_i można wyrazić jako różnicę pomiędzy tym opadem a deficytem odpływu Δ_s ,

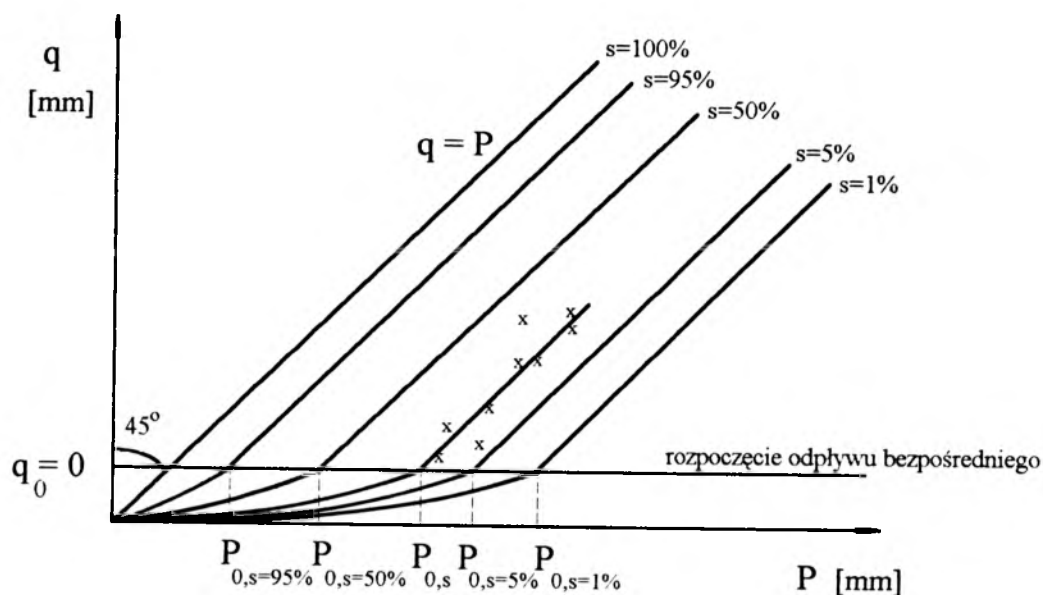
$$q_i = P_i - \Delta_s \quad (4.11)$$

gdzie

s - określa stopień wypełnienia zdolności retencyjnej zlewni ($s=1,2,\dots,100\%$).

Gdy zlewnia posiada stopień wypełnienia zdolności retencyjnej równy 100% co oznacza, że jest w pełni nasycona, zależność pomiędzy opadem a odpływem (wyrażonych w tych samych jednostkach, na przykład w milimetrach) przybiera charakter liniowy tj. może być aproksymowana prostą przechodzącą przez środek układu współrzędnych (P, q) w przybliżeniu pod kątem 45 stopni (rys. 4.3). Wobec powyższego, dla stopnia wypełnienia retencji 100% deficyt odpływu równy jest zero, tzn. że każdy (o dowolnej wartości) opad, który spadnie wówczas na zlewnię odpłynie w postaci odpływu bezpośredniego. Natomiast w przypadku gdy na zlewnię, o stopniu wypełnienia zdolności retencyjnej s mniejszym niż 100%, spadnie opad o wartości mniejszej niż wartość graniczna $P_{0,s}$ (specyficzna dla każdej zlewni) to nie wywoła on odpływu bezpośredniego. W takiej sytuacji, początkowo opad wypełnia retencję i wówczas związek pomiędzy opadem a odpływem ma charakter nieliniowy, a następnie po jej wypełnieniu, opad w całości odpływa i związek pomiędzy opadem a odpływem jest liniowy (rys. 4.3). Wartość opadu $P_{0,s}$, powyżej której następuje liniowy związek, uzależniona jest od możliwości retencyjnej poszczególnej zlewni, wyrażonej stopniem wypełnienia zdolności retencyjnej s . W związku z tym, w strefie opadów o wartościach mniejszych niż $P_{0,s}$ zależność pomiędzy odpływem a opadem, dla określonej zdolności retencyjnej zlewni, ma charakter nieliniowy. Dopiero dla opadów równych bądź większych od $P_{0,s}$ zależność (4.11) może być aproksymowana prostą nachyloną pod kątem 45 stopni do osi odciętych (rys. 4.3) i przechodzącą przez punkt o współrzędnych $P_{0,s}$ i q_0 , tj. punkt o wartości

odpływu bezpośredniego q_0 równej zero dla danej wartości granicznej opadu $P_{0,s}$. Oznacza to, że dla poszczególnych zlewni, w zależności od ich możliwości retencyjnych, początek transformacji całego opadu w odpływ bezpośredni jest różny, tzn. rozpoczyna się od różnej wartości opadu $P_{0,s}$.



Rys. 4.3. Zależność pomiędzy wysokością odpływu i opadu dla różnych zlewni o różnym stopniu wypełnienia zdolności retencyjnych s .

Zakładając, że powyższe zależności są również słuszne dla przepływów i opadów maksymalnych w roku, można przyjąć, że funkcja rozkładu przepływów maksymalnych począwszy od pewnej wartości przepływu, odpowiadającej opadowi o wartości $P_0 = P_{0,s}$, może być aproksymowana funkcją rozkładu opadów maksymalnych.

Wyznaczanie wartości P_0

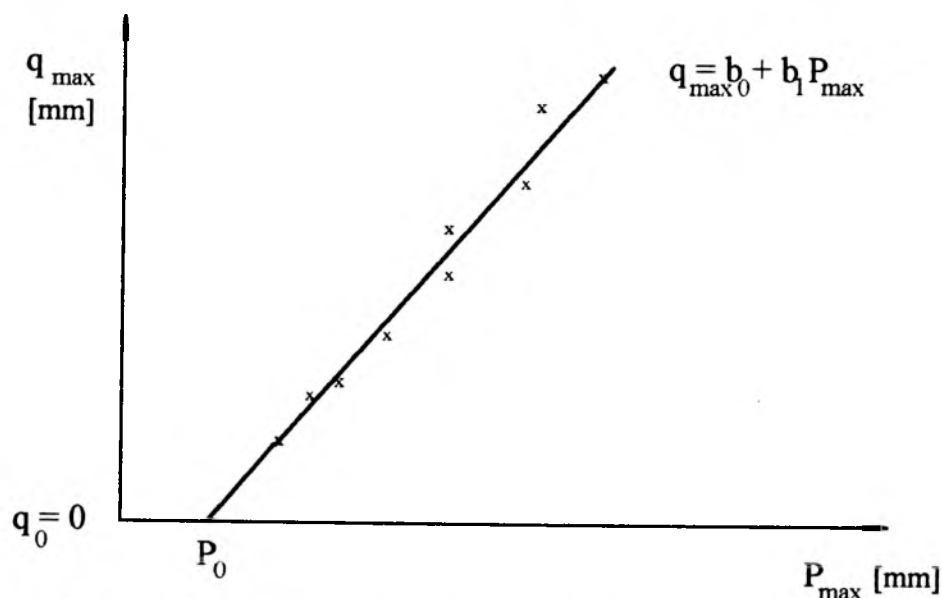
Jak wspomniano powyżej, w niniejszej pracy proponuje się przyjąć, że P_0 jest wartością powyżej której ekstrapoluje się funkcję rozkładu przepływów maksymalnych zgodnie z rozkładem opadów maksymalnych poprzez przesunięcie prostej o równaniu $y = \alpha(P_{\max} - u)$ przedstawiającej w podziałce Gumbela

dystrybuantę opadów maksymalnych. Wybór punktu od którego rozpoczyna się ekstrapolację ma więc duży wpływ na określenie wartości przepływów o małych prawdopodobieństwach przewyższenia. Wartość opadu P_0 nie jest jednoznacznie określona przez autorów metody Gradex. Zakłada się tylko że jest to wartość opadu, powyżej której opad całkowicie przechodzi w odpływ. W literaturze podawane są różne sposoby wyznaczania punktu początkowego ekstrapolacji [L'application ..., 1972; Czamara i in., 1986; Design flood ..., 1994]. Mają one jednak charakter raczej arbitralny, szczególnie sposoby drugi i trzeci z niżej podanych:

- ekstrapolacja począwszy od miejsca, gdzie funkcja rozkładu empirycznego przepływów przyjmuje nachylenie zbliżone do nachylenia prostej opisującej funkcję rozkładu teoretycznego opadów,
- ekstrapolacja począwszy od wartości kwantyla 10% obliczanego z posiadanego krótkiego ciągu rozdzielczego przepływów,
- ekstrapolacja począwszy od punktu odpowiadającego największej wartości przepływu w posiadanym ciągu, tj. wartości przepływu o największej dystrybuancie empirycznej (najmniejszym prawdopodobieństwie przewyższenia).

Biorąc pod uwagę fakt, że żaden z powyższych sposobów nie odzwierciedla fizycznego charakteru wielkości P_0 , która stanowi wielkość opadu nasycającego zlewnię, w niniejszej pracy zaproponowano inny sposób jej określania.

Proponuje się ustalenie zależności pomiędzy przepływami maksymalnymi i opadami maksymalnymi, na podstawie posiadanego krótkiego ciągu przepływów maksymalnych i odpowiadających im opadów maksymalnych. Zależność tą można na ogół aproksymować prostą, której parametry równania mogą być wyznaczone metodą najmniejszych kwadratów. Ponieważ zależność ta ustalana jest dla opadów maksymalnych w roku, z miarodajnego przedziału czasu, a więc dla wartości opadów które wywołują odpływ bezpośredni, można przyjąć że wartość P_0 będzie określała graniczną wartość opadu, powyżej której odpływ bezpośredni będzie większy od zera (rys. 4.3 i 4.4).



Rys. 4.4. Zależność pomiędzy dobowymi maksymalnymi w roku wartościami opadu i odpływu.

Oznacza to, że gdy wystąpi opad o całkowitej wartości większej od P_0 , część jego będzie zużyta na pokrycie deficytu odpływu, tj. na wypełnienie wszystkich rodzajów retencji, a pozostała część wywoła odpływ bezpośredni, tak więc wartość P_0 charakteryzuje możliwości retencyjne zlewni.

Zaproponowany sposób wyznaczania wartości P_0 jest uzasadniony szczególnie z punktu widzenia rzeczywistego procesu transformacji opadu w odpływ w poszczególnych zlewniach.

4.2.2. Procedura wykonania obliczeń.

W celu wykonania obliczeń proponuje się następującą procedurę:

0. Przygotowanie danych pomiarowych opadów i przepływów. Opad średni na obszarze zlewni należy określić jedną ze standardowych metod uśredniania opadu tj. metodą średniej arytmetycznej, metodą wieloboków równego zadeszczenia lub metodą izohiet (hipsometryczną) na podstawie obserwacji opadów maksymalnych w roku, z miarodajnego przedziału czasu, na poszczególnych

stacjach opadowych. Na podstawie ciągu uśrednionych w powyższy sposób opadów maksymalnych określa się parametry α i u rozkładu Gumbela. Ponieważ wyniki uzyskane z metod uśredniania opadu na obszarze zlewni są zazwyczaj obarczone pewnym błędem, w metodzie Gradex możliwe jest również zastosowanie innego podejścia do określenia stałych równania prostej opisującej funkcję rozkładu prawdopodobieństwa opadów. Podejście to, nazywane metodą średniego Gradeksu, polega na oszacowaniu parametrów α i u na podstawie maksymalnych opadów pomierzonych na poszczególnych stacjach opadowych w obszarze zlewni, a następnie uśrednienie uzyskanych wartości α i u . Powyższe podejście jest możliwe do zastosowania w przypadku gdy ciągi pomiarowe opadów z poszczególnych stacji są dobrze skorelowane, tj. gdy współczynniki korelacji są większe od 0.7 [L'application ..., 1972].

Zgodnie z wymogami metody Gradex opad i odpływ powinny być wyrażone w tych samych jednostkach, na przykład w milimetrach wysokości opadu i odpływu w miarodajnym przedziale czasu ($q_{\max} [\text{mm}] = c[\text{s}] \cdot Q_{\max} [\text{m}^3/\text{s}] / A[\text{km}^2]$, gdzie A jest powierzchnią zlewni zaś c jest współczynnikiem przeliczeniowym jednostek, $c = t \cdot 10^{-3}$ dla miarodajnego przedziału czasu t).

1. Na podstawie długiego i jednorodnego ciągu opadów maksymalnych uśrednionych na obszarze zlewni, estymuje się parametry α i u rozkładu Fishera-Tippetta typu I (Gumbela) metodą największej wiarygodności.

2. Obliczone wartości dystrybuanty teoretycznej nanosi się na podziałkę prawdopodobieństwa Gumbela, na której funkcja rozkładu opisana jest prostą o równaniu

$$y = \alpha (P_{\max} - u) \quad (4.12)$$

gdzie

α i u - parametry rozkładu Fishera-Tippetta typu I (Gumbela), parametr α określa nachylenie prostej o równaniu (4.12) i zwany jest Gradeksem,

P_{\max} - opad maksymalny w roku z miarodajnego przedziału czasu (w zależności od wielkości zlewni np. z kilku godzin, doby czy wielokrotności doby),

y - zmienna zredukowana (standaryzowana zmienna rozkładu Fishera-Tippetta typu I) równa

$$y = -\ln\left(\ln\frac{1}{1-p}\right) \quad (4.13)$$

p - teoretyczne prawdopodobieństwo przewyższenia rozkładu opadów maksymalnych.

3. W celu wizualnego porównania teoretycznego i empirycznego rozkładu prawdopodobieństwa przepływów, na podstawie posiadanego kilkuletniego ciągu przepływów maksymalnych ustawionych w ciąg rozdzielczy nierosnący, oblicza się dla poszczególnych jego wyrazów empiryczne prawdopodobieństwo przewyższenia \hat{p} , a następnie empiryczną dystrybuantę \hat{F} ze wzorów

$$\hat{p} = \frac{m}{k+1} \quad (4.14)$$

$$\hat{F} = 1 - \hat{p} \quad (4.15)$$

gdzie

m - określa m -ty element w ciągu rozdzielczym,

k - liczebność krótkiego ciągu przepływów maksymalnych.

4. Wartości dystrybuanty empirycznej przepływów nanosi się na podziałkę prawdopodobieństwa Gumbela.

5. Na podstawie posiadanego kilkuletniego ciągu przepływów maksymalnych i odpowiadającego mu ciągu opadów maksymalnych ustala się zależność pomiędzy opadem P_{\max} a odpływem q_{\max} (rys. 4.4) aproksymując tą zależność prostą o równaniu

$$q_{\max} = b_0 + b_1 \cdot P_{\max} \quad (4.16)$$

gdzie

b_0, b_1 - współczynniki równania określone metodą najmniejszych kwadratów.

6. Z wykresu zależności (4.16) pomiędzy opadem maksymalnym i odpływem maksymalnym odczytuje się wartość opadu przy której odpływ bezpośredni równy jest zero. Wartość ta zostaje przyjęta jako P_0 , tj. opad powyżej którego następuje transformacja całego opadu w odpływ bezpośredni.

7. Na podziałce Gumbela określa się punkt przecięcia rzędnej odpowiadającej wartości opadu P_0 z odcietą odpowiadającą dystrybuancie dla której zmienna zredukowana y równa jest zero. Punkt ten jest miejscem, od którego proponuje się ekstrapolować teoretyczną funkcję rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych q_{\max} wyrażoną prostą o równaniu (4.17) (rys. 4.5), która jest równoległa do prostej (4.12) opisującej teoretyczny rozkład opadów

$$y = \alpha(q_{\max} - P_0) \quad (4.17)$$

gdzie

α - parametr rozkładu prawdopodobieństwa opadów,

P_0 - graniczna wartość opadu, specyficzna dla poszczególnej zlewni i zależna od jej zdolności retencyjnej, po przekroczeniu której każdy opad wywołuje odpływ bezpośredni powodujący przepływ maksymalny w rzece, określana na podstawie zależności (4.16).

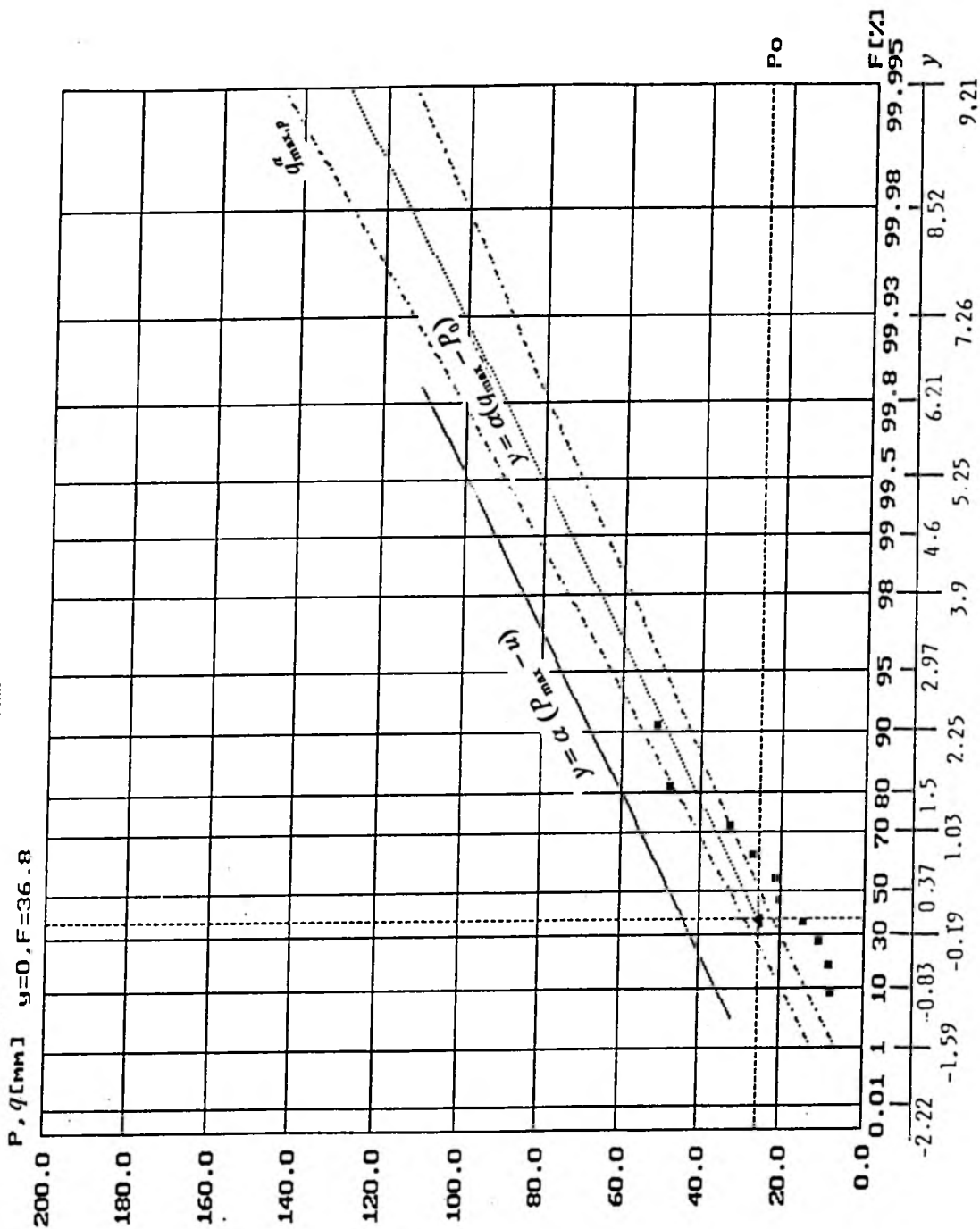
8. Po ekstrapolacji prostej (4.17) do obszaru gdzie prawdopodobieństwa przewyższenia przepływów są bardzo małe (bliskie zeru), możliwe jest odczytanie z wykresu (rys. 4.5) lub określenie z zależności (4.18) wartości przepływów maksymalnych o dowolnym prawdopodobieństwie przewyższenia $\hat{q}_{\max,p}$

$$\hat{q}_{\max,p} = P_0 + \frac{1}{\alpha} y \quad (4.18)$$

gdzie

y - zmienna zredukowana obliczana ze wzoru (4.13) gdzie p jest zadanyim prawdopodobieństwem przewyższenia przepływów maksymalnych.

Rys. 4.5. Rozkład Gumbela: Dystrybuanta teoretyczna opadów P_{\max} (-) i przepływów q_{\max} (·) oraz empiryczna q_{\max} (♦) i przedział ufności q_{\max} (---).



9. Błąd $\sigma(x_p)$ oszacowania kwantyla x_p tj. zmiennej losowej x o prawdopodobieństwie przewyższenia p w rozkładzie Gumbela określany jest z iloczynu macierzy wariancyjno-kowariancyjnej M i macierzy funkcyjnej N w postaci [Kaczmarek, 1960].

$$\sigma(x_p) = M \times N = \begin{bmatrix} \sigma^2(u) & \text{cov}(u, \alpha) \\ \text{cov}(\alpha, u) & \sigma^2(\alpha) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \left(\frac{\partial x_p}{\partial u}\right)^2 & \frac{\partial x_p}{\partial u} \frac{\partial x_p}{\partial \alpha} \\ \frac{\partial x_p}{\partial \alpha} \frac{\partial x_p}{\partial u} & \left(\frac{\partial x_p}{\partial \alpha}\right)^2 \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{\alpha^2 n} \left[1 + \frac{6}{\pi^2} (1-C)^2 \right] & -\frac{6}{\pi^2 n} (1-C) \\ -\frac{6}{\pi^2 n} (1-C) & \frac{6}{\pi^2 n} \alpha^2 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 1 & -\frac{t_p}{\alpha^2} \\ -\frac{t_p}{\alpha^2} & -\frac{t_p^2}{\alpha^4} \end{bmatrix}$$

(4.19)

gdzie

α i u - parametry rozkładu Gumbela,

n - liczebność ciągu obserwacji zmiennej losowej x na podstawie którego estymowane są parametry α i u ,

C - stała Eulera równa 0.5772,

$$t_p = -\ln\left(\ln\frac{1}{1-p}\right).$$

W przypadku metody Gradex parametr α szacowany jest na podstawie n -elementowego ciągu obserwacji opadów maksymalnych, a parametr P_0 określany jest z zależności (4.16) na podstawie k -elementowego (krótkiego) ciągu obserwacji przepływów maksymalnych. Wobec powyższego przy określaniu błędu kwantyla przepływów maksymalnych $\sigma(\hat{q}_{\max,p})$ proponuje się uwzględnić w macierzy wariancyjno-kowariancyjnej M liczebność k ciągu przepływów maksymalnych na podstawie którego estymowany jest parametr P_0 . W tej sytuacji macierz M ma postać

$$M = \begin{bmatrix} \sigma^2(P_0) & \text{cov}(P_0, \alpha) \\ \text{cov}(\alpha, P_0) & \sigma^2(\alpha) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\alpha^2 k} \left[1 + \frac{6}{\pi^2} (1-C)^2 \right] & -\frac{6}{\pi^2 k} (1-C) \\ -\frac{6}{\pi^2 k} (1-C) & \frac{6}{\pi^2 n} \alpha^2 \end{bmatrix} \quad (4.20)$$

oraz błąd oszacowania kwantyla przepływów maksymalnych $\sigma(\hat{q}_{\max,p})$ określa zależność

$$\sigma(\hat{q}_{\max,p}) = \frac{1}{\alpha \sqrt{k}} \sqrt{1 + \frac{6}{\pi^2} \left[(1-C)^2 + 2(1-C)y + \frac{k}{n} y^2 \right]} \quad (4.21)$$

gdzie

k - liczebność krótkiego ciągu przepływów maksymalnych na podstawie którego określany jest parametr P_0 ,

n - liczebność ciągu opadów maksymalnych na podstawie którego estymowana jest wartość parametru α ,

pozostałe oznaczenia jak wyżej.

10. Górną granicę przedziału ufności $q_{\max,p}^\alpha$ określa się z następującego wzoru

$$q_{\max,p}^\alpha = \hat{q}_{\max,p} + t'_\alpha \sigma(\hat{q}_{\max,p}) \quad (4.22)$$

gdzie

t'_α - kwantyl standaryzowanego rozkładu normalnego przyjmowany w zależności od prawdopodobieństwa P'_α równego

$$P'_\alpha = P[q_{\max,p} \leq \hat{q}_{\max,p} + t'_\alpha \sigma(\hat{q}_{\max,p})] \quad (4.23)$$

gdzie

P'_α - prawdopodobieństwo zdarzenia polegającego na tym, że rzeczywista wartość kwantyla $q_{\max,p}$ nie przekroczy górnej granicy przedziału ufności.

Wartości t'_α w zależności od P'_α podano w pracach [Kaczmarek, 1970; Ozga-Zielińska i in., 1994].

11. Wszystkie obliczone wartości charakterystyk przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, wyrażone w milimetrach dla miarodajnego przedziału czasu, należy przeliczyć na wartości wyrażone w m^3/s zgodnie z przekształceniem $Q_{\max}[\text{m}^3/\text{s}] = q_{\max}[\text{mm}] \cdot A[\text{km}^2]/c[\text{s}]$, gdzie A jest powierzchnią zlewni zaś c jest współczynnikiem przeliczeniowym jednostek ($c = t \cdot 10^{-3}$ dla miarodajnego przedziału czasu t).

4.2.3. Przykłady zastosowania.

W celu sprawdzenia poprawności proponowanej metody obliczenia przepływów maksymalnych rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia wywołanych opadami deszczu postanowiono zbadać wpływ dwóch podstawowych elementów metody Gradex na końcowy wynik obliczeń, tj.:

- wpływ losowości krótkiego ciągu przepływów maksymalnych w przekroju obliczeniowym i odpowiadającego mu ciągu opadów maksymalnych przy określaniu wartości parametru P_0 oraz
- wpływ zastosowania metody obliczania opadu średniego na obszarze zlewni lub metody uśredniania parametrów α i u (metoda średniego Gradeksu) dla obszaru zlewni, przy określaniu funkcji rozkładu prawdopodobieństwa opadów i obliczaniu parametru α .

Ponadto w tym celu postanowiono:

- przeprowadzić zasadniczą weryfikację metody Gradex poprzez porównanie uzyskanych rozkładów prawdopodobieństwa przepływów metodą Gradex z rozkładem prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych uzyskanym z 36-elementowego ciągu, przyjmując rozkład Fishera-Tippetta typu I i estymując parametry metodą największej wiarygodności oraz
- porównać wartości przepływów maksymalnych prawdopodobnych otrzymane z metody Gradex z wartościami przepływów określonymi innymi metodami w sytuacji gdy dysponuje się długim ciągiem opadów (CO, rys. 4.1) tj. metodami

jawnego i niejawnego wydłużania krótkiego ciągu przepływów w przekroju obliczeniowym.

Zgodnie z procedurą podaną w rozdz. 4.2.2 wykonano obliczenia dla przekroju Stróża w zlewni rzeki Raby ($A = 700 \text{ km}^2$) opisane w przykładzie 1 i dla przekroju Osielec w zlewni rzeki Skawy ($A = 244 \text{ km}^2$) opisane w przykładzie 2 traktując obie stacje wodowskazowe jako przekroje obliczeniowe z krótkim ciągiem pomiarowym przepływów.

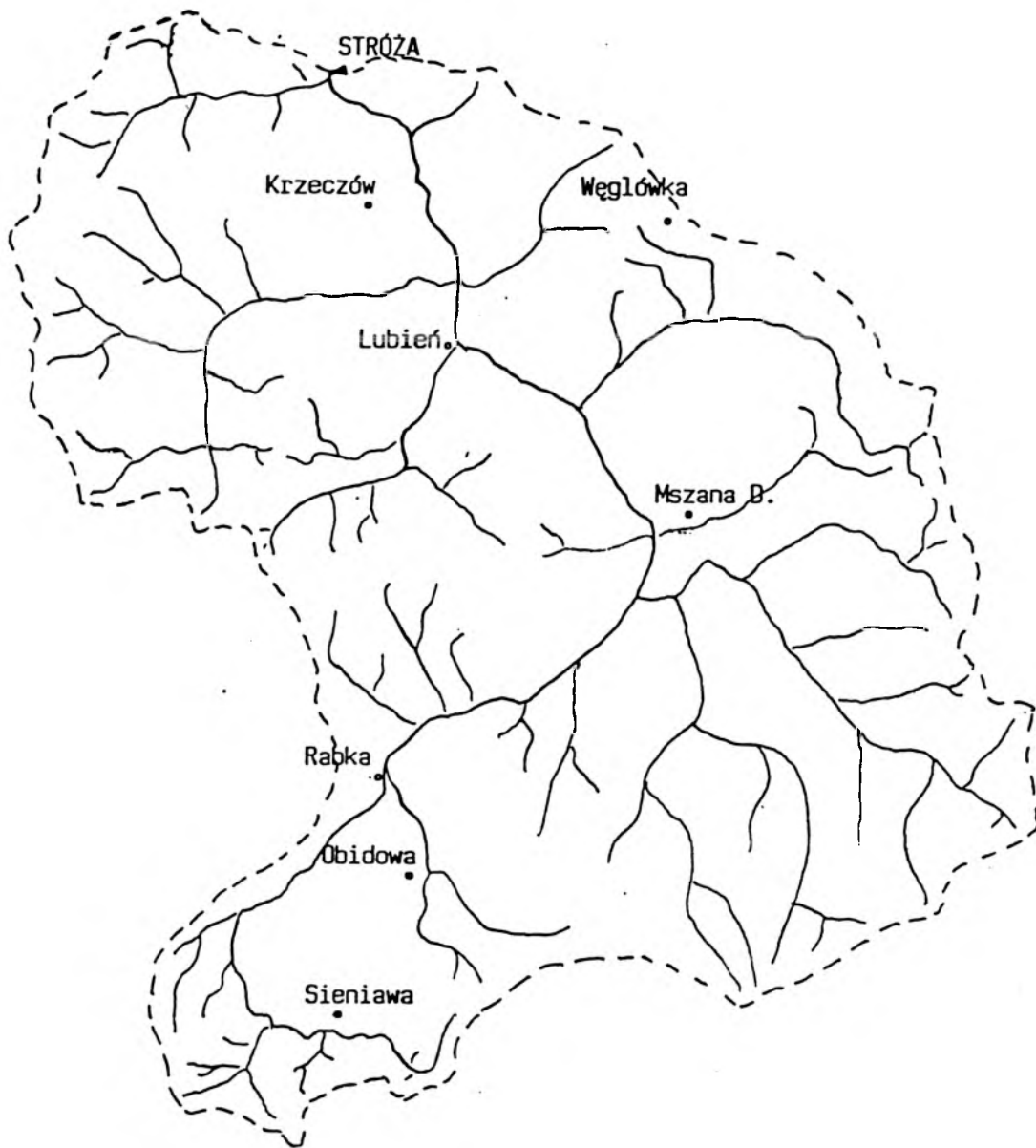
Przykład 1.

0. Przygotowanie danych pomiarowych.

Zgodnie z wymogami metody Gradex wielkości P i q w poniższych obliczeniach wyrażone są w milimetrach wysokości opadu i odpływu z miarodajnego przedziału czasu równego jednej dobie ($q_{\max}[\text{mm}] = 86.4[\text{s}] \cdot Q_{\max}[\text{m}^3/\text{s}]/A[\text{km}^2]$).

Przedział miarodajny opadu powinien być równy czasowi koncentracji w danej zlewni. Dla zlewni Raby o powierzchni 700 km^2 przedział miarodajny wynosi około doby. W przypadku zlewni dużo mniejszych jest on rzędu kilku godzin. W takiej sytuacji należy korzystać z obserwacji pluwiograficznych bądź zastosować metodę umożliwiającą przejście z opadów dobowych na opady o krótszym czasie próbkowania [*L'application ...*, 1972; Czamara i in., 1986].

W obliczeniach wykorzystano ciągi obserwacyjne, maksymalnego w półroczu letnim opadu dobowego z okresu 1956-91, z siedmiu stacji opadowych (rys. 4.6): Krzczów, Lubień, Mszana Dolna, Obidowa, Rabka, Sieniawa, Węglówka oraz ciąg przepływów maksymalnych z półroczu letniego (wezbrania opadowe) w przekroju Stróża z tego samego okresu. Przed przystąpieniem do obliczeń sprawdzono jednorodność wszystkich ciągów pomiarowych, stosując nieparametryczne testy statystyczne opisane w rozdz. 3. Nie wykryto niejednorodności żadnego z ciągów.



Rys. 4.6. Zlewnia rzeki Raby do przekroju Stróża wraz ze stacjami opadowymi.

Stwierdzono, że pomiędzy wysokością opadu P_{\max} , który wystąpił na poszczególnych $n=7$ stacjach a wysokością położenia h tych stacji nad poziomem morza nie zachodzi istotny związek według kryterium testu t-Studenta badającego istotność współczynników korelacji [Zieliński, 1972; Greń, 1975; Domański, 1990], tzn. współczynniki korelacji $r_{P_{\max},h}$ są rzędu od -0.69 do 0.55 i odpowiadające im wartości sprawdzianu testu t zawierają się w przedziale od -2.132 do 1.472 oraz wartości bezwzględne sprawdzianu t są mniejsze od wartości krytycznej t_{kr} testu równej 2.571 na założonym poziomie istotności testu $\alpha=0.05$ i dla $n-2=5$ stopni swobody, co w przypadku testowania hipotezy $H_0: \rho=0$ wobec hipotezy alternatywnej $H_1: \rho \neq 0$ oznacza, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej i świadczy o braku istotności badanych współczynników korelacji. W związku z powyższym zrezygnowano z określania opadu średniego na obszarze zlewni metodami bardziej "złożonymi" przyjmując opad średni jako średnią arytmetyczną z obserwacji na poszczególnych stacjach opadowych.

Ponieważ wyniki uzyskane z metod uśredniania opadu na obszarze zlewni są zazwyczaj obarczone pewnym błędem (niezależnie od przyjętej metody uśredniania), zastosowano również tzw. podejście średniego Gradeksu polegające na oszacowaniu parametrów α i u , rozkładu prawdopodobieństwa opadów, na podstawie maksymalnych w półroczu letnim opadów dobowych pomierzonych na poszczególnych stacjach opadowych w obszarze zlewni, a następnie uśrednieniu uzyskanych wartości tych parametrów. Powyższe podejście jest możliwe do zastosowania w przypadku gdy ciągi pomiarowe opadu z poszczególnych stacji są dobrze skorelowane ze sobą, tj. gdy współczynniki korelacji są większe od 0.7 [L'application ..., 1972]. W rozpatrywanym przypadku zlewni rzeki Raby współczynniki korelacji pomiędzy opadami na poszczególnych stacjach były w większości mniejsze od wartości 0.7 co oznacza brak możliwości zastosowania podejścia średniego Gradeksu. Jednak przyjęcie a priori wartości współczynnika korelacji równej 0.7 jako kryterium braku lub istnienia korelacji jest meryto-

rycznie nie uzasadnione. Wobec tego, w celu sprawdzenia istotności współczynników korelacji między ciągami pomiarowymi opadów na poszczególnych stacjach, zastosowano wyżej wspomniany test t-Studenta. W wyniku testowania okazało się, że dla większości współczynników korelacji wartość sprawdzianu testu jest znacznie większa od wartości krytycznej przyjętej na poziomie istotności 0.05 co oznacza, że wartości testowanych współczynników są istotne. W związku z tym, w celu porównania obu podejść, do dalszych obliczeń wykorzystano ciąg uśrednionych na obszarze zlewni maksymalnych w półroczu letnim opadów dobowych jak i uśrednione wartości parametrów α i u uzyskane jako średnie arytmetyczne, na podstawie wartości α i u z poszczególnych stacji opadowych w rozpatrywanej zlewni.

1. Na podstawie ciągu uśrednionych w powyższy sposób maksymalnych opadów dobowych oszacowano, metodą największej wiarygodności, parametry rozkładu Gumbela $\alpha = 0.095948$ i $u = 44.43$. Na podstawie oszacowanych wartości α i u z poszczególnych stacji opadowych w rozpatrywanej zlewni uśredniono powyższe parametry otrzymując $\bar{\alpha} = 0.0722342$ i $\bar{u} = 42.46$.

2. Wartości dystrybuanty teoretycznej opadów naniesiono na podziałkę rozkładu Gumbela (rys. 4.5). Równanie prostej opisującej w podziałce Gumbela funkcję rozkładu opadów ma postać $y = \alpha (P_{\max} - u) = 0.095948 (P_{\max} - 44.43)$. Natomiast w przypadku metody średniego Gradeksu powyższe równanie ma postać $y = \bar{\alpha} (P_{\max} - \bar{u}) = 0.0722342 (P_{\max} - 42.46)$.

3. Zakładając, że przekrój Stróża jest przekrojem obliczeniowym z krótkim ciągiem pomiarowym przepływów, w celu sprawdzenia wpływu losowości krótkiego ciągu, wykorzystywanego przy określaniu parametru P_0 , obliczenia wykonano dla siedmiu, losowo wybranych, 10-elementowych prób. Najpierw do obliczeń wzięto pierwsze 10 lat obserwacji (1956-65) z dostępnego 36-elementowego ciągu obserwacji przepływów maksymalnych (1956-91) w przekroju Stróża i dla elementów tej próby obliczono empiryczne prawdopodobieństwa przewyższenia oraz empiryczne dystrybuanty. Następnie wykonano

takie same obliczenia oddzielnie dla każdej 10-elementowej próby z lat 1961-70, 1966-75, 1968-77, 1971-80, 1976-85 i 1982-91. W celu sprawdzenia otrzymanych wyników dla poszczególnych prób, obliczenia wykonano również dla całego okresu obserwacyjnego, tj. okresu 1956-91.

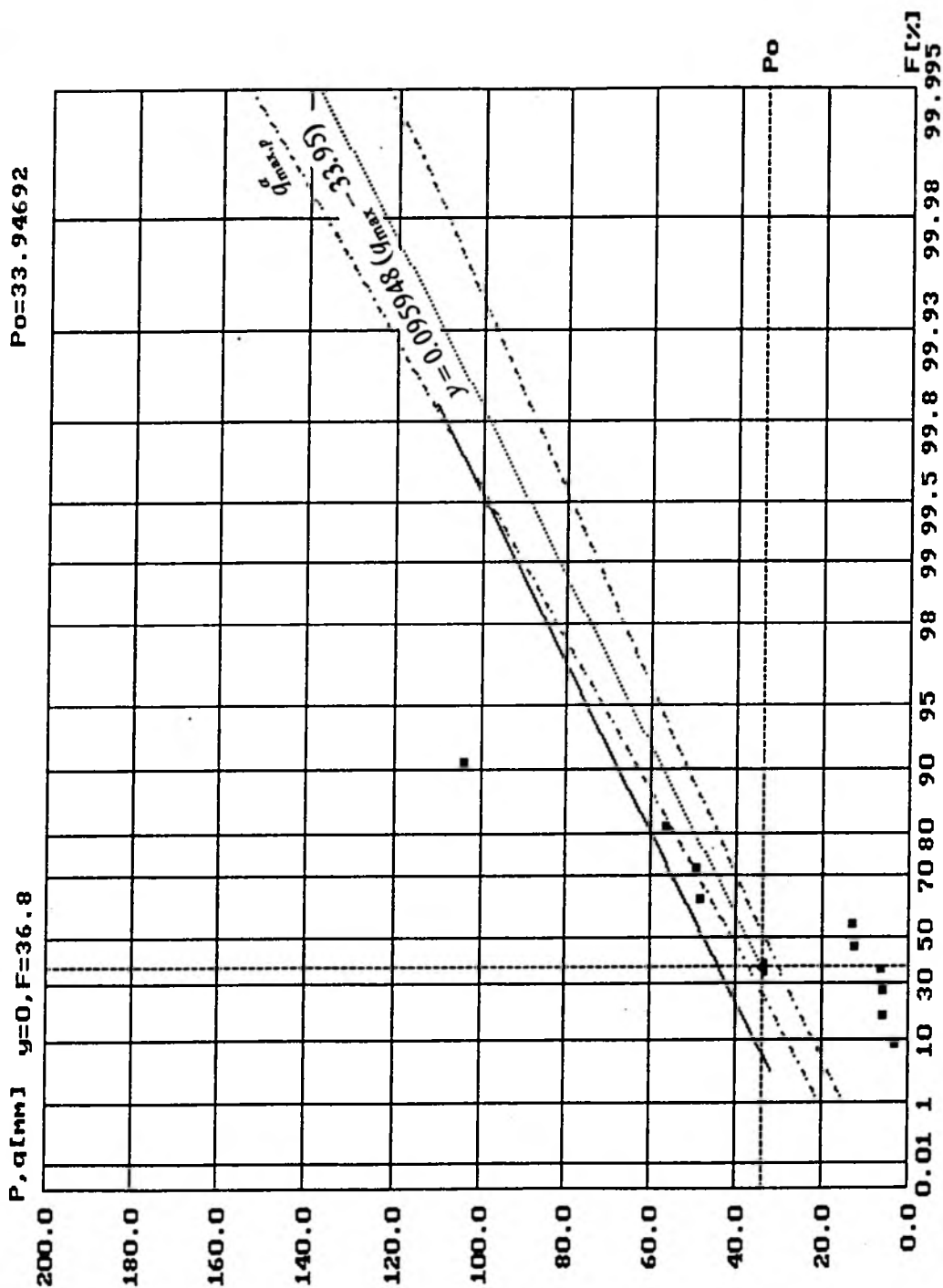
4. Wartości empirycznej dystrybuanty przepływów maksymalnych naniesiono na podziałkę prawdopodobieństwa Gumbela dla każdej próby (rys. 4.7-4.13) i dla całego 36-elementowego ciągu (rys. 4.14).

5. Dla każdej próby oddzielnie i dla całego ciągu przepływów maksymalnych i odpowiadających im opadów maksymalnych ustalono zależności pomiędzy q_{\max} i P_{\max} o równaniu (4.16), optymalizując parametry równań tych zależności metodą najmniejszych kwadratów.

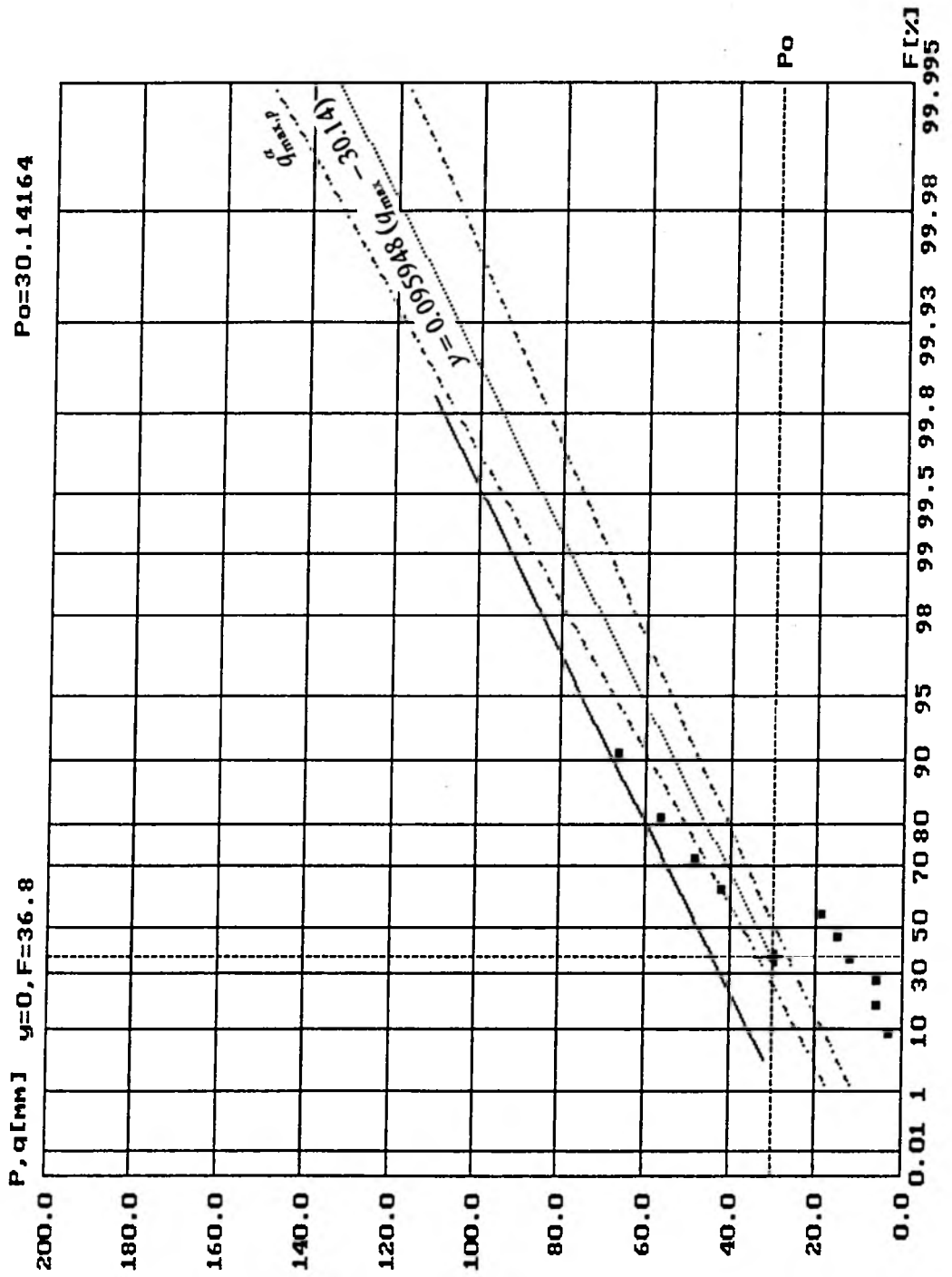
6. Z powyższych równań, dla każdej próby oddzielnie i dla całego ciągu, obliczono wartości opadu P_{\max} , dla których q_{\max} równało się zero. Wartości te zostały przyjęte jako parametry P_0 dla kolejnych prób. Z okresu 1956-65 otrzymano wartość P_0 równą 33.95 mm. Dla drugiej próby z lat 1961-70 otrzymano wartość P_0 równą 30.14 mm. Dla dalszych 10-elementowych prób, otrzymano wartość P_0 równą 25.75 z lat 1966-75, 24.88 z lat 1968-77, 30.95 z lat 1971-80, 31.18 z lat 1976-85, 22.70 z lat 1982-91 oraz dla całego ciągu 27.65 mm.

7. Naniesiono wartość parametru P_0 na podziałkę prawdopodobieństwa Gumbela dla każdej próby oddzielnie (rys. 4.7-4.13) i dla całego ciągu (rys. 4.14). Równanie dystrybuanty teoretycznej przepływu, dla pierwszej próby, otrzymano w postaci $y = \alpha (q_{\max} - P_0) = 0.095948 (q_{\max} - 33.95)$, dla drugiej w postaci $y = 0.095948 (q_{\max} - 30.14)$, dla trzeciej $y = 0.095948 (q_{\max} - 25.75)$ itd. wstawiając kolejno do równania $y = \alpha (q_{\max} - P_0)$ wartości P_0 uzyskane dla poszczególnych 10-elementowych prób oraz dla całego 36-elementowego ciągu w postaci $y = 0.095948 (q_{\max} - 27.65)$. W wszystkich powyższych równaniach gradient (α) został przyjęty jako gradient funkcji rozkładu opadów i jest równy 0.095948 (w przypadku metody średniego Gradeksu $\alpha = \bar{\alpha} = 0.0722342$).

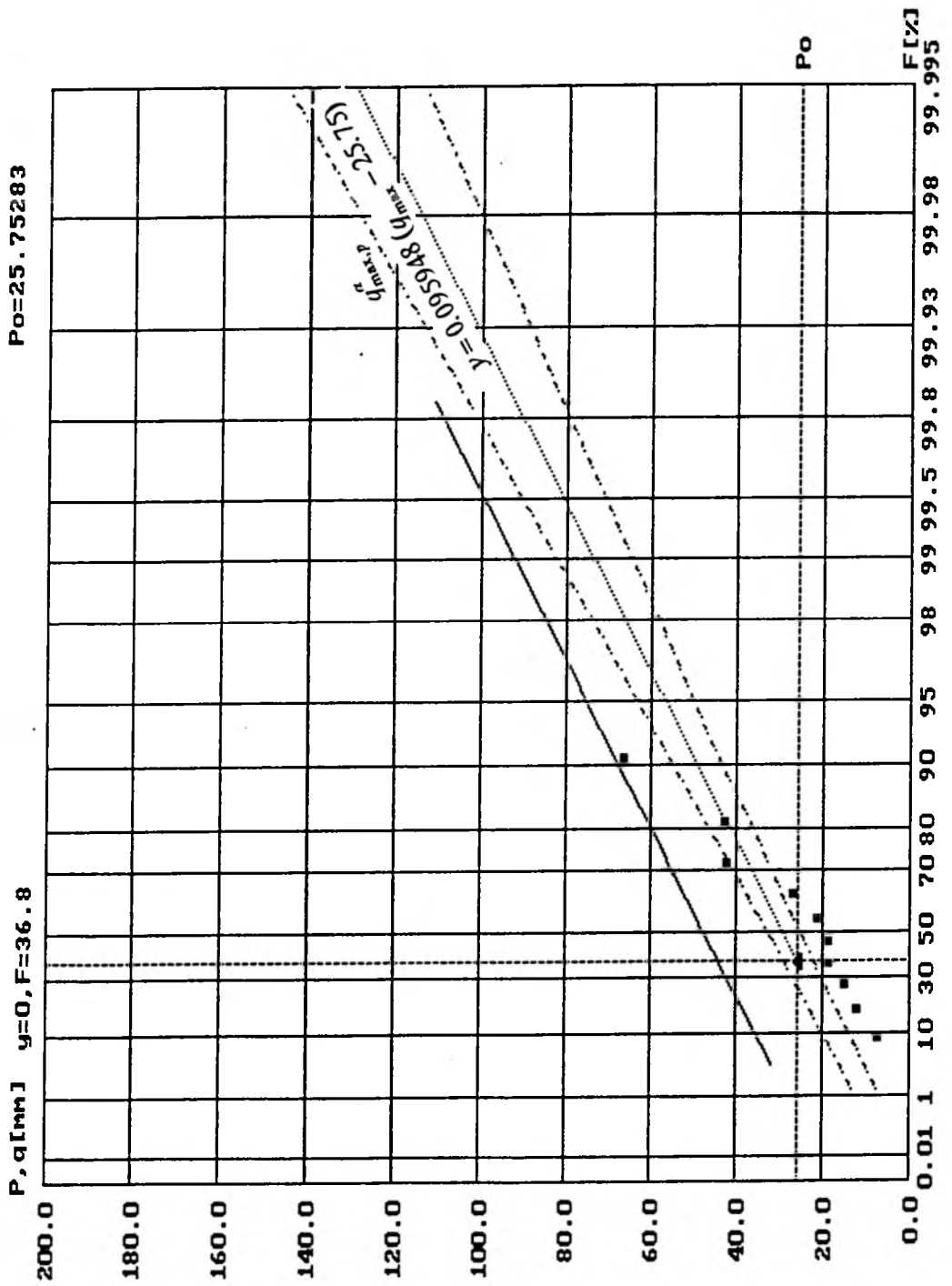
Rys. 4.7. Rozkład Gumbela dla próby z lat 1956-65: Dystrybuanta teoretyczna opadów P_{\max} (—) i przepływów q_{\max} (·) oraz empiryczna q_{\max} (♦) i przedział ufności q_{\max} (---).



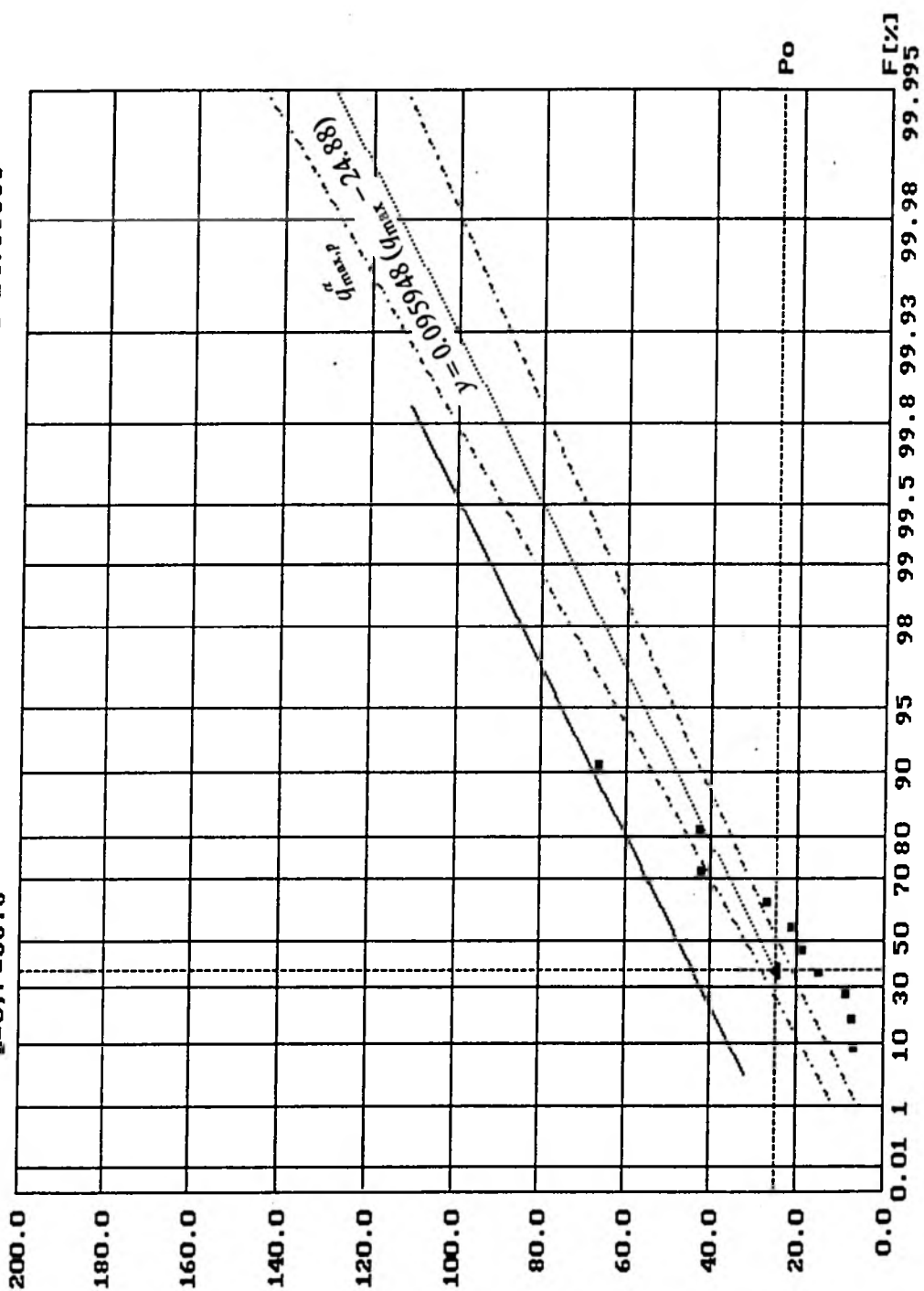
Rys. 4.8. Rozkład Gumbela dla próby z lat 1961-70: Dystrybuanta teoretyczna opadów P_{\max} (—) i przepływów q_{\max} (---) oraz empiryczna q_{\max} (♦) i przedział ufności q_{\max} (---).



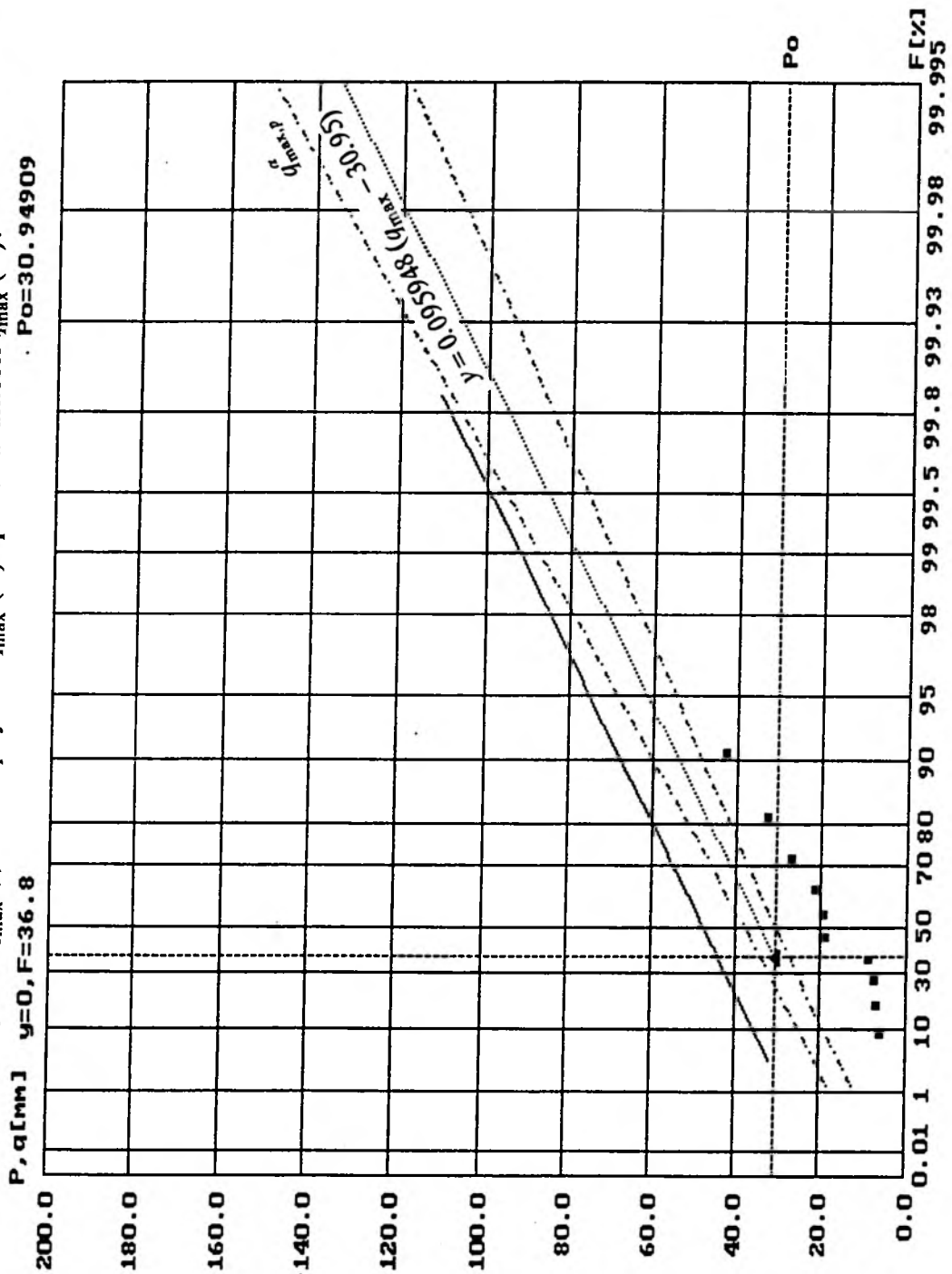
Rys. 4.9. Rozkład Gumbela dla próby z lat 1966-75: Dystrybuanta teoretyczna opadów P_{\max} (—) i przepływów q_{\max} (·) oraz empiryczna q_{\max} (♦) i przedział ufności q_{\max} (---).



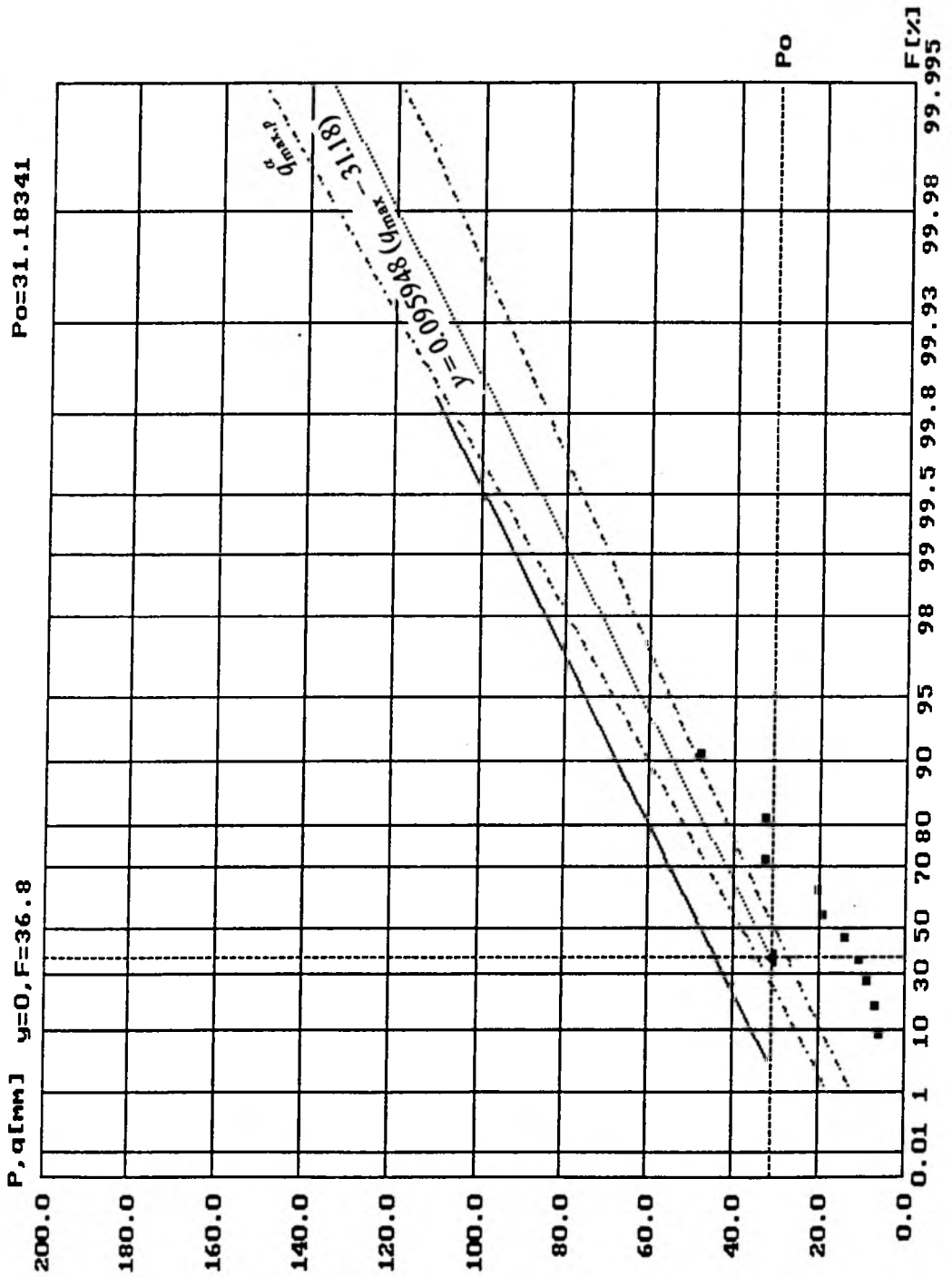
Rys. 4.10. Rozkład Gumbela dla próby z lat 1968-77: Dystrybuanta teoretyczna opadów P_{\max} (—) i przepływów q_{\max} (---) oraz empiryczna q_{\max} (♦) i przedział ufności q_{\max} (·-·-). $P_0=24.88586$



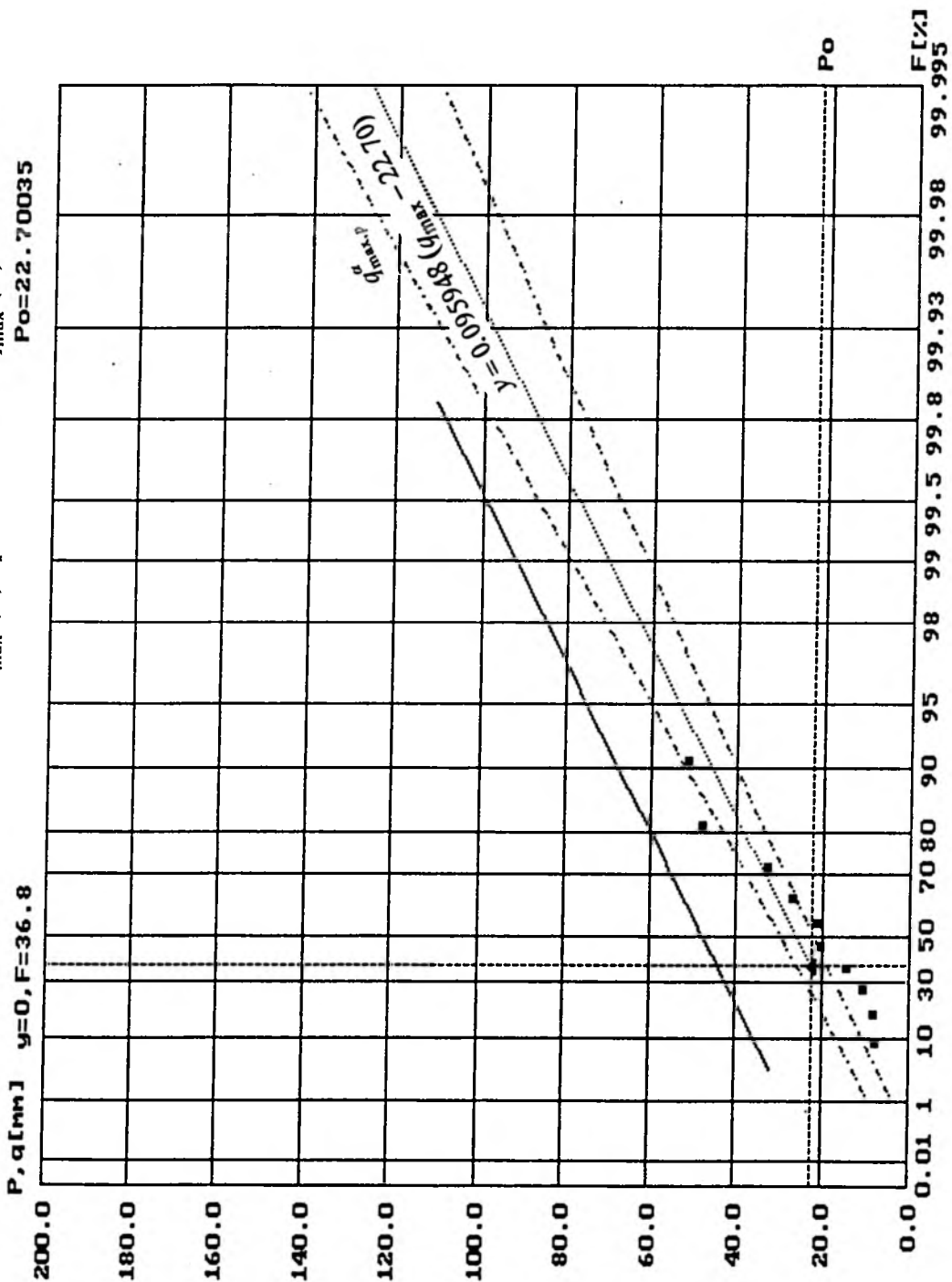
Rys. 4.11. Rozkład Gumbela dla próby z lat 1971-80: Dystrybuanta teoretyczna opadów P_{\max} (—) i przepływów q_{\max} (·) oraz empiryczna q_{\max} (♦) i przedział ufności q_{\max} (---).
 $P_0=30.94909$



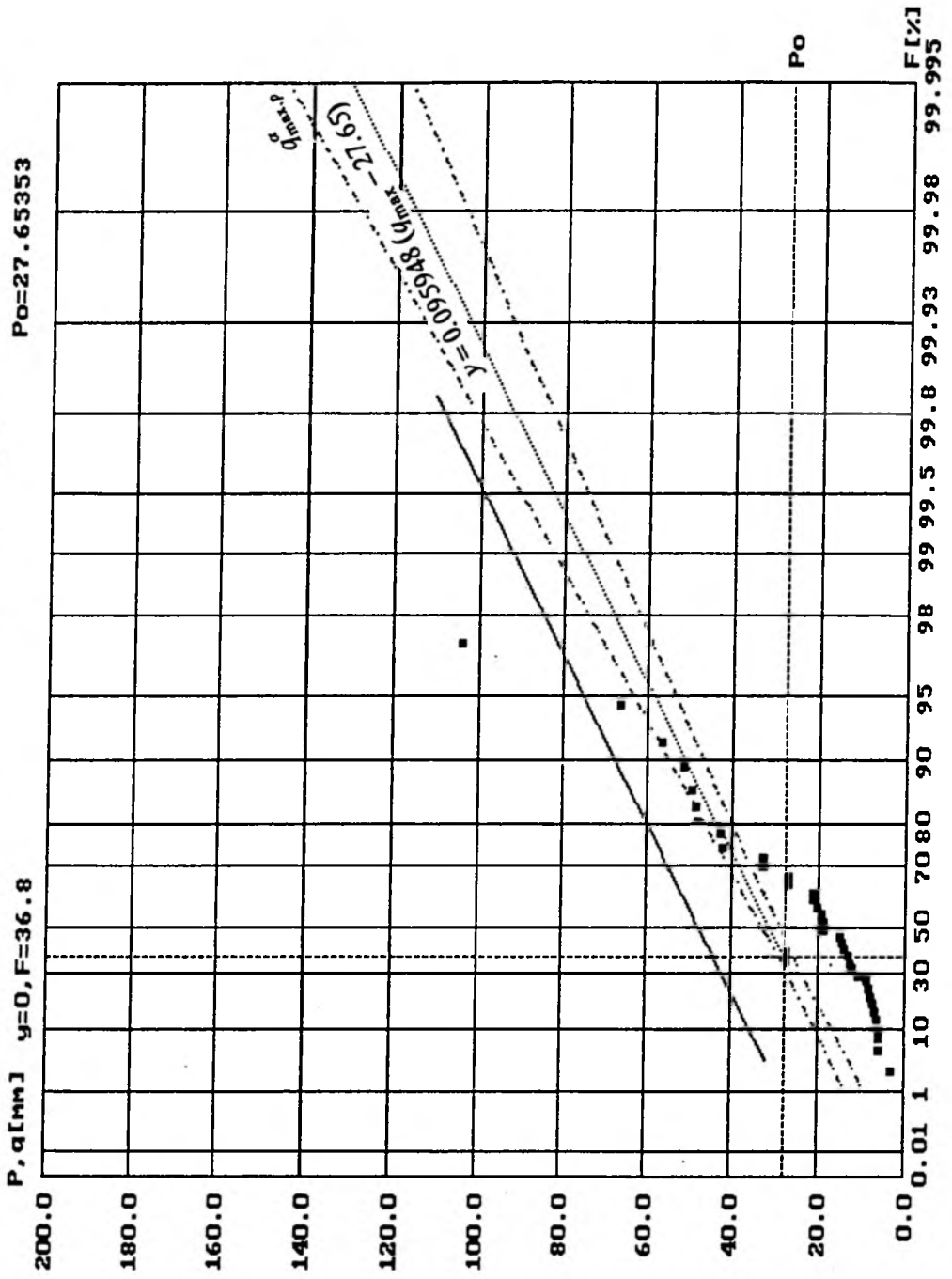
Rys. 4.12. Rozkład Gumbela dla próby z lat 1976-85: Dystrybuanta teoretyczna opadów P_{\max} (—) i przepływów q_{\max} (---) oraz empiryczna q_{\max} (♦) i przedział ufności q_{\max} (---).
 $P_0=31.18341$



Rys. 4.13. Rozkład Gumbela dla próby z lat 1982-91: Dystrybuanta teoretyczna opadów P_{\max} (-) i przepływów q_{\max} (·) oraz empiryczna q_{\max} (♦) i przedział ufności q_{\max} (---).
 $P_0=22.70035$



Rys. 4.14. Rozkład Gumbela dla całego ciągu: Dystrybuanta teoretyczna opadów P_{\max} (-) i przepływów q_{\max} (·) oraz empiryczna q_{\max} (♦) i przedział ufności q_{\max} (---).



Natomiast wartości parametru P_0 są różne dla każdej próby i wynikają z losowości próby odpływów i opadów maksymalnych na podstawie których wartości P_0 były wyznaczane.

8. Wartości przepływów maksymalnych o dowolnym prawdopodobieństwie przewyższenia $\hat{q}_{\max,p}$ określono z zależności (4.18) dla każdej próby (rys. 4.7-4.13) oraz dla całego ciągu (rys. 4.14).

9. Błędy oszacowania kwantyli przepływów maksymalnych $\sigma(\hat{q}_{\max,p})$ określono z zależności (4.21).

10. Górne granice przedziału ufności $q_{\max,p}^\alpha$ określono ze wzoru (4.22) dla każdej próby (rys. 4.7-4.13) oraz dla całego ciągu (rys. 4.14).

11. Wszystkie wartości otrzymanych charakterystyk przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia wyrażone w milimetrach dla miarodajnego przedziału czasu przeliczono na charakterystyki wyrażone w m^3/s zgodnie z przekształceniem $Q_{\max} [m^3/s] = q_{\max} [mm] \cdot A [km^2] / 86.4 [s]$.

Dyskusja uzyskanych wyników

W dyskusji uzyskanych wyników omówiono poszczególne punkty (•) sprawdzenia poprawności metody Gradex podane na początku niniejszego rozdziału.

- Porównując otrzymane w przykładzie 1, równania opisujące funkcję rozkładu przepływów uzyskane dla siedmiu prób z równaniem uzyskanym dla całego 36-elementowego ciągu (pkt. 7) należy zauważyć, że gradient (α) we wszystkich równaniach jest taki sam. Wynika to z przyjęcia α jako gradientu funkcji rozkładu opadów, zaś równania różnią się tylko wartościami parametru P_0 . Te różnice w wartościach parametru P_0 są wynikiem z jednej strony, jak wspomniano wcześniej, losowości siedmiu krótkich prób, zaś z drugiej strony różnej liczebności prób (10 lat i 36 lat) na podstawie których wyznaczono wartości tego parametru.

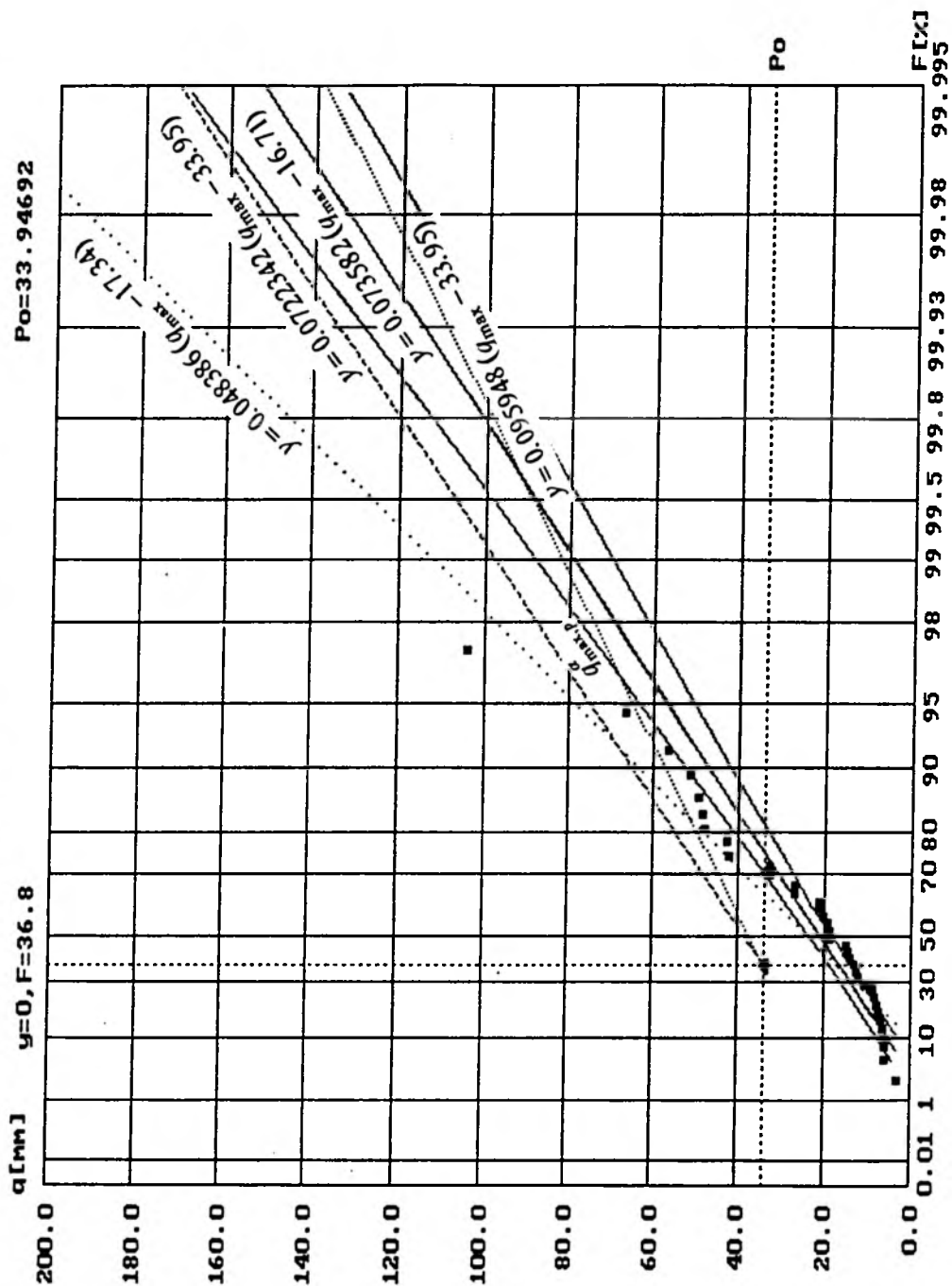
W rozkładzie Gumbela parametr P_0 jest wartością modalną tzn. funkcja gęstości tego rozkładu przyjmuje wartość maksymalną dla tego parametru, co

oznacza w dziedzinie charakterystyk częstotliwościowych, że wartości zmiennej losowej (w tym wypadku przepływy maksymalne) najczęściej przyjmują wartości zbliżone do wartości parametru P_0 . W metodzie Gradex-KC proponuje się przyjęcie wartości parametru P_0 jako punkt rozpoczęcia ekstrapolacji krzywej prawdopodobieństwa przepływów, którego współrzędne w podziałce Gumbela są następujące: współrzędna na osi odciętych jest równa wartości zmiennej zredukowanej $y=0$ ($F=36.8\%$) i współrzędna na osi rzędnych jest równa wartości parametru P_0 (rys. 4.5). Tak więc w zależności od przyjętej (obliczonej) wartości parametru P_0 położenie powyższego punktu będzie przesuwalo się, w górę lub w dół, wzdłuż osi rzędnych, co ma istotny wpływ na postać funkcji rozkładu prawdopodobieństwa i w konsekwencji na wartości obliczanych przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia.

- Zasadnicza weryfikacja metody Gradex-KC polegała na porównaniu równania prostej, opisującej teoretyczny rozkład prawdopodobieństwa przepływów, wyznaczony na podstawie całego 36-elementowego ciągu przepływów maksymalnych, z równaniem prostej opisującej teoretyczny rozkład przepływów określony za pomocą metody Gradex (rys. 4.15). Na rys. 4.15 pokazano następujące dystrybuanty teoretyczne przepływów maksymalnych określone: (i) na podstawie 36-letniego ciągu pomiarowego (—) (tak samo oznaczono granice przedziału ufności), (ii) z metody Gradex-KC (···), (iii) z metody średniego Gradeksu (—) i (iv) na podstawie krótkiego ciągu (· ·) oraz (v) dystrybuantę empiryczną przepływów (♦).

Równanie teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa przepływów uzyskano w postaci: $y = 0.073582(q_{\max} - 16.71)$ dla 36-elementowego ciągu przepływów maksymalnych przyjmując, że podlegają one rozkładowi Fishera-Tippetta typu I zaś z metody Gradex-KC otrzymano równanie w postaci: $y = 0.095948(q_{\max} - 33.95)$, w którym wartość $P_0 = 33.95$ określono na podstawie 10-elementowej próby z okresu 1956-65 (pkt. 6). Porównując wartości przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia,

Rys. 4.15. Dystrybuanta teoretyczna przepływów określona na podstawie: ciągu pomiarowego (—), metody Gradex-KC (···), metody średniego Gradeksu (---) i krótkiego ciągu (· ·) oraz dystrybuanta empiryczna (♦) dla przekroju Stróża.



uzyskane z prostej wyznaczonej na podstawie metody Gradex-KC z wartościami przepływów maksymalnych obliczonymi na podstawie teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa oszacowanego na podstawie 36-elementowego ciągu obserwacyjnego, można zauważyć, że wartości te różnią się, jednak dla małych prawdopodobieństw przewyższenia (dużych dystrybuant) $p \leq 5\%$ ($F \geq 95\%$) mieszczą się w granicach przedziału ufności ustalonego dla rozkładu Fishera-Tippetta, przyjętego na poziomie ufności równym $P_\alpha = 0.68$ (rys. 4.15).

W celu porównania otrzymanych wyników obliczeń w postaci liczbowej, zamieszczono je w tab. 4.1, 4.2 i 4.3. W tab. 4.1 podano wartości przepływów maksymalnych q_{\max} (w tab. q) 36-letniego ciągu i odpowiadające im wartości empiryczne dystrybuanty F i empirycznego prawdopodobieństwa przewyższenia p . W tab. 4.2 podano, dla wybranych prawdopodobieństw przewyższenia p , wartości poszczególnych kwantyli $q_{\max,p}$ (w tab. q) oraz wartości dolnej i górnej granicy przedziału ufności $q_{\max,p}^\alpha$ (w tab. dg i gg) przy poziomie ufności równym $P_\alpha = 0.68$ przyjmując, że zmienna losowa q_{\max} podlega rozkładowi Fishera-Tippetta typu I (Gumbela). Natomiast w tab. 4.3, dla powyższych prawdopodobieństw przewyższenia p , podano wartości kwantyli $q_{\max,p}$ (w tab. q) obliczone z metody Gradex oraz podano wartości błędu względnego δ_{q_G} (w tab. δ) tych kwantyli, wyrażonego w procentach, w postaci:

$$\delta_{q_G} = \frac{|q_t - q_G|}{q_G} \cdot 100\% \quad (4.24)$$

gdzie

δ_{q_G} - błąd względny kwantyla q_G ,

q_t - kwantyl teoretyczny określony na podstawie 36-elementowego ciągu przepływów maksymalnych przy założeniu, że podlegają one rozkładowi Gumbela,

q_G - kwantyl teoretyczny określony na podstawie metody Gradex-KC (średni Gradex).

Tabela 4.1. Wartości zmiennej losowej q (Q), empirycznej dystrybuanty F i empirycznego prawdopodobieństwa przewyższenia p dla 36-letniego ciągu przepływów maksymalnych w przekroju Stróża.

q [mm]	Q [m ³ /s]	F [%]	p [%]
104.65	780.00	97.30	2.70
67.08	500.00	94.59	5.41
57.02	425.00	91.89	8.11
51.65	385.00	89.19	10.81
49.64	370.00	86.49	13.51
48.97	365.00	83.78	16.22
48.30	360.00	81.08	18.92
42.93	320.00	78.38	21.62
42.40	316.00	75.68	24.32
33.14	247.00	72.97	27.03
32.87	245.00	70.27	29.73
27.37	204.00	67.57	32.43
27.37	204.00	64.86	35.14
21.87	163.00	62.16	37.84
21.73	162.00	59.46	40.54
20.66	154.00	56.76	43.24
19.86	148.00	54.05	45.95
19.45	145.00	51.35	48.65
19.05	142.00	48.65	51.35
15.70	117.00	45.95	54.05
15.03	112.00	43.24	56.76
14.76	110.00	40.54	59.46
13.42	100.00	37.84	62.16
13.07	97.40	35.14	64.86
12.56	93.60	32.43	67.57
11.05	82.40	29.73	70.27
9.12	68.00	27.03	72.97
8.65	64.50	24.32	75.68
8.21	61.20	21.62	78.38
7.88	58.70	18.92	81.08
7.59	56.60	16.22	83.78
7.03	52.40	13.51	86.49
6.57	49.00	10.81	89.19
6.44	48.00	8.11	91.89
6.28	46.80	5.41	94.59
3.57	26.60	2.70	97.30

Tabela 4.2. Wartości kwantyli q (Q) i zmiennej zredukowanej y oraz dolnej dg i górnej gg granicy przedziału ufności przy $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$) dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p w przekroju Stróża.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	dg[m ³ /s]	gg[m ³ /s]
50.00	50.00	21.69	161.68	0.37	141.86	181.51
60.00	40.00	25.84	192.60	0.67	170.41	214.79
70.00	30.00	30.72	228.99	1.03	203.47	254.50
80.00	20.00	37.09	276.49	1.50	246.07	306.92
90.00	10.00	47.29	352.51	2.25	313.48	391.54
95.00	5.00	57.08	425.42	2.97	377.68	473.17
98.00	2.00	69.74	519.80	3.90	460.43	579.18
99.00	1.00	79.23	590.53	4.60	522.29	658.77
99.50	0.50	88.68	661.00	5.30	583.85	738.14
99.80	0.20	101.15	753.96	6.21	664.99	842.94
99.90	0.10	110.58	824.23	6.91	726.27	922.18
99.95	0.05	120.00	894.47	7.60	787.51	1001.42
99.99	0.01	141.88	1057.51	9.21	929.59	1185.44

Tabela 4.3. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y i błędu względnego kwantyla δ dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p uzyskane na podstawie metody Gradex-KC w przekroju Stróża.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	δ [%]
50.00	50.00	37.77	281.50	0.37	42.56
60.00	40.00	40.95	305.21	0.67	36.90
70.00	30.00	44.69	333.12	1.03	31.26
80.00	20.00	49.58	369.55	1.50	25.18
90.00	10.00	57.40	427.85	2.25	17.61
95.00	5.00	64.90	483.77	2.97	12.06
98.00	2.00	74.61	556.15	3.90	6.54
99.00	1.00	81.89	610.39	4.60	3.25
99.50	0.50	89.14	664.43	5.30	0.52
99.80	0.20	98.71	735.73	6.21	2.48
99.90	0.10	105.94	789.62	6.91	4.38
99.95	0.05	113.16	843.49	7.60	6.04
99.99	0.01	129.94	968.53	9.21	9.19

Analizując otrzymane wyniki obliczeń przedstawione w tab. 4.3 stwierdzono, że otrzymane oszacowanie kwantyli $q_{\max,p}$ (q_G , w tab. 4) z metody Gradex-KC można uznać za dobre, gdyż błąd względny kwantyla δ_{q_G} nie przekracza 10% dla małych prawdopodobieństw przewyższenia, tj. $p \leq 1\%$.

- W celu sprawdzenia wpływu zastosowania przyjętej metody obliczania opadu średniego na obszarze zlewni i metody średniego Gradeksu, na końcowy wynik, tj. na oszacowanie przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia w przekroju Stróża, powyższe obliczenia wykonano również dla uśrednionych wartości parametrów α i u uzyskanych na podstawie wartości tych parametrów dla poszczególnych stacji opadowych na obszarze zlewni. Uzyskano prawie takie same, choć nieco gorsze oszacowanie poszczególnych kwantyli niż oszacowanie z ciągu uśrednionych na obszarze zlewni maksymalnych opadów dobowych. Świadczy to o małym wpływie zastosowania różnych metod uśredniania na końcowy wynik w przypadku rozpatrywanego przykładu. Wartości kwantyli dla małych prawdopodobieństw przewyższenia $p \leq 1\%$ znajdują się w zasadzie poza przyjętym przedziałem ufności (rys. 4.15), ale ich błąd względny δ_{q_G} nie przekracza 19% (tab. 4.4). Równanie teoretycznego rozkładu przepływów maksymalnych określone na podstawie metody średniego Gradeksu otrzymano w postaci $y = 0.0722342 (q_{\max} - 33.95)$.

- Ponadto sprawdzono jak dalece różnią się wartości poszczególnych kwantyli uzyskanych na podstawie 36-elementowego ciągu przepływów maksymalnych oraz uzyskanych z metody Gradex-KC z wartościami kwantylami obliczonymi na podstawie krótkiego ciągu pomiarowego przepływów z okresu 1956-65 zakładając, że elementy tego ciągu podlegają rozkładowi Gumbela (estymacja parametrów metodą największej wiarygodności). Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że wartości kwantyli teoretycznych z krótkiego ciągu znacznie odbiegają od wartości kwantyli określonych zarówno z metody Gradex-KC jak i z długiego ciągu (36-elementów) a ponadto nie mieszczą się w granicach przyjętego przedziału ufności (rys. 4.15). Błąd względny powyższych kwantyli (tab.

Tabela 4.4. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y i błędu względnego kwantyla δ dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p uzyskane na podstawie metody Średniego Gradeksu w przekroju Stróża.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	δ [%]
50.00	50.00	39.02	290.85	0.37	44.41
60.00	40.00	43.25	322.34	0.67	40.25
70.00	30.00	48.22	359.41	1.03	36.29
80.00	20.00	54.71	407.81	1.50	32.20
90.00	10.00	65.10	485.24	2.25	27.35
95.00	5.00	75.07	559.52	2.97	23.97
98.00	2.00	87.96	655.66	3.90	20.72
99.00	1.00	97.63	727.71	4.60	18.85
99.50	0.50	107.26	799.49	5.30	17.32
99.80	0.20	119.97	894.20	6.21	15.68
99.90	0.10	129.57	965.78	6.91	14.66
99.95	0.05	139.17	1037.33	7.60	13.77
99.99	0.01	161.45	1203.42	9.21	12.12

Tabela 4.5. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y i błędu względnego kwantyla δ dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p uzyskane na podstawie krótkiego ciągu z lat 1956-65 w przekroju Stróża.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	δ [%]
50.00	50.00	24.91	185.71	0.37	12.94
60.00	40.00	31.22	232.72	0.67	17.24
70.00	30.00	38.65	288.06	1.03	20.51
80.00	20.00	48.34	360.31	1.50	23.26
90.00	10.00	63.85	475.91	2.25	25.93
95.00	5.00	78.73	586.80	2.97	27.50
98.00	2.00	97.98	730.33	3.90	28.83
99.00	1.00	112.41	837.89	4.60	29.52
99.50	0.50	126.79	945.05	5.30	30.06
99.80	0.20	145.76	1086.43	6.21	30.60
99.90	0.10	160.09	1193.29	6.91	30.93
99.95	0.05	174.42	1300.10	7.60	31.20
99.99	0.01	207.69	1548.06	9.21	31.69

4.5), szczególnie dla małych prawdopodobieństw przewyższenia, jest dwu- lub nawet trzykrotnie większy od błędu kwantyli oszacowanych na podstawie metody Gradex-KC jak również z metody średniego Gradeksu. Równanie teoretycznego rozkładu przepływów maksymalnych określone na podstawie krótkiego ciągu pomiarowego przepływów maksymalnych z okresu 1956-65 otrzymano w postaci $y = 0.048386 (q_{\max} - 17.34)$.

- W celu sprawdzenia jak dalece różnią się wyniki obliczeń uzyskane z różnych metod stosowanych w sytuacji gdy dysponuje się długim ciągiem opadów (CO, rys. 4.1) porównano wartości przepływów maksymalnych prawdopodobnych otrzymane z metody Gradex oraz z metod jawnego i niejawnego wydłużania krótkiego ciągu przepływów w przekroju obliczeniowym z wartościami przepływów maksymalnych prawdopodobnych obliczonymi na podstawie długiego ciągu obserwacji przepływów maksymalnych w przekroju obliczeniowym traktując powyższy ciąg jako rzeczywistość (poziom odniesienia). Niezbędne obliczenia do powyższego porównania wykonano tylko dla przykładu 1 ponieważ dla tego przykładu uzyskane rezultaty z metody Gradex były obarczone większym błędem względnym niż w przykładzie 2. W obliczeniach wykorzystano 36-letni ciąg opadów maksymalnych P_{\max} uśrednionych na obszarze zlewni rzeki Raby do przekroju Stróża z lat 1956-91 oraz 10-letni ciąg przepływów maksymalnych Q_{\max} pomierzonych w powyższym przekroju z okresu 1956-65. Do weryfikacji uzyskanych wyników posłużył 36-letni ciąg przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju Stróża z lat 1956-91. Przepływy o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia z metody Gradex obliczono zgodnie z procedurą podaną w rozdz. 4.2.2 i przykł. 1. W przypadku wydłużania jawnego, do wydłużenia 10-letniego ciągu przepływów zastosowano regresję nieliniową II rodzaju o równaniu $Q_{\max} = -60.621 - 1.519 \cdot P_{\max} + 0.122 \cdot P_{\max}^2$ optymalizując parametry równania regresji metodą najmniejszych kwadratów. Następnie na podstawie już wydłużonego 36-letniego ciągu przepływów określono przepływy maksymalne prawdopodobne przyjmując, że podlegają one rozkładowi

logarytmiczno-normalnemu (o parametrach $\varepsilon = 0$, $\mu = 4.928$ i $\sigma = 0.9228$) wybranemu jako najlepszy, według kryterium Akaike AIC, z pośród kilku dostępnych rozkładów opisujących zmienne losowe ekstremalne. W przypadku wydłużania niejawnego do określenia przepływów maksymalnych prawdopodobnych zastosowano rozkład logarytmiczno-normalny z dolnym ograniczeniem $\varepsilon = 0$ dwuwymiarowej zmiennej losowej (Q_{\max}, P_{\max}) [Kaczmarek, 1967]. Wartości przepływów maksymalnych prawdopodobnych obliczone z powyższych metod przedstawiono dla wybranych prawdopodobieństw przewyższenia w tab. 4.6 oraz porównano z wartościami przepływów maksymalnych prawdopodobnych obliczonych na podstawie 36-letniego ciągu pomierzonych w przekroju Stróża przepływów maksymalnych przyjmując, że podlegają one rozkładowi Pearsona typu III (o parametrach $\varepsilon = 26.33$, $\alpha = 0.006017$ i $\lambda = 0.991$), który w świetle kryterium AIC, z pośród kilku dostępnych rozkładów, najlepiej opisuje badaną zmienną losową. W wszystkich przypadkach parametry rozkładów prawdopodobieństwa estymowane były metodą największej wiarygodności.

Analizując otrzymane wyniki można stwierdzić, że wartości błędów względnych (4.24) przepływów maksymalnych prawdopodobnych z metody jawnego wydłużania ciągu $\delta(Q_{\max,p}^{\text{WJ}})$ i z metody niejawnego wydłużania ciągu $\delta(Q_{\max,p}^{\text{WNI}})$ dla prawdopodobieństw przewyższenia z przedziału $\langle 5.0, 0.1 \rangle$ procent zawierają się w przedziale od 17% do 55.5% i są wyraźnie większe od wartości błędów względnych przepływów z metody Gradex $\delta(Q_{\max,p}^{\text{G}})$, które dla tych samych prawdopodobieństw przewyższenia zawierają się w przedziale od 8% do 48%. Dla mniejszych prawdopodobieństw przewyższenia $p < 0.1\%$ wartości błędów względnych we wszystkich przypadkach przekraczają wartość 50% lecz w zastosowaniach inżynierskich powyższe metody uzyskiwania informacji hydrologicznej dla potrzeb projektowania obiektów hydrotechnicznych, są używane w sytuacjach przekrojów obliczeniowych zamykających małe zlewnie dla których projektowane obiekty wymagają przepływów miarodajnych i kontrolnych o prawdopodobieństwie przewyższenia z przedziału $\langle 5.0, 0.1 \rangle$ procent [Przepisy

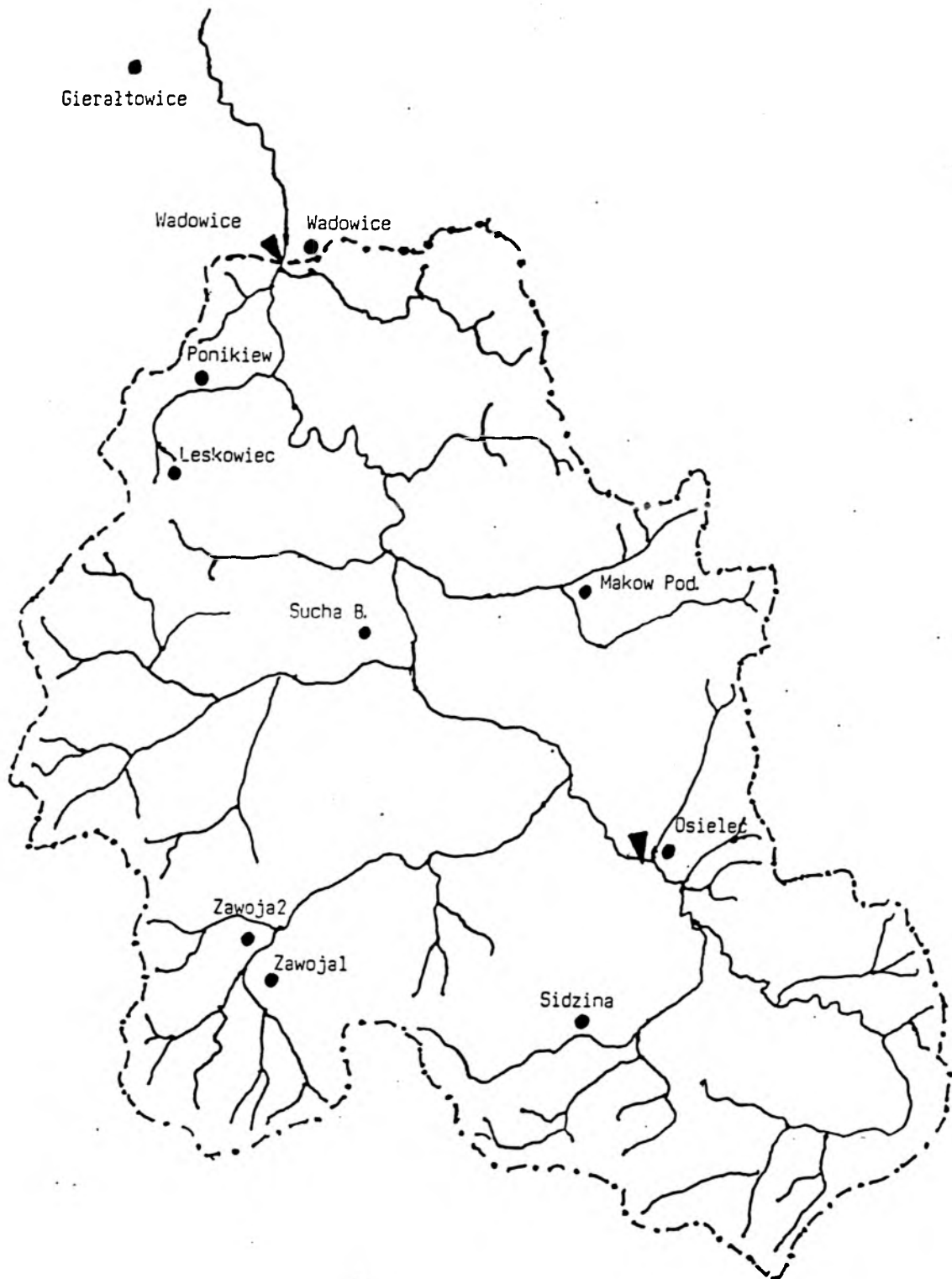
..., 1969]. Ponadto, jedynie z metody Gradex uzyskane wartości przepływów maksymalnych prawdopodobnych dla wszystkich wartości prawdopodobieństwa przewyższenia $p \leq 10\%$ mieszczą się w granicach przedziału ufności $Q_{\max,p}^\alpha$ przyjętych na poziomie ufności $P_\alpha = 0.95$ (tab. 4.6).

Tabela 4.6. Wartości przepływów maksymalnych prawdopodobnych uzyskane przy zastosowaniu różnych metod obliczeniowych.

p	$Q_{\max,p}$	$Q_{\max,p}^\alpha$		$Q_{\max,p}^G$	$\delta Q_{\max,p}^G$	$Q_{\max,p}^{WJ}$	$\delta Q_{\max,p}^{WJ}$	$Q_{\max,p}^{WNJ}$	$\delta Q_{\max,p}^{WNJ}$
[%]	[m ³ /s]	[m ³ /s]		[m ³ /s]	[%]	[m ³ /s]	[%]	[m ³ /s]	[%]
10.00	406.52	280.67	532.36	427.85	4.98	450.63	9.79	438.07	7.20
5.00	521.43	354.73	688.12	483.77	7.78	630.11	17.28	627.87	16.95
2.00	673.41	450.01	896.80	556.15	21.08	918.94	26.72	941.49	28.47
1.00	788.41	520.31	1056.52	610.39	29.16	1181.78	33.29	1233.42	36.08
0.50	903.45	589.22	1217.68	664.43	35.97	1487.71	39.27	1579.28	42.79
0.20	1055.54	678.31	1432.76	735.73	43.47	1966.45	46.32	2130.83	50.46
0.10	1170.61	744.29	1596.92	789.62	48.25	2391.52	51.05	2629.06	55.47
0.05	1285.69	809.12	1762.26	843.48	52.43	2877.04	55.31	3206.15	59.90
0.01	1552.93	955.47	2150.39	968.53	60.34	4272.38	63.65	4901.83	68.32

Przykład 2.

W obliczeniach wykorzystano ciągi obserwacyjne, maksymalnego w półroczu letnim opadu dobowego z okresu 1951-91, z czterech stacji opadowych (rys. 4.16): Osielec, Sidzina, Zawoja I i Zawoja II oraz ciąg przepływów maksymalnych z półroczu letniego (wezbrania opadowe) w przekroju Osielec z okresu 1966-93.



Rys. 4.16. Zlewnia rzeki Skawy do przekroju Wadowice wraz ze stacjami opadowymi.

Nie wykryto niejednorodności żadnego z ciągów przy zastosowaniu testów podanych w rozdz. 3.

Nie stwierdzono by pomiędzy wysokością opadów, które wystąpiły na $n = 4$ stacjach opadowych znajdujących się w obrębie rozpatrywanego obszaru a wysokością położenia tych stacji nad poziomem morza zachodził istotny związek, w świetle kryterium testu t-Studenta badającego istotność współczynników korelacji. Uzyskane wartości współczynników korelacji $r_{P_{\max},h}$ zawierają się w przedziale $\langle -0.32, 0.73 \rangle$. Wartości sprawdzianu testu t odpowiadające powyższym współczynnikom korelacji zawierają się w przedziale $\langle -0.478, 1.511 \rangle$ i ich wartości bezwzględne są mniejsze od wartości krytycznej testu $t_{kr} = 4.303$ na założonym poziomie istotności testu $\alpha = 0.05$ i $n - 2 = 2$ stopni swobody, co świadczy o braku istotności badanych współczynników korelacji. Wobec tego, opad średni na obszarze zlewni do przekroju Osielec określono jako średnią arytmetyczną z obserwacji na poszczególnych stacjach opadowych. Również średni gradex policzono jako średnią arytmetyczną z gradeksów określonych na podstawie ciągów opadów maksymalnych pomierzonych na powyższych czterech stacjach. Parametr α rozkładu Gumbela szacowanego na podstawie ciągu średnich opadów maksymalnych równy jest 0.079366. Średni gradex dla rozpatrywanego przykładu wynosi $\bar{\alpha} = 0.066739$.

W celu uniknięcia powtarzania kolejnych kroków procedury wykonania obliczeń podanej w rozdz. 4.2.2 i szczegółowo przedstawionej (przeliczonej) w przykładzie 1, dalsze obliczenia pominięto w przykładzie 2 i ograniczono się jedynie do podania dyskusji uzyskanych wyników oraz wniosków w rozdz. 4.2.4.

Dyskusja uzyskanych wyników

Dyskusję uzyskanych wyników przeprowadzono uwzględniając poszczególne punkty (•) sprawdzenia poprawności metody Gradex podane na początku niniejszego rozdziału.

- W celu sprawdzenia otrzymanych wyników w przykładzie 2 porównano równanie prostej, opisującej teoretyczny rozkład prawdopodobieństwa przepływów, wyznaczony na podstawie 28-elementowego ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju Osielec z lat 1966-93 z równaniem prostej, opisującej teoretyczny rozkład przepływów, wynikający z metody Gradex (rys. 4.17).

Na (rys. 4.17) podano dystrybuantę teoretyczną przepływów maksymalnych określoną na podstawie 28-letniego ciągu pomiarowego (–) (tak samo oznaczono granice przedziału ufności dla tego rozkładu) i z metody Gradex-KC (···) oraz dystrybuantę empiryczną przepływów (♦). Równanie teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa przepływów uzyskano w postaci: $y = 0.080579(q_{\max} - 20.27)$ dla ciągu przepływów maksymalnych przyjmując, że podlegają one rozkładowi Gumbela (Fishera-Tippetta typu I) zaś z metody Gradex-KC otrzymano w postaci: $y = \alpha(q_{\max} - P_0) = 0.079366(q_{\max} - 19.41)$, gdzie parametr α określony został z rozkładu (4.12) średnich opadów maksymalnych, które wystąpiły na obszarze zlewni Skawy do przekroju Osielec, a parametr P_0 obliczony został z zależności (4.16) ustalonej dla losowo wybranego krótkiego 10-elementowego ciągu przepływów z lat 1984-93 pomierzonych w przekroju Osielec i odpowiadającym mu ciągu opadów maksymalnych. Z porównania wartości przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, uzyskanych z prostej wyznaczonej na podstawie metody Gradex z wartościami przepływów maksymalnych obliczonych z teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa oszacowanego na podstawie 28-elementowego ciągu obserwacyjnego, wynika, że wartości te różnią się nieznacznie i dla całego zakresu prawdopodobieństwa przewyższenia mieszczą się w granicach przedziału ufności, ustalonego dla rozkładu szacowanego na podstawie 28-letniego ciągu przepływów, przyjętego na poziomie ufności równym $P_\alpha = 0.68$ (rys. 4.17).

W celu porównania otrzymanych wyników obliczeń w postaci liczbowej, zamieszczono je w tab. 4.7-4.10. W tab. 4.7 podano, dla wybranych prawdopo

Rys. 4.17. Dystrybuanta teoretyczna przepływów określona na podstawie: ciągu pomiarowego (-), metody Gradex-KC (···), metody średniego Gradeksu (---) i krótkiego ciągu (·) oraz dystrybuanta empiryczna (♦) dla przekroju Osielec.

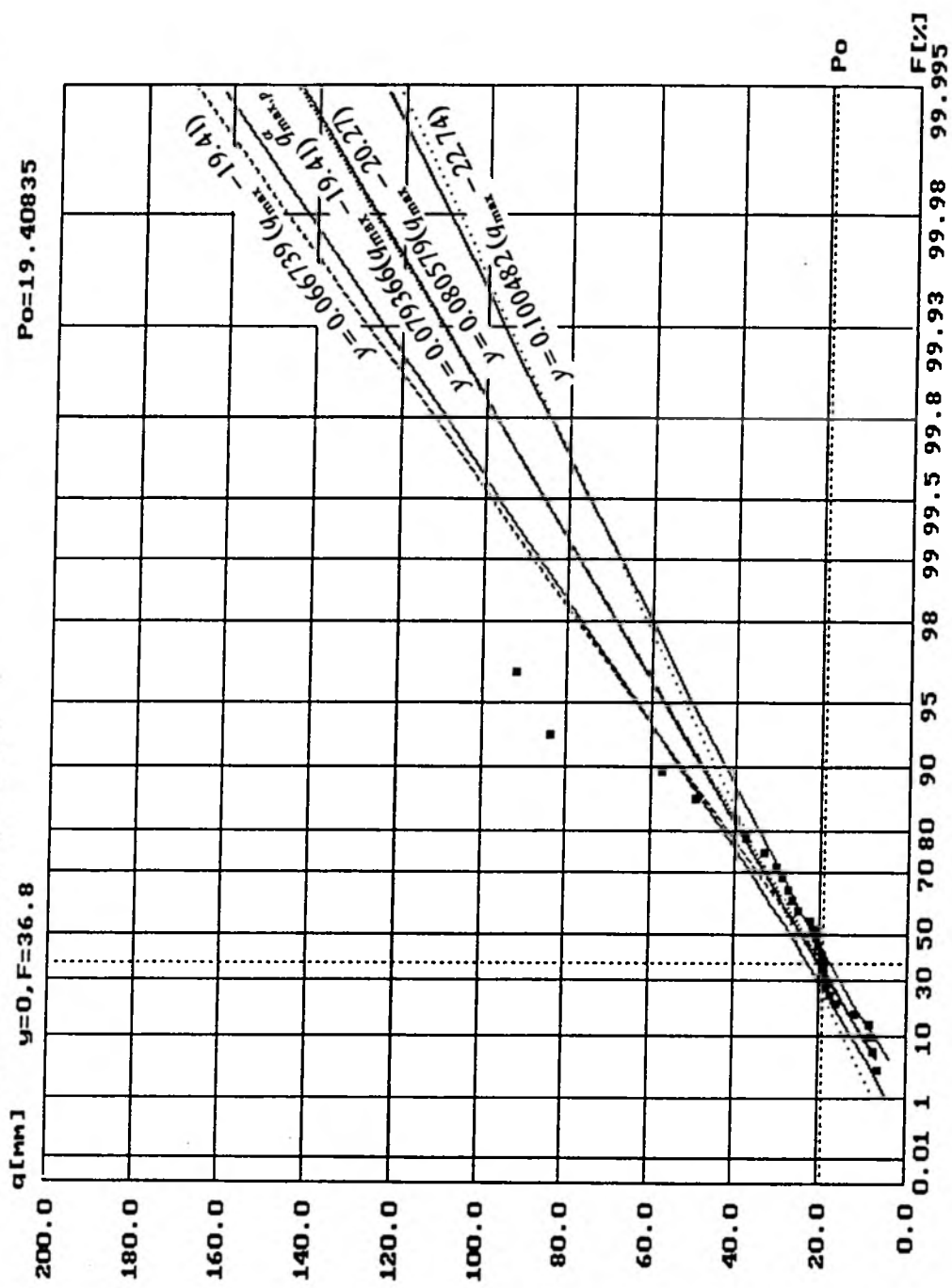


Tabela 4.7. Wartości kwantyli q (Q) i zmiennej zredukowanej y oraz dolnej dg i górnej gg granicy przedziału ufności przy $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$) dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p w przekroju Osielec.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	dg[m ³ /s]	gg[m ³ /s]
50.00	50.00	24.82	70.09	0.37	62.32	77.87
60.00	40.00	28.61	80.79	0.67	72.08	89.50
70.00	30.00	33.07	93.38	1.03	83.37	103.39
80.00	20.00	38.89	109.82	1.50	97.88	121.75
90.00	10.00	48.20	136.12	2.25	120.81	151.43
95.00	5.00	57.13	161.35	2.97	142.61	180.08
98.00	2.00	68.70	194.00	3.90	170.71	217.30
99.00	1.00	77.36	218.47	4.60	191.70	245.24
99.50	0.50	85.99	242.85	5.30	212.59	273.12
99.80	0.20	97.38	275.02	6.21	240.11	309.92
99.90	0.10	105.99	299.33	6.91	260.90	337.76
99.95	0.05	114.60	323.63	7.60	281.67	365.59
99.99	0.01	134.57	380.05	9.21	329.86	430.23

Tabela 4.8. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y i błędu względnego kwantyla δ dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p uzyskane na podstawie metody Gradex-KC w przekroju Osielec.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	δ [%]
50.00	50.00	24.03	67.85	0.37	3.30
60.00	40.00	27.87	78.71	0.67	2.64
70.00	30.00	32.40	91.49	1.03	2.06
80.00	20.00	38.31	108.18	1.50	1.51
90.00	10.00	47.76	134.89	2.25	0.91
95.00	5.00	56.83	160.50	2.97	0.53
98.00	2.00	68.57	193.65	3.90	0.18
99.00	1.00	77.37	218.50	4.60	0.01
99.50	0.50	86.13	243.25	5.30	0.16
99.80	0.20	97.70	275.91	6.21	0.32
99.90	0.10	106.44	300.59	6.91	0.42
99.95	0.05	115.18	325.26	7.60	0.50
99.99	0.01	135.46	382.54	9.21	0.65

Tabela 4.9. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y i błędu względnego kwantyla δ dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p uzyskane na podstawie metody Średniego Gradeksu w przekroju Osielec.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	δ [%]
50.00	50.00	24.90	70.32	0.37	0.32
60.00	40.00	29.47	83.23	0.67	2.94
70.00	30.00	34.86	98.43	1.03	5.14
80.00	20.00	41.88	118.28	1.50	7.16
90.00	10.00	53.13	150.03	2.25	9.28
95.00	5.00	63.91	180.49	2.97	10.61
98.00	2.00	77.87	219.92	3.90	11.79
99.00	1.00	88.34	249.47	4.60	12.42
99.50	0.50	98.76	278.90	5.30	12.93
99.80	0.20	112.51	317.74	6.21	13.44
99.90	0.10	122.90	347.09	6.91	13.76
99.95	0.05	133.29	376.43	7.60	14.03
99.99	0.01	157.41	444.54	9.21	14.51

Tabela 4.10. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y i błędu względnego kwantyla δ dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p uzyskane na podstawie krótkiego ciągu z lat 1956-65 w przekroju Osielec.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	δ [%]
50.00	50.00	26.39	74.52	0.37	5.94
60.00	40.00	29.43	83.10	0.67	2.78
70.00	30.00	33.00	93.19	1.03	0.20
80.00	20.00	37.67	106.38	1.50	3.24
90.00	10.00	45.14	127.47	2.25	6.79
95.00	5.00	52.30	147.70	2.97	9.24
98.00	2.00	61.57	173.88	3.90	11.57
99.00	1.00	68.52	193.51	4.60	12.90
99.50	0.50	75.44	213.06	5.30	13.98
99.80	0.20	84.58	238.85	6.21	15.14
99.90	0.10	91.48	258.35	6.91	15.86
99.95	0.05	98.38	277.84	7.60	16.48
99.99	0.01	114.40	323.08	9.21	17.63

dobieństw przewyższenia p , wartości poszczególnych kwantyli $q_{\max,p}$ (w tab. q lub Q w zależności od przyjętych jednostek) oraz wartości dolnej i górnej granicy przedziału ufności $q_{\max,p}^\alpha$ (w tab. dg i gg) przy poziomie ufności równym $P_\alpha = 0.68$ przyjmując, że zmienna losowa q_{\max} (28-letni ciąg przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju Osielec) podlega rozkładowi Fishera-Tippetta typu I (Gumbela). Natomiast w tab. 4.8 dla powyższych prawdopodobieństw przewyższenia p , podano wartości kwantyli $q_{\max,p}$ (w tab. q lub Q) obliczone dla przekroju Osielec z metody Gradex oraz podano wartości błędu względnego δ_{q_G} (w tab. δ) tych kwantyli obliczonego ze wzoru (4.24) i wyrażonego w procentach.

Analizując otrzymane wyniki obliczeń przedstawione w tab. 4.8 stwierdzono, że otrzymane oszacowanie kwantyli $q_{\max,p}$ (q_G , w tab. q) z metody Gradex należy uznać za bardzo dobre, gdyż błąd względny kwantyla δ_{q_G} nie przekracza 1% dla małych prawdopodobieństw przewyższenia, tj. $p \leq 10\%$.

- Dla rozpatrywanego przykładu sprawdzono również jak dalece różnią się wartości poszczególnych kwantyli uzyskane na podstawie 28-elementowego ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju Osielec z wartościami kwantyli uzyskanymi z metody średniego Gradeksu oraz obliczonymi na podstawie losowo wybranego krótkiego ciągu pomiarowego z lat 1984-93 zakładając, że elementy tego ciągu podlegają rozkładowi Gumbela. Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że wartości kwantyli teoretycznych zarówno z metody średniego Gradeksu jak i z krótkiego ciągu wyraźnie odbiegają od wartości kwantyli otrzymanych z długiego ciągu zaś dla prawdopodobieństw przewyższenia (dystrybuant) $p < 0.2\%$ ($F > 99.8\%$) nie mieszczą się w granicach przyjętego przedziału ufności. W przypadku krótkiego ciągu otrzymano zaniżone wartości kwantyli (rys. 4.17), tj. poniżej dolnej granicy przedziału ufności, a w przypadku metody średniego Gradeksu zawyżone wartości kwantyli (rys. 4.17), tj. powyżej górnej granicy przedziału ufności. Błąd względny kwantyli z metody średniego Gradeksu (tab. 4.9) dla prawdopodobieństw przewyż-

szenia $p < 5\%$ nie przekracza 15% i jest nieco mniejszy niż błąd względny kwantyli z krótkiego ciągu (tab. 4.10), który dla tych samych prawdopodobieństw nie przekracza 18%. Jednak dla obu powyższych przypadków wartości błędu względnego kwantyli teoretycznych kilkunastokrotnie przewyższają wartości błędu otrzymane dla kwantyli z metody Gradex. Równanie teoretycznego rozkładu przepływów maksymalnych określone na podstawie metody średniego Gradeksu otrzymano w postaci $y = 0.066739(q_{\max} - 19.41)$ zaś na podstawie krótkiego ciągu w postaci $y = 0.100482(q_{\max} - 22.74)$.

4.2.4. Wnioski.

Reasumując, należy stwierdzić, że metoda Gradex-KC może być stosowana przy uwzględnieniu jej ograniczeń wynikających z przyjętych założeń, a mianowicie:

- (i) Metoda ta może być stosowana dla przekrojów obliczeniowych zamykających stosunkowo nieduże zlewnie gdzie można przyjąć założenie równomierności rozłożenia opadu na całej powierzchni zlewni. Małe zlewnie charakteryzują się również stosunkowo niedużym zróżnicowaniem warunków fizjograficznych co pozwala na założenie jednakowego sposobu transformacji opadu w odpływ powierzchniowy na obszarze całej zlewni oraz na założenie, że cała zlewnia znajduje się w momencie wystąpienia opadu w jednakowym stanie nasycenia.
- (ii) Metoda Gradex-KC wykorzystuje informację zawartą w długim ciągu obserwacji opadów maksymalnych. Wymagana długość ciągu opadów nie jest w metodzie Gradex jednoznacznie określona ale na pewno liczebność ciągu opadów powinna być znacznie większa od liczebności posiadanego ciągu przepływów w przekroju obliczeniowym jak również powinna być większa bądź równa minimalnej miarodajnej liczebności ciągu potrzebnej do oszacowania rozkładu prawdopodobieństwa opadów maksymalnych. Minimalną

miarodajną liczebności ciągu obserwacji dowolnej zmiennej losowej X potrzebną do oszacowania wartości kwantyla x_p o prawdopodobieństwie przewyższenia p można wyrazić w funkcji prawdopodobieństwa przewyższenia p i współczynnika asymetrii C_s obliczonego na podstawie posiadanego ciągu obserwacji zmiennej losowej X , przyjmując, że błąd względny kwantyla x_p określony na przyjętym poziomie ufności P_α nie przekroczy z góry założonej wartości [Ozga-Zielińska i in., 1995].

- (iii) Przyjęcie a priori, w metodzie Gradex, rozkładu Fishera-Tippetta typu I (Gumbela), któremu podlega opad maksymalny, może budzić pewne wątpliwości co do słuszności tego założenia. Jednak, jak wspomniano wcześniej, na podstawie badań i szczegółowych analiz wykonanych przez autora, których w niniejszej pracy nie zamieszczono ze względów objętościowych, stwierdzono, że rozkład Gumbela rzeczywiście jest najlepszym rozkładem opisującym opady i przepływy maksymalne w inżynierskich zastosowaniach metody Gradex-KC.
- (iv) W zaproponowanej w niniejszej pracy procedurze określania parametru P_0 na podstawie ustalonej zależności (4.16) pomiędzy przepływami maksymalnymi pomierzonymi w przekroju obliczeniowym i korespondującymi z nimi maksymalnymi opadami (rys. 4.4) przyjęto założenie, że procentowy udział zasilania odpływem bezpośrednim maksymalnego wezbrania w roku znacząco przewyższa procentowy udział zasilania gruntowego tego wezbrania. Oznacza to, że wielkość wezbrania - jego wartość szczytowa - jest określona przede wszystkim przez wielkość odpływu bezpośredniego wywołanego opadem. Ogranicza to stosowalność metody Gradex-KC do obszarów zlewni rzek w których dominują wezbrania typu opadowego (deszczowego), tj. na ogół do zlewni rzek górskich.

Ponadto należy podkreślić, że:

- (v) Wykonane obliczenia pozwalają na stwierdzenie, że charakterystyki hydrologiczne (statystyczne) określone za pomocą metody Gradex-KC są obarczone

kilkakrotnie mniejszym błędem względnym (względem poziomu odniesienia - rzeczywistości za który przyjęto rozkład prawdopodobieństwa oszacowany na podstawie długiego ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju obliczeniowym) niż charakterystyki, które zostały określone na podstawie krótkiego ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju obliczeniowym.

- (vi) Na podstawie wykonanych obliczeń stwierdzono również, że wartości przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia uzyskane za pomocą metody Gradex-KC mają wyraźnie mniejszy błąd względny w porównaniu z wartościami przepływów uzyskanymi za pomocą metody jawnego i niejawnego wydłużania ciągu pomiarowego oraz jako jedyne mieszczą się w granicach przedziału ufności rozkładu prawdopodobieństwa oszacowanego na podstawie długiego ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju obliczeniowym, który przyjęto jako poziom porównawczy - rzeczywistość.

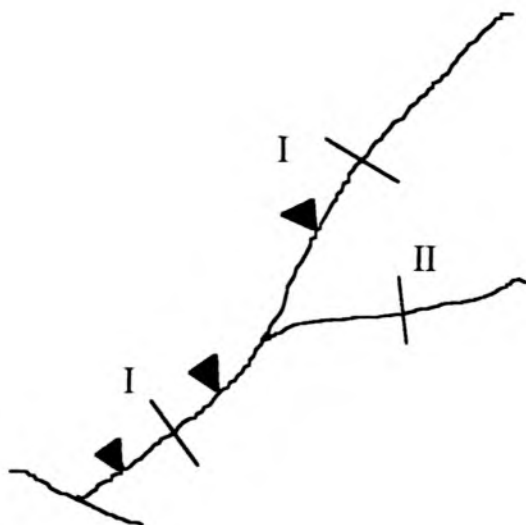
W celu ułatwienia obliczeń oprogramowano procedurę obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia przy wykorzystaniu zaproponowanej zmodyfikowanej wersji metody Gradex, opracowując program obliczeniowy GRADEX-KC (zał. C).

5. METODY OBLICZANIA PRZEPIYWÓW MAKSYMALNYCH W PRZYPADKU BRAKU OBSERWACJI PRZEPIYWU.

5.1. Przegląd stosowanych metod.

5.1.1. Wprowadzenie.

W przypadku gdy miejsce budowy obiektu gospodarki wodnej jest położone w przekroju, dla którego nie posiada się obserwacji przepływów, rozpatrywane mogą być dwie sytuacje. Sytuacja I odnosi się do przekroju obliczeniowego położonego w miejscu niekontrolowanym na rzece kontrolowanej, zaś sytuacja II do przekroju obliczeniowego położonego na rzece niekontrolowanej (rys. 5.1).



Rys. 5.1. Sytuacje położenia przekroju obliczeniowego (|) w stosunku do stacji wodowskazowych (▼).

Są to niewątpliwie sytuacje znacznie trudniejsze niż w przypadku przekrojów obliczeniowych z krótkim ciągiem przepływów, szczególnie sytuacja II i istnieje wiele metod obliczeniowych możliwych wówczas do zastosowania. Duża liczba

proponowanych metod wynika przede wszystkim z ich niedoskonałości oraz znacznych ograniczeń w stosowalności każdej z nich.

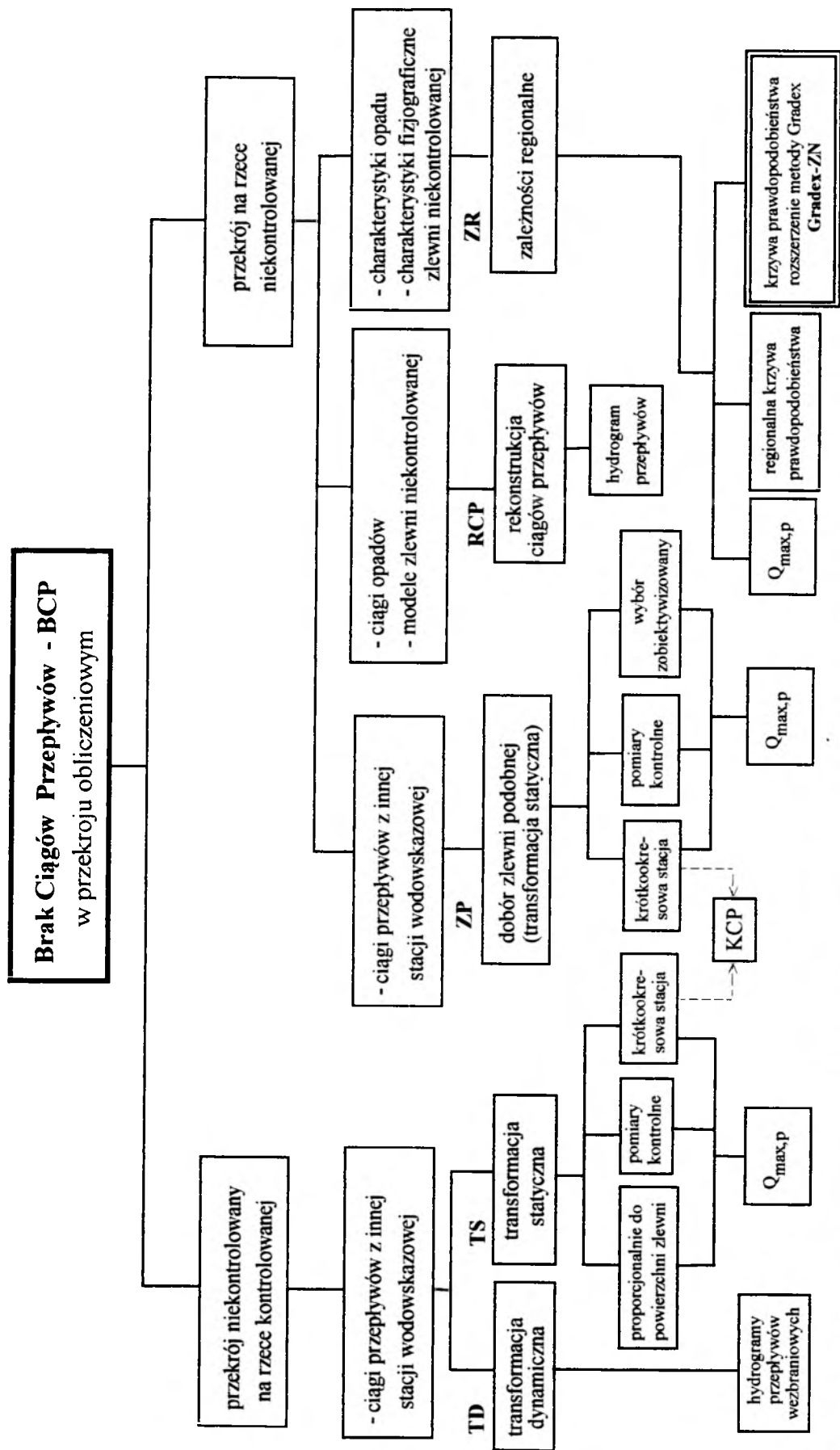
Systematyzacja metod obliczeniowych stosowanych w powyższych sytuacjach została przeprowadzona z punktu widzenia potrzeb projektanta obiektów gospodarki wodnej (rys. 5.2). Projektant w zależności od posiadanej (dostępnej) informacji pomiarowej i wymaganej (potrzebnej) informacji hydrologicznej, musi podjąć decyzję wyboru najwłaściwszej metody obliczeniowej. W związku z tym te dwa rodzaje informacji są podstawą proponowanej systematyzacji.

W przypadku braku bezpośredniej informacji pomiarowej dotyczącej pomiarów przepływów w przekroju obliczeniowym, wykorzystywana jest pośrednia informacja pomiarowa, tzn. pomiary przepływów z innych przekrojów kontrolowanych (stacji wodowskazowych), bądź pomiary różnych czynników meteorologicznych, charakterystyk fizyczno-geograficznych zlewni oraz charakterystyk fizycznych koryta rzeczno. Poza powyższą informacją pomiarową potrzebne są metody pozwalające tę informację przetransformować w wymaganą w przekroju projektowym informację hydrologiczną (charakterystyki przepływów).

Wyróżniono trzy następujące rodzaje informacji pomiarowej niezbędnej do zastosowania określonej metody obliczenia charakterystyk przepływów w przekrojach niekontrolowanych [Ozga-Zielińska i in., 1996]:

- ciągi pomiarowe przepływów z wybranej stacji wodowskazowej,
- ciągi zjawisk meteorologicznych i model zlewni niekontrolowanej,
- charakterystyki opadów i charakterystyki fizyczno-geograficzne zlewni niekontrolowanej.

Każdy z wyróżnionych rodzajów informacji pomiarowej pozwala, w zależności od różnych dodatkowych uwarunkowań, zastosować od jednej do kilku metod obliczeniowych (rys. 5.2).



Rys. 5.2. Metody obliczania przepływów maksymalnych w sytuacji braku ciągów pomiarowych przepływów.

5.1.2. Metody wykorzystujące ciągi pomiarowe przepływów z wybranej stacji wodowskazowej.

Pierwsza grupa obejmuje metody wykorzystujące ciągi pomiarowe przepływów z wybranej stacji wodowskazowej. Są to tzw. metody przenoszenia (transformacji) informacji hydrologicznej z miejsc kontrolowanych do miejsc niekontrolowanych. Rozpatrywane są dwie sytuacje położenia przekroju niekontrolowanego względem przekroju kontrolowanego. Jedna, gdy przekrój niekontrolowany położony jest na rzece kontrolowanej, a więc znajduje się bądź pomiędzy dwiema stacjami wodowskazowymi, bądź leży powyżej (w górze rzeki), lub poniżej stacji wodowskazowej (w dole rzeki przed jej ujściem). Druga sytuacja natomiast odnosi się do dowolnego przekroju położonego na rzece niekontrolowanej (rys. 5.1).

Wartości przepływu, w przekroju niekontrolowanym na rzece kontrolowanej, mogą być określane w wyniku zastosowania metod transformacji dynamicznej (TD) jak i poprzez przenoszenie statycznych charakterystyk przepływu (TS).

Metody transformacji dynamicznej (TD).

Stosowane są najczęściej do modelowania przepływu w warunkach ruchu nieustalonego, a więc przede wszystkim do transformacji fal wezbraniowych. Dysponując modelem transformacji można dla odcinka koryta rzecznej zawartego pomiędzy dwoma przekrojami kontrolowanymi (stacjami wodowskazowymi), określić przepływy chwilowe (dla przyjętych przedziałów czasu), tzn. hydrogramy przepływu w dowolnym przekroju tego odcinka. Pełnym, fizycznie uzasadnionym, modelem transformacji dynamicznej jest opis przepływu nieustalonego w korycie otwartym w postaci układu równań Saint-Venanta (model fali dynamicznej). W praktyce inżynierskiej najczęściej stosowane są jednak modele stanowiące uproszczenie modelu fali dynamicznej. Uproszczenia dotyczą bądź pomijania niektórych

członów równania dynamiki (modele ustalonej fali dynamicznej, analogii dyfuzyjnej, fali kinetycznej), bądź jego linearyzacji. Szczegółowe omówienie modeli transformacji dynamicznej można znaleźć m.in. w pracy [Kundzewicz, 1985]. Należy zauważyć, że modele transformacji dynamicznej stanowią praktycznie jedyną poprawną metodę transformacji przepływów maksymalnych, które mogą rosnąć lub maleć z biegiem rzeki w zależności od splotu wielu czynników, np. takich jak ukształtowanie koryta i doliny rzecznej, występowanie terenów zalewowych, aktualna wielkość dopływu bocznego i jego rozkład wzdłuż koryta oraz inne.

Metody transformacji statycznej (TS).

Są powszechnie stosowane w praktyce inżynierskiej przy przenoszeniu statycznych charakterystyk przepływu, takich jak np. $Q_{\max,p}$, ze stacji wodowskazowych do niekontrolowanych przekrojów projektowych położonych na tej samej rzece. W zależności od stopnia zgodności warunków fizjograficznych i charakterystyk elementów meteorologicznych, na obszarze zlewni różnicowej i zlewni kontrolowanej, transformacja dokonywana jest bądź proporcjonalnie do przyrostu powierzchni zlewni metodami interpolacji lub ekstrapolacji (założenie pełnej zgodności między zlewniami), bądź za pomocą ustalonego związku pomiędzy przepływami na stacji wodowskazowej a przepływami w przekroju projektowym. Wymaga to jednak wykonania w przekroju projektowym co najmniej kilku kontrolnych pomiarów przepływu przy różnych napełnieniach koryta, lub założenia krótkookresowej stacji wodowskazowej. Wobec najczęściej braku pełnej zgodności warunków hydrologicznych pomiędzy obszarem całej zlewni kontrolowanej a zlewnią różnicową, tzn. obszarem zlewni pomiędzy przekrojem wodowskazowym a przekrojem projektowym, wskazana jest transformacja przy użyciu ustalonego związku przepływów.

Należy zauważyć, że transformacja statyczna przepływów maksymalnych może często prowadzić do dużych błędów. Dla zapewnienia poprawności należy albo

ustalić związek przepływów, albo stosować transformację dynamiczną. Stosowanie transformacji statycznej w odniesieniu do przepływów małych i średnich, przy niewielkiej różnicy powierzchni zlewni zapewniającej zgodność cech fizjograficznych i warunków meteorologicznych pomiędzy zlewnią kontrolowaną i zlewnią różnicową, daje na ogół dobre wyniki.

Metody doboru zlewni podobnej (ZP).

W sytuacji położenia przekroju projektowego na rzece niekontrolowanej istnieje nieraz możliwość przeniesienia charakterystyk przepływu z przekroju kontrolowanego położonego na innej rzece. Wymaga to jednak znalezienia rzeki kontrolowanej, której zlewnia jest podobna pod względem warunków hydrologicznych do zlewni rzeki niekontrolowanej. Transformacja charakterystyk przepływu do przekroju projektowego dokonywana jest metodą transformacji statycznej, tak jak w przypadku przenoszenia charakterystyk przepływu do przekroju niekontrolowanego położonego na rzece kontrolowanej. Zasadnicza jednak różnica polega na konieczności znalezienia podobnej zlewni kontrolowanej. Wybór zlewni podobnej nie jest jednak łatwy gdyż w rzeczywistości nie ma dwóch zlewni jednakowych. Wybór ten jest tym bardziej utrudniony, że zupełnie inne charakterystyki fizjograficzne i geomorfologiczne zlewni decydują o warunkach kształtowania się odpływu powierzchniowego a zupełnie inne odpływu podziemnego. Zlewnie wykazujące podobieństwo w odniesieniu do formowania się odpływu powierzchniowego mogą nie wykazywać podobieństwa pod kątem odpływu podziemnego. Spełnienie więc warunku pełnego podobieństwa między zlewniami jest praktycznie nieosiągalne, a ponadto nie istnieją możliwości w pełni obiektywnego sprawdzenia "stopnia" podobieństwa zlewni. Wynika to przede wszystkim z braku obiektywnej miary podobieństwa, która wobec praktycznie nieprzeliczalnej liczby cech zlewni jest niemożliwa do ustalenia jako

"globalna" miara podobieństwa, tzn. odnosząca się do warunków kształtowania się przepływów w całym zakresie ich zmienności.

W tej sytuacji, możliwe są dwa rozwiązania. Pierwsze, polega na ustaleniu związku przepływów pomiędzy wybraną w sposób subiektywny "podobną" zlewnią kontrolowaną a zlewnią położoną na rzece niekontrolowanej przekroju projektowego, drugie zaś na zobiektywizowanym doborze podobnej zlewni kontrolowanej.

W pierwszym przypadku, projektant porównując wyróżnione przez siebie cechy fizjograficzne i charakterystyki meteorologiczne zlewni niekontrolowanej i zlewni kontrolowanej, podejmuje wstępną, opartą na jego wiedzy i doświadczeniu, subiektywną decyzję uznania zlewni tych za podobne. Wobec tego, że w rzeczywistości nie ma dwóch zlewni całkowicie podobnych, bezpośrednio (uwzględniające jedynie różnice w polach powierzchni obu zlewni) przenoszenie charakterystyk przepływu ze zlewni wstępnie uznanej za podobną jest niepoprawne i może spowodować duże błędy oszacowania przepływów w zlewni niekontrolowanej. Z tego też względu koniecznym jest wykonanie w przekroju projektowym co najmniej kilkunastu pomiarów kontrolnych lub założenie krótkookresowej stacji wodowskazowej w celu ustalenia rzeczywistego związku przepływów między tymi zlewniami. Przenoszenie charakterystyk przepływów przy wykorzystaniu związku przepływów jest najwłaściwszą metodą transformacji. Jest to jednak metoda dość kosztowna, a ponadto nie pozwala na szybkie, szczególnie w odniesieniu do przepływów dużych rzadko występujących, uzyskanie wymaganej informacji hydrologicznej przy projektowaniu obiektów hydrotechnicznych na rzekach niekontrolowanych.

W ostatnich latach podejmowane są badania [Brzeziński, 1996] mające na celu zobiektywizowanie metody doboru zlewni podobnej. Wymaga to jednak rozwiązania kilku problemów, a mianowicie:

- określenia zobiektywizowanego zespołu cech fizycznych (fizjograficznych) zlewni i charakterystyk meteorologicznych, które mają być podstawą wyboru,

- ustalenie miary podobieństwa zlewni,
- ustalenia wartości granicznej tej miary, określającej minimalny stopień podobieństwa wymagany aby uznać zlewnie za podobne,
- opracowanie procedury dokonywania wyboru zlewni podobnej.

Podejmując zadanie opracowania metody zobiektywizowanego doboru zlewni podobnej należy pamiętać, że niemożliwym jest ustalenie "globalnej" miary podobieństwa zlewni i wobec tego optymalny wybór zlewni może być przeprowadzony jedynie w odniesieniu do poszczególnych charakterystyk przepływu.

Reasumując, stosując metodę doboru kontrolowanej zlewni podobnej wskazanym jest, a w przypadku wyboru subiektywnego koniecznym, wykonanie pomiarów kontrolnych lub założenie okresowej stacji wodowskazowej w celu ustalenia rzeczywistego związku przepływów między zlewnią niekontrolowaną i kontrolowaną. Zalecenie to może wydawać się zbyt wygórowane i trudne do zrealizowania, ale biorąc pod uwagę powszechnie akceptowany i realizowany wymóg, że żaden obiekt hydrotechniczny nie może być zaprojektowany bez przeprowadzenia specjalnych pomiarów geodezyjnych i badań geologicznych, postulat wymogu wykonania kontrolnych pomiarów przepływu nie powinien budzić zastrzeżeń i powinien bezwzględnie być realizowany. Założenie krótkookresowej stacji wodowskazowej w przekroju niekontrolowanym, jak wspomniano powyżej, znacznie zwiększa poprawność transformacji przepływu, a przy dłuższym okresie obserwacji umożliwia stosowanie metod właściwych dla sytuacji przekrojów obliczeniowych z krótkim ciągiem przepływów (rozdz. 4). W dotychczasowej praktyce inżynierskiej projektanci najczęściej ograniczają się do subiektywnego wyboru zlewni podobnej, co należy uznać za postępowanie niepoprawne.

5.1.3. Metody wykorzystujące ciągi zjawisk meteorologicznych i modele zlewni niekontrolowanej.

Oddzielną grupę metod znajdujących zastosowanie w sytuacji braku ciągów przepływów stanowią metody wykorzystujące modele matematyczne zlewni. Metody te nie są jeszcze szeroko wykorzystywane w praktyce inżynierskiej z uwagi na stosunkowo nową i dopiero od niedawna wprowadzaną do zastosowań rutynowych metodykę opracowywania modeli matematycznych zlewni niekontrolowanych. Wykorzystanie modeli zlewni do rekonstrukcji ciągów przepływów stanowi zupełnie inne jakościowo narzędzie uzyskiwania informacji hydrologicznej nie tylko w zlewniach niekontrolowanych, ale również w zlewniach kontrolowanych.

Metody rekonstrukcji historycznych ciągów przepływów (RCP).

Metody te, poza modelem zlewni niekontrolowanej, wymagają posiadania historycznych ciągów pomiarowych zjawisk meteorologicznych, stanowiących wejście do modelu zlewni. Rekonstrukcja (odtworzenie) ciągu oparte jest na założeniu, że posiadając z pewnego historycznego okresu ciągi pomiarowe czynników wywołujących badane zjawisko (zmiennie wejścia) oraz jego model matematyczny, można odtworzyć przebieg zjawiska z tego okresu historycznego. Tak więc dla zrekonstruowania ciągu historycznego przepływów należy dysponować:

- modelem matematycznym zlewni niekontrolowanej,
- wartościami liczbowymi parametrów tego modelu,
- pomierzonymi historycznymi ciągami czynników meteorologicznych, stanowiącymi zmiennie wejścia do modelu zlewni.

Najistotniejszą cechą modeli zlewni niekontrolowanych, w odróżnieniu od modeli zlewni kontrolowanych, jest charakter ich parametrów, które muszą być parametrami mającymi interpretację fizyczną, tzn. parametrami stanowiącymi cechy fizyczne zlewni możliwe do pomierzenia lub parametrami będącymi funkcjami cech fizycznych zlewni. W ostatnich latach, w naukowej literaturze zagranicznej oraz

polskiej (co ma szczególne znaczenie w aspekcie praktycznych zastosowań), publikowane są modele spełniające te wymagania [Bajkiewicz-Grabowska, 1985; Soczyńska, 1987; Więzik, 1987, 1988; *Podstawy ...*, 1990; Ostrowski, 1994].

W zależności od rodzaju zastosowanego modelu zlewni mogą być odtwarzane przepływy w ciągu całego roku lub z okresów wyróżnionych, np. okresów wezbrań spowodowanych deszczami bądź roztopami śniegu, czy też okresów występowania niżówek. Odtwarzanie może dotyczyć przepływów z przedziałów dobowych (Q_d), godzinowych (Q_h) lub krótszych.

Wydaje się, że w miarę doskonalenia modeli matematycznych zlewni niekontrolowanych, z mierzalnymi parametrami fizycznymi, metoda rekonstrukcji ciągów pomiarowych może stać się jedną z najlepszych.

5.1.4. Metody wykorzystujące charakterystyki opadów i charakterystyki fizyczno-geograficzne zlewni niekontrolowanej.

Kolejna grupa metod obejmuje metody które jako pierwsze (koniec ubiegłego wieku) były stosowane dla określania charakterystyk przepływu w zlewniach niekontrolowanych i są stosowane nadal, chociaż w ostatnich latach techniki obliczeniowe uległy zasadniczej zmianie. Jest to bardzo liczna grupa metod (Bołdakow w 1972 r. oceniał, że w światowej literaturze istnieje ok. 500 wzorów empirycznych i półempirycznych [Byczkowski i in., 1974]), różniących się znacznie między sobą, mających jednak wspólną cechę, a mianowicie charakterystyki fizjograficzne zlewni oraz charakterystyki opadu stanowią dla nich podstawową i nieodzowną informację. Charakterystyki te mogą być wykorzystywane w dwojaki sposób. Po pierwsze, jako zmienne opisujące, od których uzależniane są różnego rodzaju charakterystyki przepływu (przepływy charakterystyczne). Po drugie zaś, dla wyróżnienia obszarów (regionów) o jednakowych warunkach kształtowania się

odpływu, a więc regionów charakteryzujących się jednakowymi lub mało różniącymi się cechami, co pozwala na określenie stałych wartości poszczególnych charakterystyk przepływu w wyodrębnionym regionie. Wszystkie tego rodzaju zależności nazywane są zależnościami regionalnymi.

Zależności regionalne (ZR).

Zależności regionalne są ustalane przy wykorzystaniu metod statystyki matematycznej jako zależności statyczne, tzn. zależności nie będące funkcjami czasu. Ustalane są dla przepływów charakterystycznych (najczęściej średnich, maksymalnych, minimalnych) z rocznych, półrocznych lub miesięcznych przedziałów czasu jako ich charakterystyki z wielolecia.

Wobec dużej liczby i różnorodności istniejących i możliwych do ustalenia zależności regionalnych, w celu ich uporządkowania w pracy [Ozga-Zielińska i in., 1994a] zamieszczono ich systematyzację. Z wyodrębnionych czterech klas, trzy są powszechnie stosowane w praktyce inżynierskiej. Są to zależności regionalne:

- klasy I, w których charakterystyki przepływu są określone w funkcji współrzędnych geograficznych (izolinie, trendy powierzchniowe) lub jako wartości stałe na obszarze jednorodnego regionu,
- klasy II, w postaci regresji II-go rodzaju (postać zależności przyjmowana przez badacza) w której charakterystyki przepływu są określone w funkcji arbitralnie wybranych przez badacza charakterystyk fizjograficznych zlewni (bądź części współczynników zależnych od tych charakterystyk) i charakterystyk opadów - zależności te powszechnie nazywane są wzorami empirycznymi,
- klasy III, w postaci wielowymiarowej regresji I-go rodzaju (wielowymiarowy normalny rozkład warunkowy), w której charakterystyki przepływu są określane w funkcji charakterystyk fizjograficznych i meteorologicznych wybranych spośród

zespołu charakterystyk potencjalnych przy zastosowaniu określonej jednoznacznej procedury wyboru suboptymalnego.

Szczegółowe omówienie metod i warunków jakie muszą być spełnione dla poprawnego opracowania zależności poszczególnej klasy, znaleźć można w uprzednio wymienionej pracy. Należy podkreślić, że ustalenie poprawnej zależności regionalnej nie jest zadaniem prostym i łatwym, przede wszystkim ze względu na wymagania jakie muszą być spełnione przy ich opracowywaniu. Niestety, większość opracowanych przed laty tzw. wzorów empirycznych, a także wiele opracowanych i opublikowanych w ostatnich latach zależności regionalnych nie spełnia tych wymagań i nie powinno się ich stosować. Tak więc, przed wykorzystaniem jakiegokolwiek zależności regionalnej w praktyce inżynierskiej, należy najpierw szczegółowo przeanalizować sposób jej opracowania, zwracając szczególną uwagę na spełnienie warunków wymaganych dla prawidłowego jej opracowania. Przede wszystkim należy unikać stosowania w praktyce inżynierskiej wspomnianych wyżej wzorów empirycznych (zależności regionalne klasy II), a w przypadku obliczania przepływów maksymalnych dla wymiarowania obiektów hydrotechnicznych, których zniszczenie grozi na ogół ryzykiem dużych strat, wzorów tych w ogóle nie należałoby stosować.

Do zależności regionalnych klasy I można zaliczyć zaproponowane w niniejszej pracy rozszerzenie metody Gradex, stosowanej przy obliczaniu przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia w sytuacji posiadania krótkich ciągów przepływów (rozdz. 4.2), na sytuacje braku ciągów przepływów (rozdz. 5.2), a więc na zlewnie niekontrolowane (Gradex-ZN). W rozszerzonej metodzie Gradex, na sytuacje zlewni niekontrolowanych, proponuje się opracowanie regionalnych zależności klasy I, tj. w postaci linii jednakowych wartości parametru α czyli izogradeksów, oraz określenia wartości P_0 dla zlewni kontrolowanej, na obszarze której znajduje się zlewnia niekontrolowana. Na tej podstawie mogą być

określone parametry α i P_0 dla zlewni niekontrolowanej, a tym samym krzywa prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych z opadów deszczu.

5.2. Rozszerzenie metody Gradex na zlewnie niekontrolowane (Gradex-ZN).

5.2.1. Wprowadzenie

Zaproponowana w rozdz. 4.2 wersja metody Gradex, umożliwia obliczanie przepływów maksymalnych rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia na podstawie długiego ciągu obserwacji opadów, które wystąpiły na obszarze rozpatrywanej zlewni oraz krótkiego ciągu przepływów w przekroju obliczeniowym.

U podstaw metody Gradex leżą dwa zasadnicze założenia. Po pierwsze zakłada się, że maksymalny w roku opad z miarodajnego okresu, który zależy jest od wielkości zlewni, podlega rozkładowi Fishera-Tippetta typu I (Gumbela). Po drugie, przyjmuje się że cały opad powyżej pewnej wartości opadu równej P_0 jest transformowany w odpływ bezpośredni. Oznacza to, że P_0 jest graniczną wartością opadu, specyficzną dla danej zlewni i zależną od zdolności retencyjnej zlewni, po przekroczeniu której każdy opad, który spadnie na zlewnię, wywoła odpływ bezpośredni. Wartość P_0 , w zaproponowanej w rozdz. 4.2 wersji metody Gradex, jest również wartością powyżej której rozpoczyna się ekstrapolację funkcji rozkładu przepływów maksymalnych zgodnie z rozkładem opadów maksymalnych poprzez przesunięcie prostej o równaniu $y = \alpha (P_{\max} - u)$ przedstawiającej w podziałce Gumbela dystrybuantę opadów maksymalnych. Parametr α , zwany gradeksem, jest równy tangensowi kąta nachylenia prostej o powyższym równaniu. W zmodyfikowanej wersji metody Gradex (Gradex-KC rozdz. 4.2) parametr α jest określany na podstawie pomierzonych wartości opadów maksymalnych w roku. Natomiast

wartość P_0 określana jest na podstawie ustalonego związku pomiędzy posiadanymi kilkoma obserwacjami przepływu i odpowiadającymi im obserwacjami opadu.

W niniejszym rozdziale proponuje się rozszerzenie tej metody do obliczania przepływów o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia w zlewniach niekontrolowanych. Parametr α , tak jak w proponowanej wersji metody Gradex-KC, jest określany na podstawie opadów maksymalnych, które wystąpiły na obszarze na którym znajduje się badana zlewnia niekontrolowana. Proponuję się aby, na podstawie ciągów opadów pomierzonych na poszczególnych stacjach opadowych określić dla każdej z nich gradeks, tj. parametr α , a następnie na podstawie uzyskanych gradeksów wykreślić linie jednakowego gradeksu (izogradeksy), które posłużą do określenia gradeksu dla badanej zlewni niekontrolowanej. Natomiast wartość P_0 w zlewni niekontrolowanej proponuje się przyjmować na podstawie zależności pomiędzy wysokością opadu i odpływu w zlewni kontrolowanej w obrębie której znajduje się badana zlewnia niekontrolowana.

5.2.2. Podstawy merytoryczne.

Wyznaczanie linii jednakowego gradeksu (izogradeksów).

W niniejszym rozdziale proponuje się zastosowanie następującego podejścia przy określaniu linii jednakowego gradeksu.

Na podstawie opadów maksymalnych, które wystąpiły w obrębie obszaru na którym znajduje się badana zlewnia niekontrolowana, określa się wartości parametru α (wartość gradeksu) dla poszczególnych stacji opadowych. Oznacza to, że dla każdej stacji opadowej na podstawie ciągu pomierzonych maksymalnych opadów, z miarodajnego okresu, wyznacza się krzywą rozkładu prawdopodobieństwa opadów, która w podziałce Gumbela jest opisana prostą o równaniu $y = \alpha (P_{\max} - u)$. Następnie na podstawie obliczonych parametrów α wykreślane są linie jednakowe-

go gradeksu. Służą one następnie do określenia wartości gradeksu dla zlewni niekontrolowanej.

Metoda Gradex, przy obliczaniu przepływów maksymalnych prawdopodobnych wykorzystuje informację zawartą w opadzie deszczu i w związku z tym może być ona wykorzystana tam gdzie geneza dużych wezbrań jest typu deszczowego, tj. najczęściej na obszarach zlewni górskich i podgórskich. Wielkość opadu, pomierzonego na stacjach opadowych znajdujących się na obszarach zlewni górskich, jest ściśle związana z wysokością położenia stacji opadowych nad poziomem morza. W związku z tym należy sprawdzić czy istnieje istotny związek pomiędzy wartościami gradeksu α lub wskaźnika gradeksu α' ($\alpha' = \alpha \cdot 100$) uzyskanymi na poszczególnych stacjach opadowych, a wysokością h położenia tych stacji nad poziomem morza (rys. 5.3). Jeżeli powyższy związek okaże się istotny, tzn. wartości sprawdzianu testu t-Studenta badającego istotność współczynników korelacji (Zieliński, 1972; Greń, 1975; Domański, 1990) są większe niż wartość krytyczna testu przyjęta na określonym (najczęściej 0.05) poziomie istotności testu to linie jednakowego gradeksu można wykreślić zgodnie z warstwicami terenu. Przykładowo, z ustalonego związku (rys. 5.3) pomiędzy wskaźnikiem gradeksu, a wysokością położenia stacji n.p.m., odczytuje się dla warstwicy o wysokości h_i odpowiadającą jej wartości wskaźnika gradeksu α'_i . Następnie wartość wskaźnika gradeksu α'_i przypisuje się odpowiadającej jemu warstwicy h_i w istniejącym na mapie układzie warstw w badanym obszarze (rys. 5.4). Wartość średniego wskaźnika gradeksu dla zlewni niekontrolowanej, znajdującej się w tym obszarze, obliczana jest z następującego wzoru

$$\bar{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{\alpha'_i + \alpha'_{i+1}}{2} A_i}{A} \quad (5.1)$$

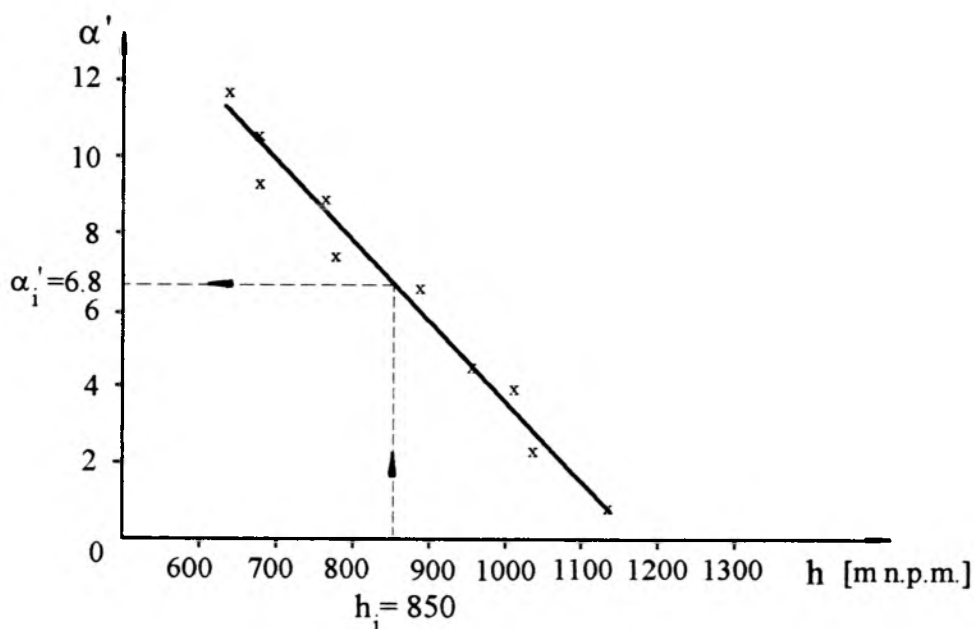
gdzie

$\bar{\alpha}$ - wartość średniego wskaźnika gradeksu dla zlewni niekontrolowanej,

α'_i - wartość wskaźnika gradeksu dla i -tej izoliny (izogradeksu),

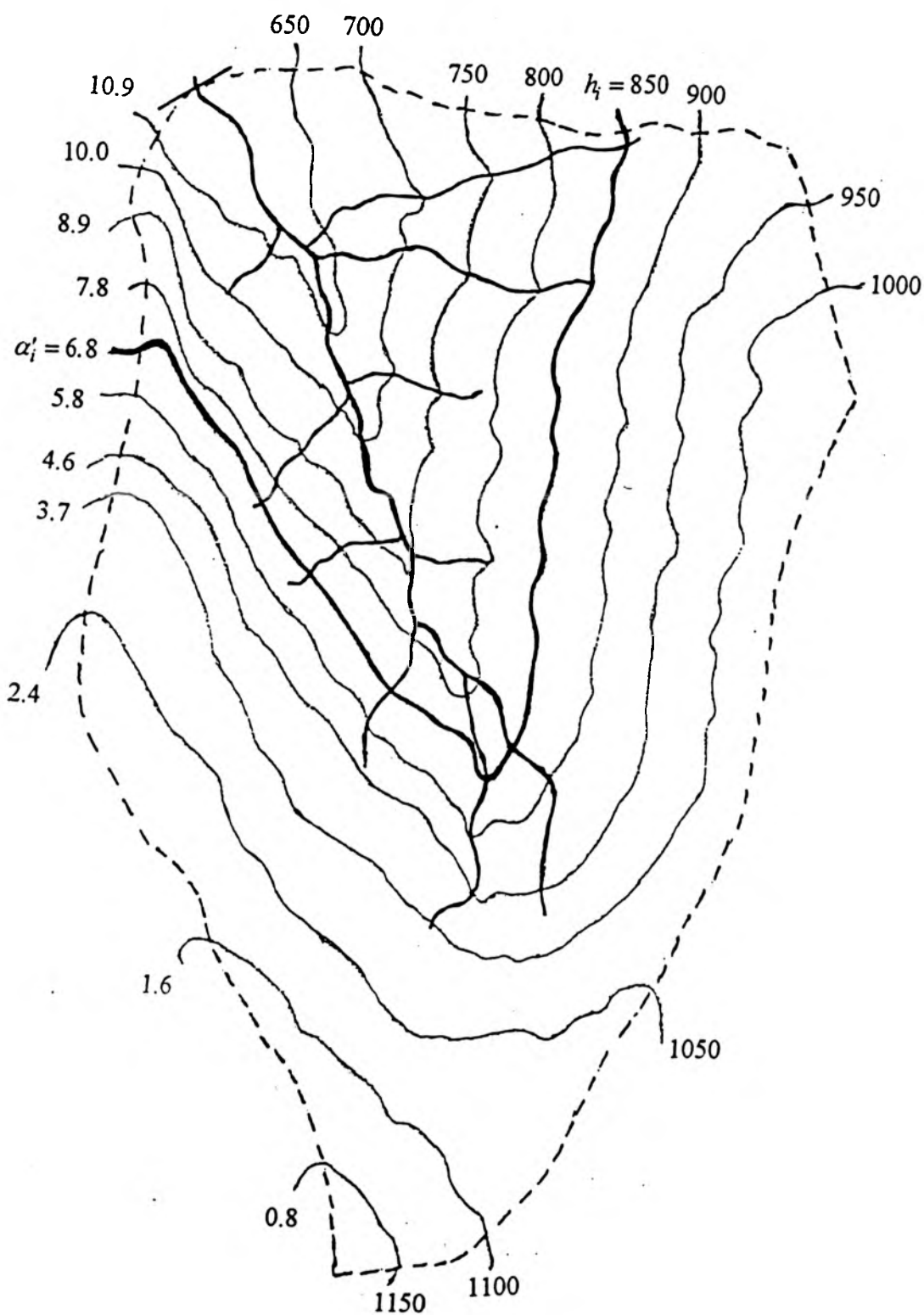
A_i - pole powierzchni zlewni niekontrolowanej pomiędzy i -tą a $i+1$ -szą izolinią (izogradeksem),

A - pole powierzchni całej zlewni niekontrolowanej.



Rys. 5.3. Zależność pomiędzy wskaźnikiem gradeksu α' i wysokością położenia h stacji opadowej nad poziomem morza.

Metoda wyznaczania izogradeksów przypisanych określonym warstwicom, w przypadku określania izogradeksów dla dużych obszarów przy wykorzystaniu map w skali 1:100000 lub 1:200000, może sprawiać kłopoty natury technicznej związane z poprawnym odczytaniem wartości poszczególnych warstwic i przypisaniem im odpowiednich wartości wskaźnika gradeksu. Dlatego też metoda ta zalecana jest w przypadku wyznaczania izogradeksów dla małych zlewni ($A \leq 50 \text{ km}^2$) przy wykorzystaniu map o dużej dokładności, tj. map w skali 1:25000 lub 1:50000.



Rys. 5.4. Badany obszar z istniejącymi warstwicami h_i [m n.p.m.] i przypisanymi im wartościami wskaźnika gradeksu α'_i .

Natomiast jeżeli związek pomiędzy wskaźnikiem gradeksu, a wysokością położenia stacji opadowych jest nieistotny, w świetle kryterium wspomnianego wyżej testu t-Studenta, to linie izogradeksu można przeprowadzić stosując interpolację liniową pomiędzy wartościami gradeksu na poszczególnych stacjach znajdujących się w badanym obszarze. Wartość średniego wskaźnika gradeksu dla zlewni niekontrolowanej oblicza się ze wzoru (5.1).

W sytuacji gdy liczba stacji opadowych jest niewystarczająca do wyznaczenia (wykreślenia) linii jednakowego gradeksu to można obliczyć średni wskaźnik gradeksu dla zlewni niekontrolowanej jako średnią arytmetyczną ze wskaźników gradeksu z kilku stacji opadowych położonych najbliżej rozpatrywanej zlewni niekontrolowanej (łącznie ze stacjami znajdującymi się na obszarze zlewni niekontrolowanej), według następującego wzoru

$$\bar{\alpha}' = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \alpha'_i \quad (5.2)$$

gdzie

$\bar{\alpha}'$ - wartość średniego wskaźnika gradeksu dla zlewni niekontrolowanej,

α'_i - wartość wskaźnika gradeksu dla i -tej stacji opadowej,

m - liczba stacji opadowych uwzględnianych w obliczeniach.

Wyznaczenie wartości P_0 :

W celu określenia wartości P_0 , w rozdz. 4.2 niniejszej pracy, zaproponowano ustalić związek pomiędzy posiadanymi obserwacjami przepływu i odpowiadającymi im obserwacjami opadu. Powyższy związek możliwy jest do ustalenia tylko w przypadku zlewni kontrolowanej (okresowo kontrolowanej). W związku z tym, proponuje się zależność tą ustalić dla zlewni kontrolowanej i następnie przenieść na

zlewnię niekontrolowaną znajdującą się w obrębie obszaru tej zlewni kontrolowanej pod warunkiem, że obszary obydwu zlewni są jednorodne pod względem hydrologicznym, w tym przypadku mają jednakową zdolność retencyjną. Przyjmując, że badana zlewnia niekontrolowana jest jednorodna ze zlewnią kontrolowaną, w obrębie której się znajduje, można bezpośrednio przenieść i wykorzystać wartość P_0 określoną na podstawie ciągów pomierzonych wartości opadów i przepływów w zlewni kontrolowanej.

Możliwe jest również obliczenie wartości P_0 dla zlewni niekontrolowanej z linii jednakowego P_0 określanych na podstawie wyznaczonych wartości P_0 dla kilku sąsiadujących zlewni kontrolowanych znajdujących się w danym regionie lub z rozkładu przestrzennego $P_0 = f(\lambda, \psi)$, tj. zależności w postaci trendu powierzchniowego. Przy stosowaniu tej metodyki muszą być spełnione określone warunki podane w pracy [Ozga-Zielińska i in., 1994]. W przypadku spełnienia tych warunków i przeprowadzeniu izolacji P_0 lub ustaleniu równania trendu powierzchniowego, dalsze postępowanie polega na wyznaczeniu na mapie punktu położenia środka geometrycznego zlewni niekontrolowanej i określeniu, stosując interpolację liniową, wartości izolacji przechodzącej przez ten punkt, która to wartość jest poszukiwaną wartością P_0 dla zlewni niekontrolowanej lub obliczeniu z równania trendu wartości P_0 dla współrzędnych odpowiadających położeniu środka geometrycznego zlewni niekontrolowanej.

W związku z tym, że ustalenie poprawnej zależności regionalnej w postaci izolacji lub trendu powierzchniowego nie jest sprawą prostą, wymaga bowiem spełnienia określonych warunków, proponuje się jako rozwiązanie alternatywne określanie P_0 przyjmując założenie, że badana zlewnia niekontrolowana jest jednorodna ze zlewnią kontrolowaną w obrębie której się znajduje. Jak wspomniano wcześniej parametr P_0 jest ściśle związany ze stopniem nasycenia zlewni, a więc charakteryzuje zlewnię pod kątem jej zdolności retencyjnych. Ponieważ metoda

Gradex-ZN stosowana jest dla małych zlewni o stosunkowo niedużym zróżnicowaniu warunków fizjograficznych pozwalającym na przyjęcie jednakowego stanu nasycenia obu zlewni, wobec tego w zastosowaniach inżynierskich tej metody, założenie o jednorodności zlewni pod względem zdolności retencyjnych jest możliwe do przyjęcia. W związku z tym, możliwe jest bezpośrednio przeniesienie i wykorzystanie wartości P_0 określonej na podstawie ciągów pomierzonych wartości opadów i przepływów w zlewni kontrolowanej.

5.2.3. Procedura wykonania obliczeń.

W celu przedstawienia poszczególnych etapów wykonania obliczeń w niniejszej procedurze oraz kierując się jej odrębnością od zmodyfikowanej metody Gradex-KC (rozdz. 4.2), w niniejszym rozdziale świadomie powtórzono niektóre fragmenty wspólne dla obydwu procedur.

Proponuje się następującą procedurę wykonania obliczeń:

0. Przygotowanie danych pomiarowych. Opad średni na obszarze zlewni kontrolowanej należy określić jedną ze standardowych metod uśredniania opadu tj. metodą średniej arytmetycznej, metodą wieloboków równego zadeszczenia lub metodą izohiet (hipsometryczną) na podstawie obserwacji opadów maksymalnych w roku, z miarodajnego przedziału czasu, na poszczególnych stacjach opadowych.

Zgodnie z wymogami metody Gradex opad i odpływ powinny być wyrażone w tych samych jednostkach, na przykład w milimetrach wysokości opadu i odpływu w miarodajnym przedziale czasu ($q_{\max} [\text{mm}] = c[\text{s}] \cdot Q_{\max} [\text{m}^3/\text{s}] / A [\text{km}^2]$, gdzie A jest powierzchnią zlewni kontrolowanej zaś c jest współczynnikiem przeliczeniowym jednostek, $c = t \cdot 10^{-3}$ dla miarodajnego przedziału czasu t).

1. Dla każdej stacji opadowej znajdującej się na obszarze zlewni kontrolowanej w obrębie której znajduje się zlewnia niekontrolowana, na podstawie długiego i jednorodnego ciągu opadów maksymalnych pomierzonych na tej stacji, estymuje się, metodą największej wiarygodności, parametry α i u rozkładu Fishera-Tippetta typu I (Gumbela). Funkcja rozkładu opadów w podziałce prawdopodobieństwa Gumbela opisana jest prostą o równaniu

$$y = \alpha (P_{\max} - u) \quad (5.3)$$

gdzie

α i u - parametry rozkładu Fishera-Tippetta typu I, parametr α określa nachylenie prostej o równaniu (5.3) i zwany jest gradeksem,

P_{\max} - opad maksymalny w roku z miarodajnego przedziału czasu (w zależności od wielkości zlewni kontrolowanej np. z kilku godzin, doby czy wielokrotności doby),

y - zmienna zredukowana (standaryzowana zmienna rozkładu Fishera-Tippetta typu I) równa

$$y = -\ln\left(\ln\frac{1}{1-p}\right) \quad (5.4)$$

p - teoretyczne prawdopodobieństwo przewyższenia rozkładu opadów maksymalnych.

2. Następnie na podstawie obliczonych parametrów α wykreśla się linie jednakowego gradeksu (izogradeksy) na mapach w skali 1:100000, 1:50000 lub 1:25000 w zależności od wielkości zlewni [Zasady ..., 1991].

3. Jeżeli związek pomiędzy wartościami gradeksu α lub wskaźnika gradeksu α' ($\alpha' = \alpha \cdot 100$), uzyskanymi na poszczególnych stacjach opadowych, a wysokością h położenia tych stacji nad poziomem morza (rys. 5.3) okaże się istotny, w świetle kryterium testu t-Studenta, to linie jednakowego gradeksu można wykreślić zgodnie

z warstwicami terenu (rys. 5.4). Wartość średniego gradeksu $\bar{\alpha}$ (wskaźnika gradeksu $\bar{\alpha}'$) dla zlewni niekontrolowanej obliczana jest ze wzoru (5.1).

4. Natomiast jeżeli związek pomiędzy wartościami gradeksu (wskaźnika gradeksu) a wysokością położenia stacji opadowych jest nieistotny to linie izogradeksu można przeprowadzić stosując interpolację liniową pomiędzy wartościami gradeksu na poszczególnych stacjach i następnie określić wartość średniego gradeksu (wskaźnika gradeksu) ze wzoru (5.1). Natomiast w sytuacji gdy liczba stacji opadowych jest niewystarczająca do wyznaczenia (wykreślenia) linii jednakowego gradeksu można obliczyć średni gradex (wskaźnik gradeksu) dla zlewni niekontrolowanej jako średnią arytmetyczną z gradeksów (wskaźników gradeksu) z kilku stacji opadowych najbliższych położonych rozpatrywanej niekontrolowanej zlewni (łącznie ze stacjami znajdującymi się na obszarze zlewni niekontrolowanej), według wzoru (5.2).

5. Dla zlewni kontrolowanej, na podstawie jednorodnego ciągu przepływów maksymalnych w roku pomierzonych w przekroju kontrolowanym i odpowiadającego jemu jednorodnego ciągu maksymalnego rocznego opadu uśrednionego na obszarze tej zlewni, ustala się zależność pomiędzy opadem P_{\max} a odpływem q_{\max} (rys. 4.4) aproksymując tą zależność na ogół prostą o równaniu

$$q_{\max} = b_0 + b_1 \cdot P_{\max} \quad (5.5)$$

gdzie

b_0, b_1 - współczynniki równania określane metodą najmniejszych kwadratów.

6. Z wykresu zależności (5.5) pomiędzy opadem maksymalnym i odpływem maksymalnym odczytuje się wartość opadu przy której odpływ bezpośredni równy jest zero. Według metody Gradex-KC (rozdz. 4.2.2) wartość ta zostaje przyjęta jako P_0 .

7. Przyjmuje się, że badana zlewnia niekontrolowana jest jednorodna ze zlewnią kontrolowaną w obrębie której się znajduje. Wobec tego, możliwe jest bezpośrednie przeniesienie i wykorzystanie wartości P_0 określonej na podstawie ustalonej zależności (5.5).

8. Na podziałce Gumbela funkcja rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych q_{\max} , dla zlewni niekontrolowanej, opisana jest prostą o równaniu

$$y = \bar{\alpha}(q_{\max} - P_0) \quad (5.6)$$

gdzie

$\bar{\alpha}$ - wartość średniego gradeksu (wskaźnika gradeksu $\bar{\alpha}$) określona zgodnie z procedurą podaną w pkt. 3 lub 4,

P_0 - parametr określany w sposób opisany w pkt. 6.

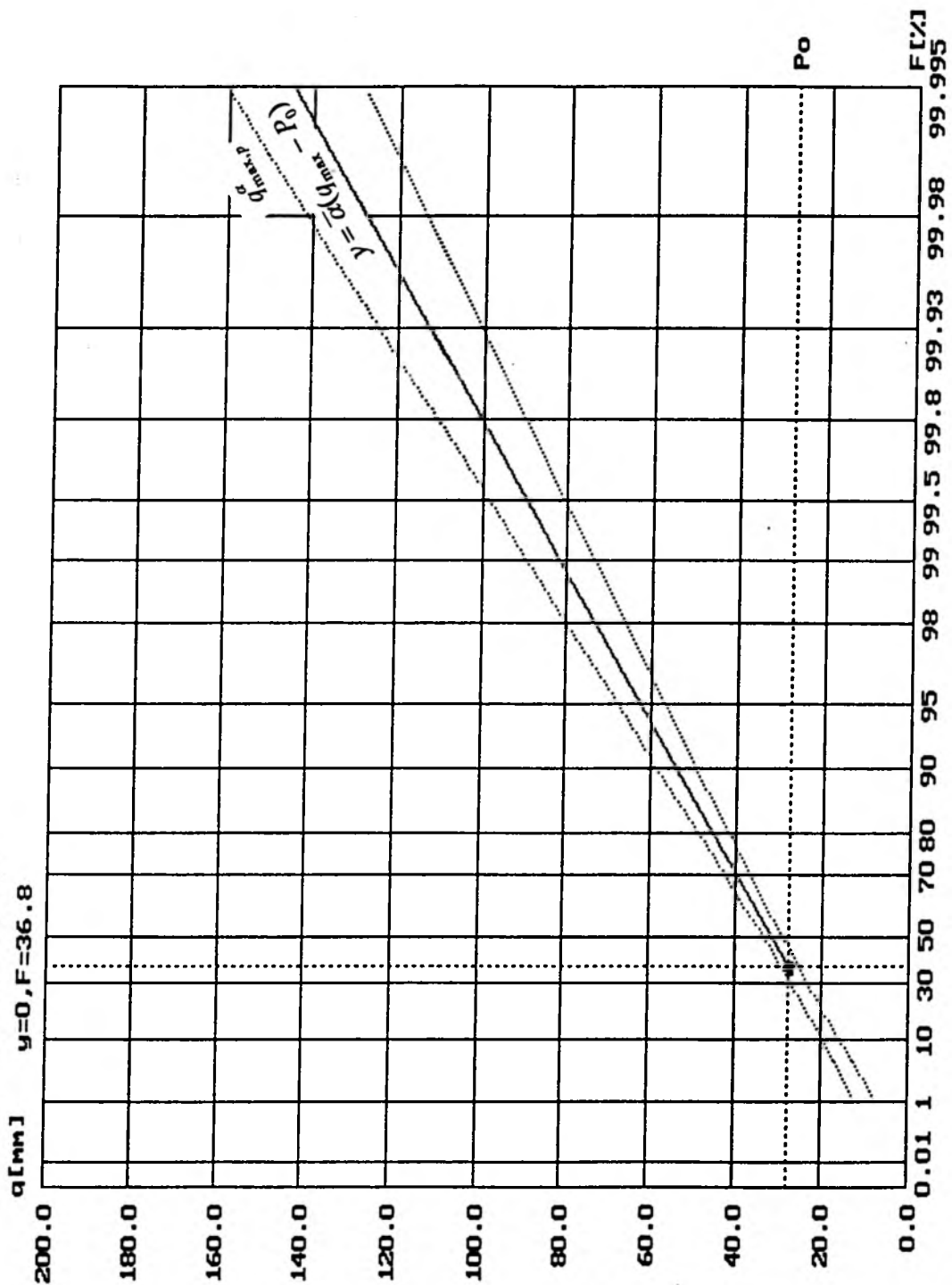
9. Następnie na podziałce Gumbela określa się punkt przecięcia rzędnej odpowiadającej wartości parametru P_0 z odcietą odpowiadającą dystrybucie dla której zmienna zredukowana y równa jest zero. Punkt ten jest miejscem, od którego ekstrapoluje się teoretyczną funkcję rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych q_{\max} wyrażoną prostą o równaniu (5.6).

10. Po ekstrapolacji prostej (5.6) do obszaru gdzie prawdopodobieństwa przewyższenia przepływów są bardzo małe (bliskie zero), możliwe jest odczytanie z wykresu (rys. 5.5) lub określenie z zależności (5.7) wartości przepływów maksymalnych o dowolnym prawdopodobieństwie przewyższenia $\hat{q}_{\max,p}$

$$\hat{q}_{\max,p} = P_0 + \frac{1}{\bar{\alpha}} y \quad (5.7)$$

gdzie

Rys. 5.5. Rozkład Gumbela: Dystrybuanta teoretyczna przepływów q_{\max} (-) i przedział ufności q_{\max} (---) dla zlewni niekontrolowanej.



y - zmienna zredukowana obliczana ze wzoru (5.4), gdzie p jest zadany prawdopodobieństwem przewyższenia rozkładu przepływów maksymalnych.

11. Zgodnie z propozycją podaną w rozdz. 4.2.3 pkt. 9 błąd oszacowania $\sigma(\hat{q}_{\max,p})$ kwantyla przepływów maksymalnych określa następująca zależność

$$\sigma(\hat{q}_{\max,p}) = \frac{1}{\bar{\alpha}\sqrt{k}} \sqrt{1 + \frac{6}{\pi^2} \left[(1-C)^2 + 2(1-C)y + \frac{k}{\bar{n}} y^2 \right]} \quad (5.8)$$

gdzie

C - stała Eulera równa 0.5772,

k - liczebność ciągu przepływów maksymalnych i odpowiadającemu jemu ciągu opadów maksymalnych na podstawie których ustalana jest zależność 5.5,

\bar{n} - średnia liczebność ciągów opadów maksymalnych, na podstawie których estymowane są wartości gradeksów $\bar{\alpha}$ (wskaźników gradeksu $\bar{\alpha}'$), obliczana jako średnia arytmetyczna z liczebności ciągów opadów dla poszczególnych stacji opadowych w badanym obszarze

$$\bar{n} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m n_i \quad (5.9)$$

gdzie

m - liczba stacji opadowych w rozpatrywanym obszarze,

n_i - liczebność ciągu opadów na i -tej stacji opadowej.

12. Górną granicę przedziału ufności $q_{\max,p}^{\alpha}$ (rys. 5.5) określa się ze wzoru

$$q_{\max,p}^{\alpha} = \hat{q}_{\max,p} + t'_{\alpha} \sigma(\hat{q}_{\max,p}) \quad (5.10)$$

gdzie

t'_{α} - kwantyl standaryzowanego rozkładu normalnego przyjmowany w zależności od prawdopodobieństwa P'_{α} równego

$$P'_\alpha = P[q_{\max,p} \leq \hat{q}_{\max,p} + t'_\alpha \sigma(\hat{q}_{\max,p})] \quad (5.11)$$

gdzie

P'_α - prawdopodobieństwo zdarzenia polegającego na tym, że rzeczywista wartość kwantyla $q_{\max,p}$ nie przekroczy górnej granicy przedziału ufności.

Wartości t'_α w zależności od P'_α można znaleźć w pracach [Kaczmarek, 1970; Ozga-Zielińska i in., 1994a].

13. Wszystkie obliczone wartości charakterystyk przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, wyrażone w milimetrach dla miarodajnego przedziału czasu, należy przeliczyć na wartości wyrażone w m^3/s zgodnie z przekształceniem $Q_{\max}[\text{m}^3/\text{s}] = q_{\max}[\text{mm}] \cdot A[\text{km}^2]/c[\text{s}]$, gdzie A jest powierzchnią zlewni niekontrolowanej zaś c jest współczynnikiem przeliczeniowym jednostek ($c = t \cdot 10^{-3}$ dla miarodajnego przedziału czasu t).

5.2.4. Przykłady zastosowania.

W celu sprawdzenia poprawności proponowanej metody obliczania przepływów maksymalnych rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia dla zlewni niekontrolowanych przeprowadzono obliczenia dla trzech zlewni kontrolowanych potraktowanych jako zlewnie niekontrolowane. W przykładzie 1 wybrano dwie zlewnie kontrolowane na rzece Skawie, z których jedna mniejsza zamknięta wodowskazem Osielec ($A = 244 \text{ km}^2$), znajdująca się w obrębie zlewni większej zamkniętej wodowskazem Wadowice ($A = 835 \text{ km}^2$), potraktowana została jako zlewnia niekontrolowana oraz w przykładzie 2 wybrano trzy zlewnie kontrolowane na rzece Dunajec, z których dwie mniejsze zamknięte wodowskazami Koniówka na Czarnym Dunajcu ($A = 134 \text{ km}^2$) i Szaflary na Białym Dunajcu ($A = 210 \text{ km}^2$),

znajdujące się w obrębie zlewni większej zamkniętej wodowskazem Nowy Targ - Kowaniec ($A = 681 \text{ km}^2$), potraktowano jako zlewnie niekontrolowane.

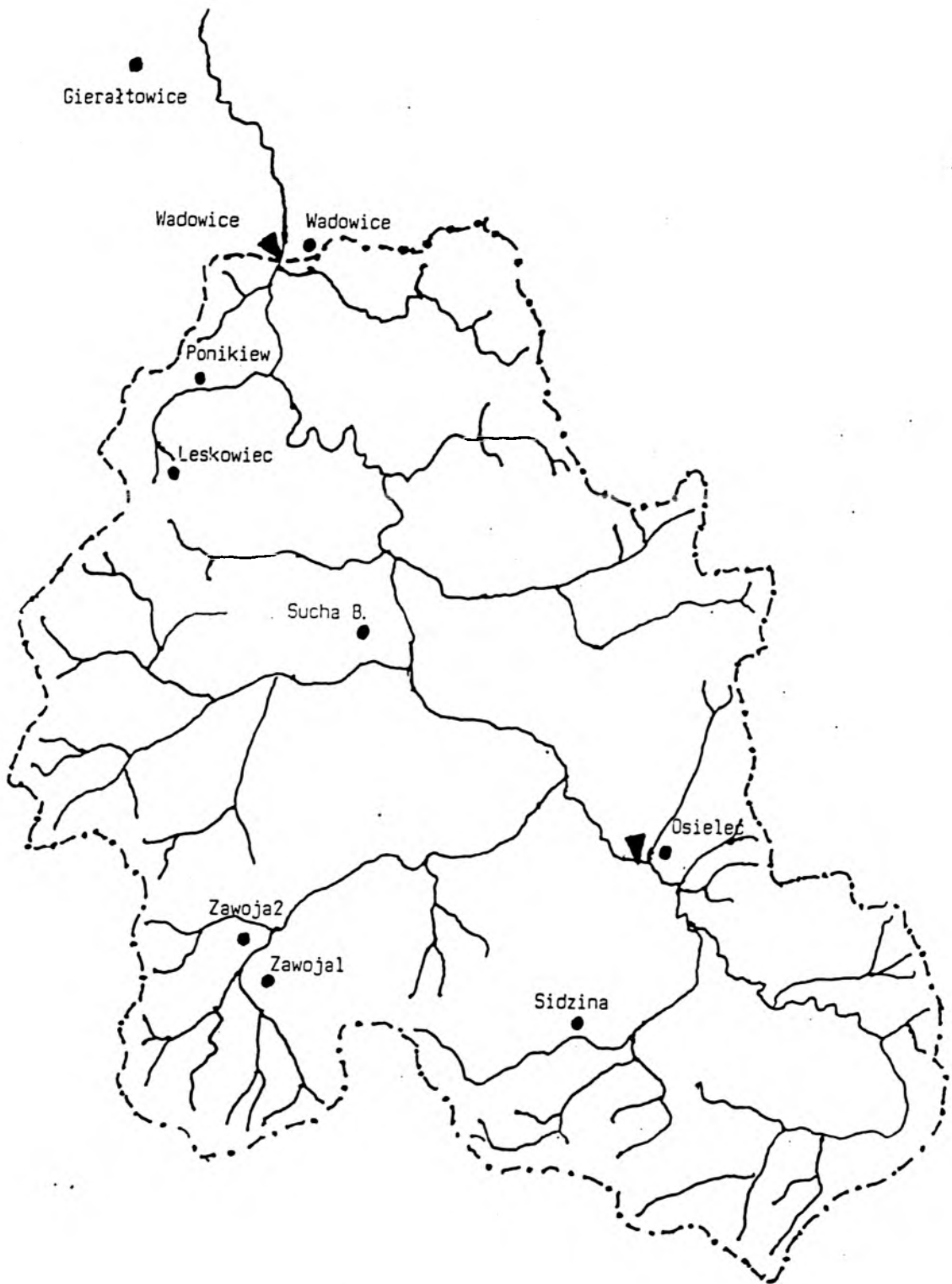
Przykład 1.

Zgodnie z procedurą zaproponowaną w rozdz. 5.2.3 dla metody Gradex-ZN określono dla przekroju Osielec rozkład przepływów maksymalnych rocznych wywołanych opadami wykorzystując dane ze zlewni do wodowskazu Wadowice (rys.5.6). Uzyskane wyniki porównano z przepływami maksymalnymi o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia obliczonymi na podstawie ciągu przepływów pomierzonych na stacji wodowskazowej Osielec.

0. Zgodnie z wymogami metody Gradex (rozdz. 4.2.2) opad i odpływ powinny być wyrażone w tych samych jednostkach. W poniższych obliczeniach wielkości P i q wyrażone są w milimetrach wysokości opadu i odpływu z miarodajnego przedziału czasu równego jednej dobie ($q_{\max} [\text{mm}] = 86.4[\text{s}] \cdot Q_{\max} [\text{m}^3/\text{s}] / A[\text{km}^2]$).

W obliczeniach wykorzystano ciągi obserwacyjne maksymalnych opadów dobowych w półroczu letnim z okresu 1951-91 z dziewięciu stacji opadowych: Gierałtowice, Leskowiec, Osielec, Ponikiew, Sidzina, Sucha Beskidzka, Wadowice, Zawoja I i Zawoja II oraz ciągi przepływów maksymalnych z półroczu letniego (wezbrania opadowe) pomierzone na wodowskazach Osielec (z lat 1966-93) i Wadowice (z lat 1921-93). Przed przystąpieniem do obliczeń sprawdzono jednorodność wszystkich ciągów pomiarowych, stosując nieparametryczne testy statystyczne omówione w rozdz. 3. Nie stwierdzono niejednorodności żadnego z ciągów.

Nie stwierdzono by pomiędzy wysokością opadów, które wystąpiły na $n = 9$ stacjach opadowych znajdujących się w obrębie rozpatrywanego obszaru a wysokością położenia tych stacji nad poziomem morza zachodził istotny związek, w świetle kryterium testu t-Studenta badającego istotność współczynników korelacji. Uzyskane wartości współczynników korelacji $r_{P_{\max},h}$ zawierają się w przedziale



Rys. 5.6. Zlewnia rzeki Skawy do przekroju Wadowice wraz ze stacjami opadowymi.

$\langle -0.32, 0.65 \rangle$. Wartości sprawdzianu testu t odpowiadające powyższym współczynnikom korelacji zawierają się w przedziale $\langle -0.894, 2.263 \rangle$ i ich wartości bezwzględne są mniejsze od wartości krytycznej testu $t_{kr} = 2.365$ na założonym poziomie istotności testu $\alpha = 0.05$ i $n - 2 = 7$ stopni swobody, co świadczy o braku istotności badanych współczynników korelacji. Wobec tego, opad średni na obszarze zlewni kontrolowanej (do przekroju Wadowice) określono jako średnią arytmetyczną z obserwacji na poszczególnych stacjach opadowych.

1. Dla każdej stacji opadowej znajdującej się na obszarze lub w pobliżu obszaru zlewni kontrolowanej w obrębie której znajduje się zlewnia niekontrolowana, oszacowano parametry α i u rozkładu Fishera-Tippetta typu I metodą największej wiarygodności (tab. 5.1)

2., 3., 4. Mimo tego, że związek pomiędzy wartościami gradeksu a wysokością położenia stacji opadowych jest istotny w świetle kryterium testu t-Studenta tj. wartość bezwzględna sprawdzianu testu $|t = -2.522|$ dla współczynnika korelacji $\rho_{\alpha,h} = -0.69$ jest większa od wartości krytycznej testu $t_{kr} = 2.365$ na założonym poziomie istotności testu $\alpha = 0.05$ i dla $n - 2 = 7$ stopni swobody to jednak liczba stacji opadowych $n = 9$ jest niewystarczająca do wyznaczenia (wykreślenia) linii jednakowego gradeksu przypisanych określonym warstwicom. Wobec tego, średni gradex dla zlewni niekontrolowanej (do przekroju Osielec) obliczono, według wzoru (5.2), jako średnią arytmetyczną z gradeksów określonych na podstawie ciągów opadów maksymalnych pomierzonych na czterech stacjach opadowych położonych najbliżej rozpatrywanej niekontrolowanej zlewni tj. na stacji: Osielec, Sidzina, Zawoja I i Zawoja II (tab. 5.1). Średni gradex dla rozpatrywanego przykładu wynosi $\bar{\alpha} = 0.0667395$.

5., 6. Na podstawie ciągu uśrednionych (pkt. 0) na obszarze zlewni kontrolowanej opadów maksymalnych i ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w

przekroju Wadowice ustalono zależność (5.5) i określono wartość parametru P_0 równą 18.24 mm.

Tabela 5.1. Wartości parametrów rozkładu opadów maksymalnych dla poszczególnych stacji opadowych.

Stacja opadowa	α	u
Gierałtowiec	0.075985	41.51
Leskowiec	0.047314	55.20
Osielec	0.081887	40.84
Ponikiew	0.075361	44.90
Sidzina	0.075474	40.85
Sucha Beskidzka	0.060166	38.27
Wadowice	0.086065	41.22
Zawoja I	0.045339	46.48
Zawoja II	0.064258	48.99
średni gradeks $\bar{\alpha}$	0.0667395	

7. Przyjmuje się, że badana zlewnia niekontrolowana jest jednorodna ze zlewnią kontrolowaną w obrębie której się znajduje. Wobec tego, możliwe jest bezpośrednie przeniesienie i wykorzystanie wartości P_0 określonej dla zlewni kontrolowanej.

8. Funkcja rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych q_{\max} dla zlewni niekontrolowanej (do przekroju Osielec) opisana jest prostą o równaniu (5.6) w postaci $y = \bar{\alpha}(q_{\max} - P_0) = 0.0667395(q_{\max} - 18.24)$.

9. Na podziałce Gumbela (rys. 5.7) określono punkt przecięcia rzędnej odpowiadającej wartości parametru $P_0 = 18.24$ mm z odciętą odpowiadającą dystrybuancie $F = 36.8\%$ dla której zmienna zredukowana $y = 0$. Punkt ten jest miejscem, od którego wykonuje się (rozdz. 4.2.2) ekstrapolację teoretycznej funkcji rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych q_{\max} wyrażonej prostą o równaniu (5.6) (pkt. 8), dla zlewni niekontrolowanej.

10. Wartości przepływów maksymalnych o dowolnym prawdopodobieństwie przewyższenia $\hat{q}_{\max,p}$ (w tab. oznaczone jako q) dla zlewni niekontrolowanej określono z zależności (5.7) i podano dla wybranych prawdopodobieństw przewyższenia p (dystrybuant F) w (tab. 5.2).

11. Błędy oszacowania kwantyli przepływów maksymalnych $\sigma(\hat{q}_{\max,p})$ (w tab. $\sigma(q)$) dla zlewni niekontrolowanej określono z zależnością (5.8) i podano dla wybranych prawdopodobieństw przewyższenia p (dystrybuant F) w (tab. 5.2).

12. Górną granicę przedziału ufności $q_{\max,p}^\alpha$ (w tab. gg) dla zlewni niekontrolowanej określono ze wzoru (5.10) i podano dla wybranych prawdopodobieństw przewyższenia p (dystrybuant F) i przyjętego prawdopodobieństwa $P'_\alpha = 0.84$ ($t'_\alpha = 1.0$) w (tab. 5.2) i na (rys. 5.7).

13. Wszystkie wartości otrzymanych charakterystyk przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia wyrażone w milimetrach dla miarodajnego przedziału czasu należy przeliczyć na charakterystyki wyrażone w m^3/s zgodnie z przekształceniem $Q_{\max} [\text{m}^3/\text{s}] = q_{\max} [\text{mm}] \cdot A [\text{km}^2] / 86.4 [\text{s}]$ (w tab. Q) (tab 5.2).

Dyskusja uzyskanych wyników

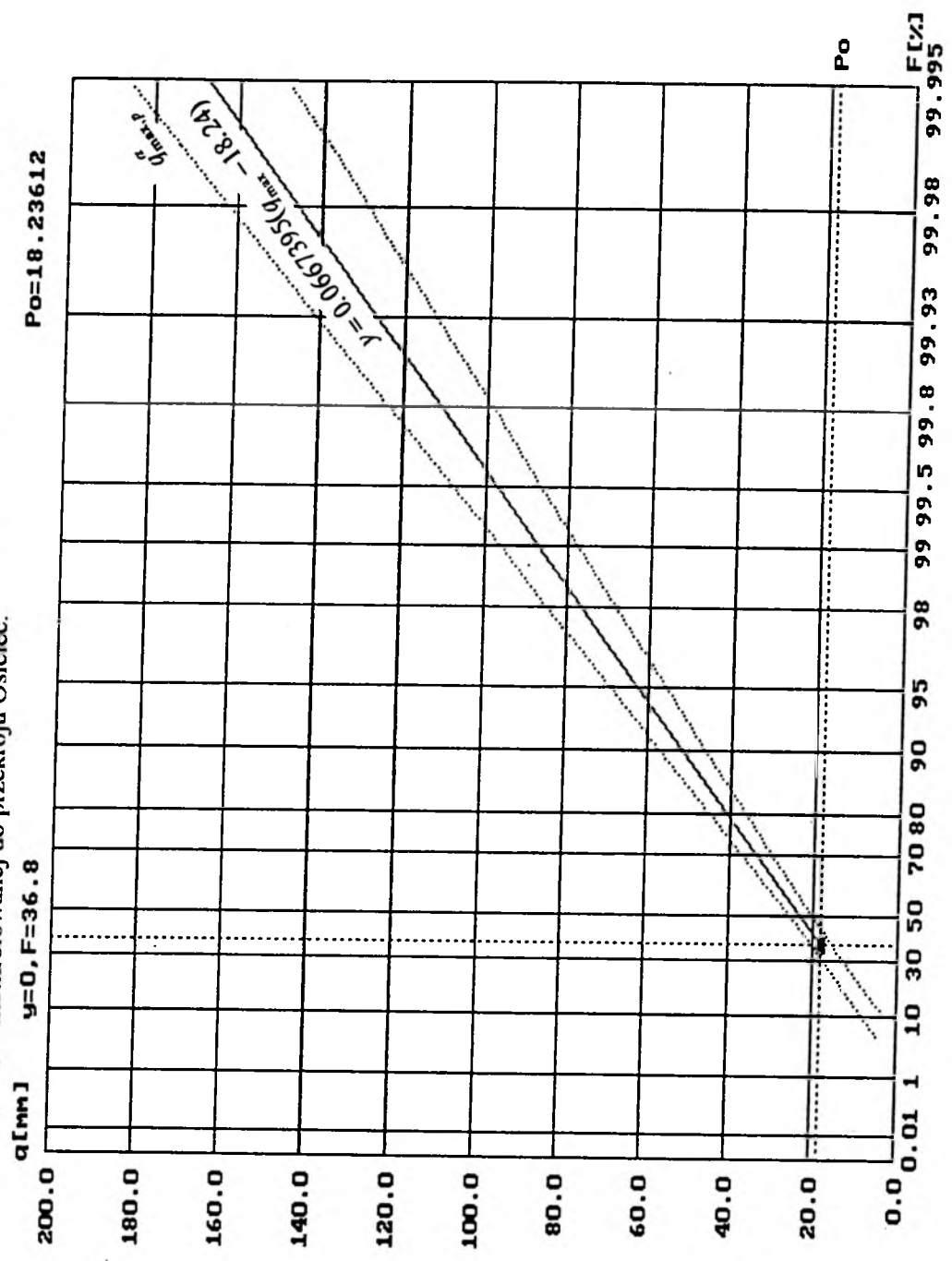
W celu sprawdzenia otrzymanych wyników w powyższym przykładzie porównano równanie prostej, opisującej teoretyczny rozkład prawdopodobieństwa przepływów, wyznaczony na podstawie 28-elementowego ciągu przepływów maksymalnych

Tabela 5.2. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y , błędu estymacji $\sigma(q)$ ($\sigma(Q)$) oraz dolnej dg i górnej gg granicy przedziału ufności przy $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$) dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p w zlewni niekontrolowanej do przekroju Osielec.

F[%]	p[%]	y	q[mm]	$\sigma(q)$ [mm]	dg[mm]	gg[mm]
50.00	50.00	0.37	23.73	2.75	20.98	26.48
60.00	40.00	0.67	28.30	3.08	25.22	31.38
70.00	30.00	1.03	33.68	3.54	30.15	37.22
80.00	20.00	1.50	40.71	4.22	36.49	44.93
90.00	10.00	2.25	51.95	5.41	46.55	57.36
95.00	5.00	2.97	62.74	6.62	56.12	69.36
98.00	2.00	3.90	76.70	8.23	68.47	84.93
99.00	1.00	4.60	87.16	9.46	77.70	96.62
99.50	0.50	5.30	97.59	10.69	86.89	108.28
99.80	0.20	6.21	111.34	12.33	99.01	123.67
99.90	0.10	6.91	121.73	13.58	108.15	135.31
99.95	0.05	7.60	132.12	14.82	117.30	146.95
99.99	0.01	9.21	156.24	17.73	138.51	173.97

F[%]	p[%]	y	Q[m ³ /s]	$\sigma(Q)$ [m ³ /s]	dg[m ³ /s]	gg[m ³ /s]
50.00	50.00	0.37	67.01	7.76	59.25	74.77
60.00	40.00	0.67	79.92	8.69	71.24	88.61
70.00	30.00	1.03	95.12	9.99	85.13	105.11
80.00	20.00	1.50	114.97	11.91	103.06	126.88
90.00	10.00	2.25	146.72	15.28	131.45	162.00
95.00	5.00	2.97	177.18	18.69	158.49	195.87
98.00	2.00	3.90	216.61	23.24	193.37	239.85
99.00	1.00	4.60	246.15	26.71	219.44	272.87
99.50	0.50	5.30	275.59	30.20	245.39	305.79
99.80	0.20	6.21	314.43	34.83	279.60	349.26
99.90	0.10	6.91	343.78	38.34	305.44	382.12
99.95	0.05	7.60	373.12	41.87	331.25	414.99
99.99	0.01	9.21	441.23	50.07	391.16	491.31

Rys. 5.7. Rozkład Gumbela: Dystrybuanta teoretyczna przepływów q_{\max} (-) i przedział ufności q_{\max} (---) dla zlewni niekontrolowanej do przekroju Osielec.



nych pomierzonych w przekroju Osielec z lat 1966-93 (tj. dla zlewni kontrolowanej), z równaniem prostej, opisującej teoretyczny rozkład przepływów, wynikający z metody Gradex-ZN (tj. dla zlewni do wodowskazu Osielec przyjętej jako zlewnia niekontrolowana) (rys. 5.8). Na (rys. 5.8) przedstawiono teoretyczną dystrybuantę przepływów maksymalnych określoną na podstawie 28-letniego ciągu pomiarowego (—) (tak samo oznaczono granice przedziału ufności dla tego rozkładu) i z metody Gradex-ZN (---) oraz empiryczną dystrybuantę przepływów (♦). Równanie teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa przepływów uzyskano w postaci: $y = 0.080579(q_{\max} - 20.27)$ dla ciągu przepływów maksymalnych rocznych przyjmując, że podlegają one rozkładowi Gumbela (Fishera-Tippetta typu I) zaś z metody Gradex-ZN otrzymano w postaci: $y = 0.0667395(q_{\max} - 18.24)$. Z porównania wartości przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, uzyskanych z prostej wyznaczonej na podstawie metody Gradex-ZN z wartościami przepływów maksymalnych obliczonych z teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa oszacowanego na podstawie 28-elementowego ciągu obserwacyjnego, wynika, że wartości te różnią się, lecz dla prawdopodobieństw przewyższenia $p \geq 2\%$ ($F \leq 98.0\%$) mieszczą się w granicach przedziału ufności, ustalonego dla rozkładu szacowanego na podstawie 28-letniego ciągu przepływów, przyjętego na poziomie ufności równym $P_\alpha = 0.68$ (rys. 5.8). Kwantyle o prawdopodobieństwie przewyższenia $p < 2\%$ ($F > 98.0\%$) wychodzą jednak poza górną granicę przedziału ufności.

W celu porównania otrzymanych wyników obliczeń w postaci liczbowej, zamieszczono je w tab. 5.3-5.5. W tab. 5.3 podano wartości przepływów maksymalnych q_{\max} (w tab. q lub Q w zależności od przyjętych jednostek) 28-letniego ciągu pomiarowego w przekroju Osielec i odpowiadające im wartości empiryczne dystrybuanty F i empirycznego prawdopodobieństwa przewyższenia p . W tab. 5.4 podano, dla wybranych prawdopodobieństw przewyższenia p , wartości poszczególnych

Rys. 5.8. Dystrybuanta teoretyczna przepływów określona na podstawie: ciągu pomiarowego (—) wraz z przedziałem ufności $q_{max,p}^{\sigma}$ (-) i metody Gradex-ZN (---) oraz dystrybuanta empiryczna (♦) dla przekroju Osielec.

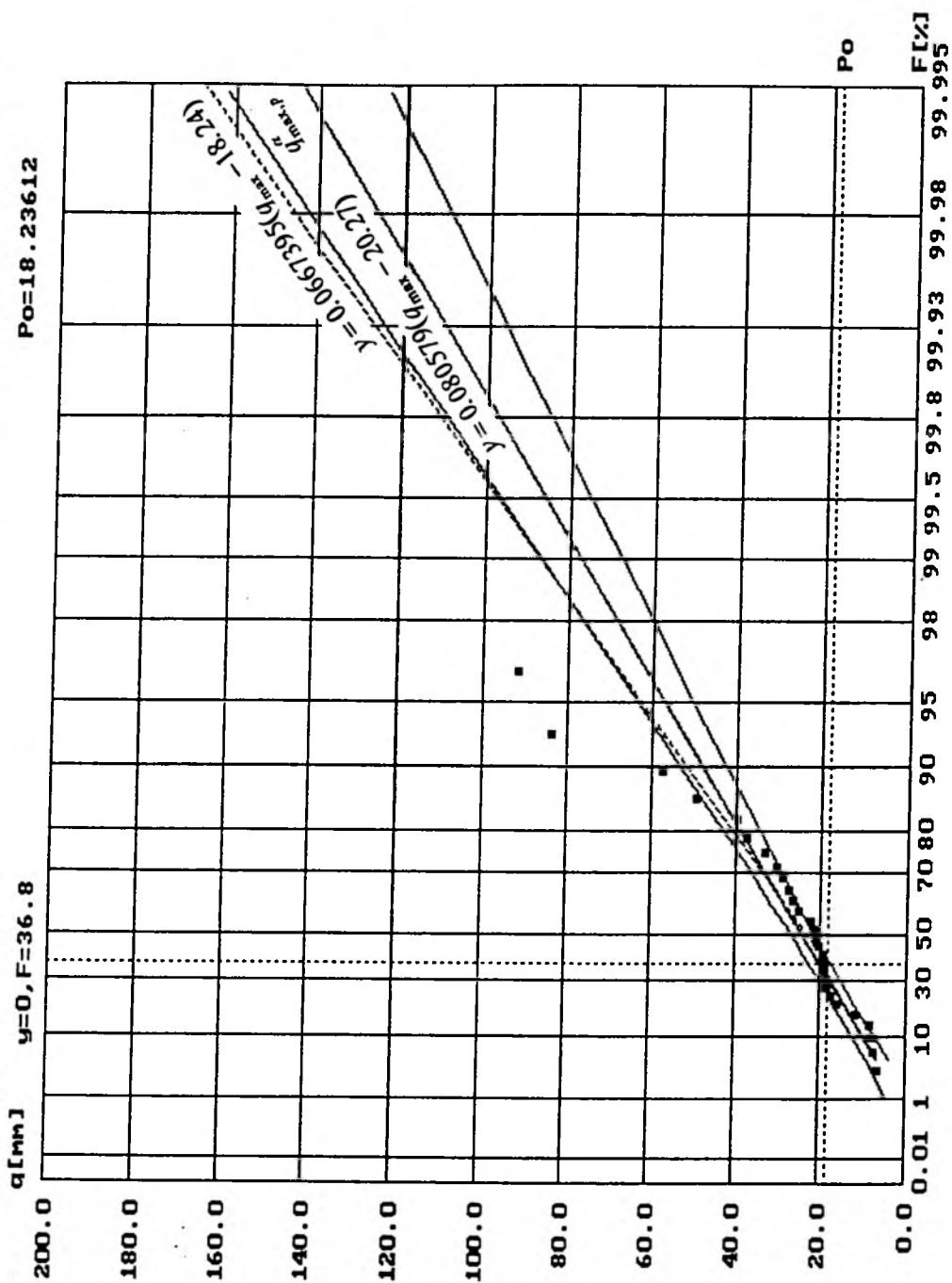


Tabela 5.3. Wartości zmiennej losowej q (Q), empirycznej dystrybuanty F i empirycznego prawdopodobieństwa przewyższenia p dla 28-letniego ciągu przepływów maksymalnych w przekroju Osielec.

q [mm]	Q [m ³ /s]	F [%]	p [%]
92.07	260.00	96.55	3.45
83.92	237.00	93.10	6.90
57.72	163.00	89.66	10.34
49.93	141.00	86.21	13.79
40.01	113.00	82.76	17.24
37.89	107.00	79.31	20.69
33.36	94.20	75.86	24.14
30.81	87.00	72.41	27.59
29.11	82.20	68.97	31.03
27.62	78.00	65.52	34.48
26.91	76.00	62.07	37.93
25.32	71.50	58.62	41.38
22.73	64.20	55.17	44.83
21.81	61.60	51.72	48.28
21.42	60.50	48.28	51.72
20.50	57.90	44.83	55.17
19.62	55.40	41.38	58.62
19.19	54.20	37.93	62.07
19.09	53.90	34.48	65.52
18.80	53.10	31.03	68.97
18.77	53.00	27.59	72.41
18.09	51.10	24.14	75.86
16.64	47.00	20.69	79.31
12.11	34.20	17.24	82.76
8.68	24.50	13.79	86.21
8.53	24.10	10.34	89.66
7.90	22.30	6.90	93.10
6.87	19.40	3.45	96.55

Tabela 5.4. Wartości kwantyli q (Q) i zmiennej zredukowanej y oraz dolnej dg i górnej gg granicy przedziału ufności przy $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$) dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p obliczone z rozkładu oszacowanego na podstawie 28-letniego ciągu przepływów pomierzonych w przekroju Osielec.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	dg[m ³ /s]	gg[m ³ /s]
50.00	50.00	24.82	70.09	0.37	62.32	77.87
60.00	40.00	28.61	80.79	0.67	72.08	89.50
70.00	30.00	33.07	93.38	1.03	83.37	103.39
80.00	20.00	38.89	109.82	1.50	97.88	121.75
90.00	10.00	48.20	136.12	2.25	120.81	151.43
95.00	5.00	57.13	161.35	2.97	142.61	180.08
98.00	2.00	68.70	194.00	3.90	170.71	217.30
99.00	1.00	77.36	218.47	4.60	191.70	245.24
99.50	0.50	85.99	242.85	5.30	212.59	273.12
99.80	0.20	97.38	275.02	6.21	240.11	309.92
99.90	0.10	105.99	299.33	6.91	260.90	337.76
99.95	0.05	114.60	323.63	7.60	281.67	365.59
99.99	0.01	134.57	380.05	9.21	329.86	430.23

Tabela 5.5. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y i błędu względnego kwantyla δ dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p uzyskane na podstawie metody Gradex-ZN dla zlewni niekontrolowanej do przekroju Osielec.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	δ [%]
50.00	50.00	23.73	67.01	0.37	4.60
60.00	40.00	28.30	79.92	0.67	1.08
70.00	30.00	33.68	95.12	1.03	1.83
80.00	20.00	40.71	114.97	1.50	4.48
90.00	10.00	51.95	146.72	2.25	7.23
95.00	5.00	62.74	177.18	2.97	8.94
98.00	2.00	76.70	216.61	3.90	10.44
99.00	1.00	87.16	246.15	4.60	11.25
99.50	0.50	97.59	275.59	5.30	11.88
99.80	0.20	111.34	314.43	6.21	12.53
99.90	0.10	121.73	343.78	6.91	12.93
99.95	0.05	132.12	373.12	7.60	13.26
99.99	0.01	156.24	441.23	9.21	13.87

kwantyle $q_{\max,p}$ (w tab. q lub Q) oraz wartości dolnej i górnej granicy przedziału ufności $q_{\max,p}^\alpha$ (w tab. dg i gg) przy poziomie ufności równym $P_\alpha = 0.68$ przyjmując, że zmienna losowa q_{\max} (28-letni ciąg przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju Osielec) podlega rozkładowi Fishera-Tippetta typu I (Gumbela). Natomiast w tab. 5.5 dla powyższych prawdopodobieństw przewyższenia p , podano wartości kwantyle $q_{\max,p}$ (w tab. q lub Q) obliczone dla przekroju Osielec z metody Gradex-ZN oraz podano wartości błędu względnego δ_{q_G} (w tab. δ) tych kwantyle, wyrażonego w procentach, w postaci:

$$\delta_{q_G} = \frac{|q_t - q_G|}{q_G} \cdot 100\% \quad (5.12)$$

gdzie

δ_{q_G} - błąd względny kwantyla q_G ,

q_t - kwantyl teoretyczny określony na podstawie 28-elementowego ciągu przepływów maksymalnych,

q_G - kwantyl teoretyczny określony na podstawie metody Gradex-ZN.

Analizując otrzymane wyniki obliczeń przedstawione w tab. 5.5 stwierdzono, że otrzymane oszacowanie kwantyle $q_{\max,p}$ (q_G , w tab. q) z metody Gradex-ZN można uznać za zadawalające, gdyż błąd względny kwantyla δ_{q_G} nie przekracza 14% dla małych prawdopodobieństw przewyższenia, tj. $p \leq 2\%$, przy których wartości powyższych kwantyle znajdują się ponad górną granicą przedziału ufności.

Przykład 2.

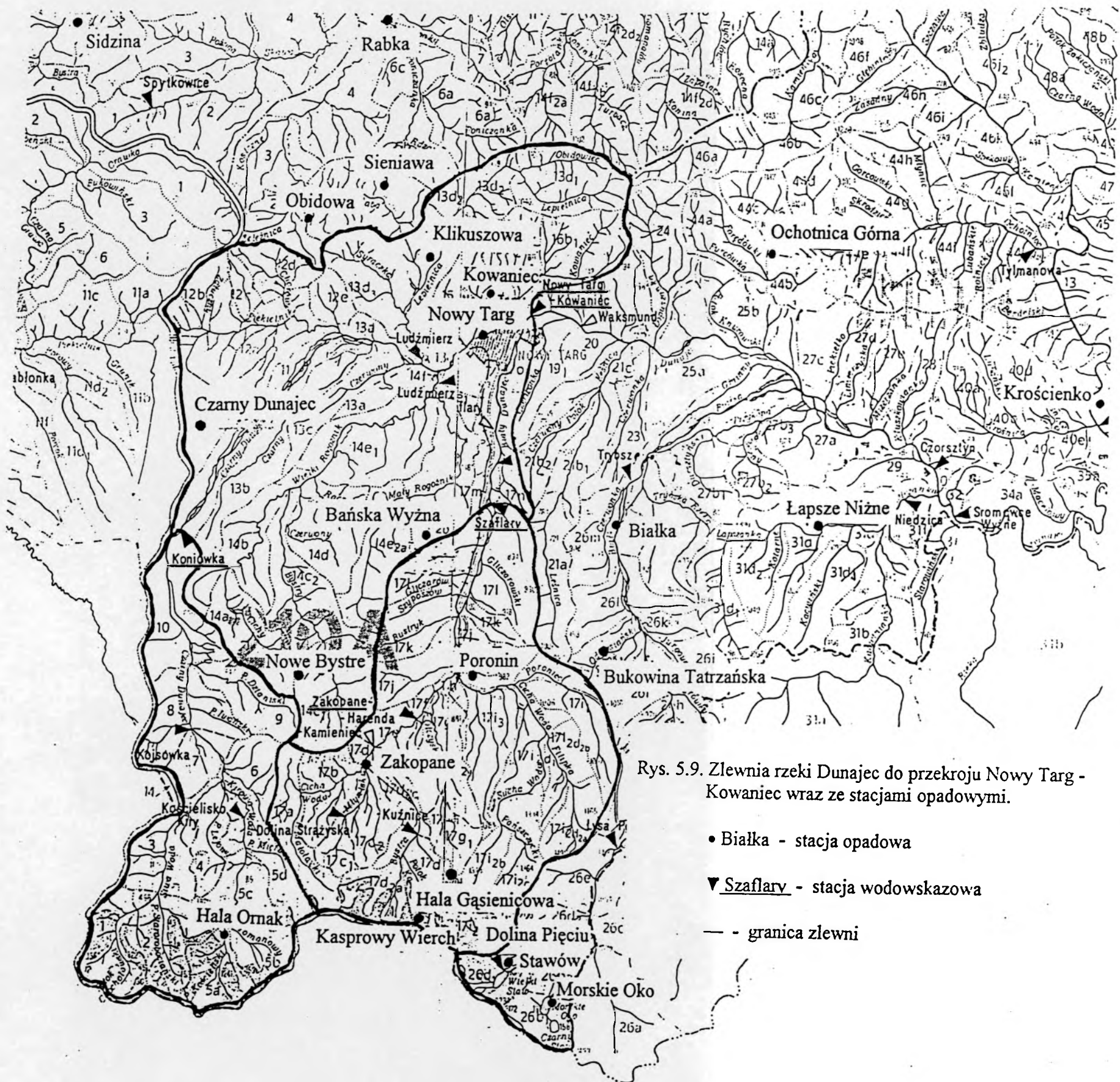
Zgodnie z procedurą zaproponowaną w rozdz. 5.2.3 dla metody Gradex-ZN określono dla przekrojów Koniówka na Czarnym Dunajcu i Szaflary na Białym Dunajcu rozkład przepływów maksymalnych rocznych wywołanych opadami wyko-

rzystując dane ze zlewni do wodowskazu Nowy Targ - Kowaniec (rys.5.9). Uzyskane wyniki porównano z przepływami maksymalnymi o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia obliczonymi na podstawie ciągów przepływów pomierzonych odpowiednio na stacji wodowskazowej Koniówka i Szaflary.

0. Zgodnie z wymogami metody Gradex (rozdz. 4.2.2) opad i odpływ powinny być wyrażone w tych samych jednostkach. W poniższych obliczeniach wielkości P i q wyrażone są w milimetrach wysokości opadu i odpływu z miarodajnego przedziału czasu równego jednej dobie ($q_{\max} [\text{mm}] = 86.4[\text{s}] \cdot Q_{\max} [\text{m}^3/\text{s}] / A[\text{km}^2]$).

W obliczeniach wykorzystano ciągi obserwacyjne maksymalnego w półroczu letnim opadu dobowego z okresu 1951-91 z 21 stacji opadowych (tab.5.6) oraz ciągi przepływów maksymalnych z półrocza letniego (wezbrania opadowe) pomierzone na wodowskazach Koniówka (z lat 1968-94), Szaflary (z lat 1961-94) i Nowy Targ - Kowaniec (z lat 1921-93). Przed przystąpieniem do obliczeń sprawdzono jednorodność wszystkich ciągów pomiarowych, stosując nieparametryczne testy statystyczne omówione w rozdz. 3. Nie wykryto niejednorodności żadnego z ciągów.

Stwierdzono że, pomiędzy wysokością opadów, które wystąpiły na $n=19$ stacjach opadowych znajdujących się w obrębie rozpatrywanego obszaru a wysokością położenia tych stacji nad poziomem morza zachodzi istotny związek w świetle kryterium testu t-Studenta badającego istotność współczynników korelacji. Obliczone wartości współczynników korelacji $r_{P_{\max},h}$ należą do przedziału $\langle 0.59, 0.91 \rangle$. Wartości sprawdzianu testu t odpowiadające powyższym współczynnikom korelacji zawierają się w przedziale $\langle 3.0132, 9.0491 \rangle$ i ich wartości bezwzględne są większe od wartości krytycznej testu $t_{kr} = 2.1098$ na założonym poziomie istotności testu $\alpha = 0.05$ i $n-2 = 17$ stopni swobody, co świadczy o istotności badanych współczynników korelacji. Wobec tego, opad średni na obszarze zlewni kontrolowanej (do przekroju Nowy Targ - Kowaniec) określono przy wykorzystaniu metody izohiet.



Rys. 5.9. Zlewnia rzeki Dunajec do przekroju Nowy Targ - Kowaniec wraz ze stacjami opadowymi.

- Białka - stacja opadowa
- ▼ Szaflary - stacja wodowskazowa
- - granica zlewni

Tabela. 5.6. Wykaz stacji opadowych uwzględnionych w obliczeniach.

Dorzecze	Stacja opadowa	Okres obserwacji	α	$\alpha' = \alpha \cdot 100$
Dunajca	Bańska Wyzna	1951-1991	0.062215	6.22
	Białka		0.077874	7.79
	Bukowina Tatrzańska		0.060604	6.06
	Czarny Dunajec		0.082938	8.29
	Dolina Pięciu Stawów		0.045362	4.54
	Hala Ornak		0.046576	4.66
	Hala Gąsienicowa		0.037887	3.79
	Kasprowy Wierch		0.042761	4.28
	Klikuszowa		0.076758	7.68
	Kowaniec		0.063247	6.32
	Krościenko		0.074362	7.44
	Łapsze Niżne		0.092034	9.20
	Morskie Oko		0.045426	4.54
	Nowe Bystre		0.058332	5.83
	Nowy Targ		0.073017	7.30

c.d. tabeli 5.6.

Dorzecze	Stacja opadowa	Okres obserwacji	α	$\alpha' = \alpha \cdot 100$
Dunajca	Ochotnica Górna		0.77302	7.73
	Poronin		0.062960	6.30
	Zakopane		0.054636	5.46
Raby	Obidowa	1950-91	0.098099	9.81
	Sieniawa	1954-91	0.082582	8.26
Skawa	Sidzina	1951-91	0.075474	7.55

1. Dla wszystkich stacji opadowych znajdujących się na obszarze lub w pobliżu obszaru zlewni kontrolowanej (do przekroju Nowy Targ - Kowaniec) w obrębie której znajdują się zlewnie niekontrolowane (do przekrojów Koniówka i Szaflary), na podstawie ciągów opadów maksymalnych pomierzonych na tych stacjach, oszacowano dla każdej z nich oddzielnie, metodą największej wiarygodności, parametry α i u rozkładu Fishera-Tippetta typu I i obliczono wskaźniki gradeksu $\alpha' = \alpha \cdot 100$ (tab. 5.3).

2., 3., 4. Ponieważ związek pomiędzy wartościami wskaźnika gradeksu α' a wysokością h położenia stacji opadowych n.p.m. jest istotny w świetle kryterium testu t-Studenta tj. wartość bezwzględna sprawdzianu testu $|t = -4.9758|$ dla współczynnika korelacji $\rho_{\alpha',h} = -0.77$ jest większa od wartości krytycznej testu $t_{kr} = 2.1098$ na założonym poziomie istotności testu $\alpha = 0.05$ i dla $n - 2 = 17$ stopni swobody to linie jednakowego wskaźnika gradeksu powinny zostać przypisane określonym warstwicom. Jednak w niniejszym przykładzie ze względu na wielkość

obszarów rozpatrywanych zlewni ($A > 50 \text{ km}^2$) użyto mapy w skali 1:200000 i wobec tego, linie izogradeksu przeprowadzono stosując interpolację liniową pomiędzy wartościami wskaźnika gradeksu na poszczególnych stacjach opadowych (rys. 5.10). Wartość średniego wskaźnika gradeksu dla zlewni niekontrolowanych obliczono ze wzoru (5.1). Średni wskaźnik gradeksu dla zlewni niekontrolowanych do przekroju Koniówka i Szaflary wynosi odpowiednio $\bar{\alpha}_K = 5.55059$ i $\bar{\alpha}_{Sz} = 5.38428$.

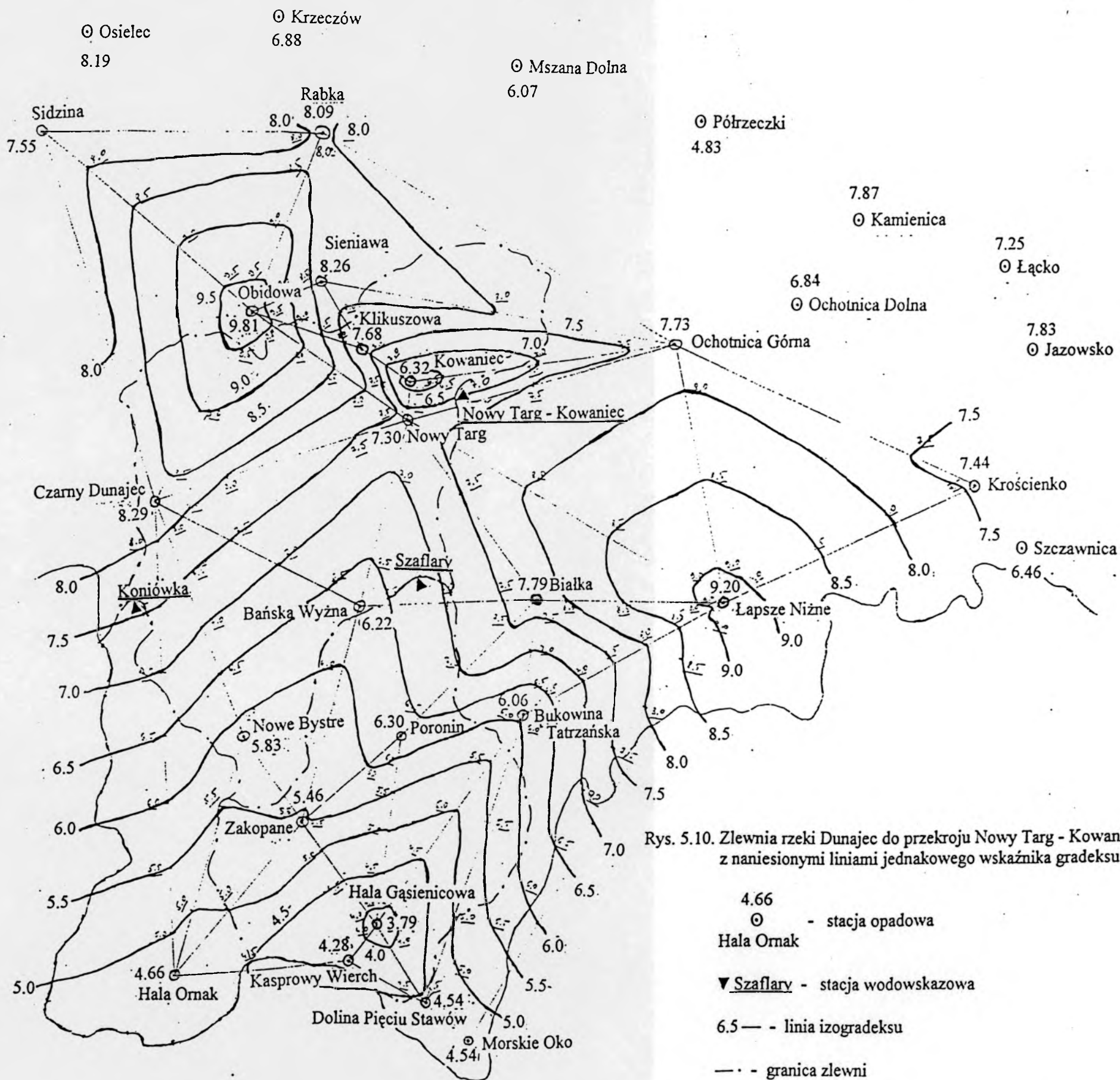
5., 6. Na podstawie ciągu uśrednionych (pkt. 0) na obszarze zlewni kontrolowanej opadów maksymalnych i ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju Nowy Targ - Kowaniec ustalono zależność (5.5) i określono wartość parametru P_0 równą 24.32.

7. Przyjmuje się, że badane zlewnie niekontrolowana są jednorodne ze zlewnią kontrolowaną w obrębie której się znajdują. Wobec tego, możliwe jest bezpośrednie przeniesienie i wykorzystanie wartości P_0 określonej w powyższy sposób.

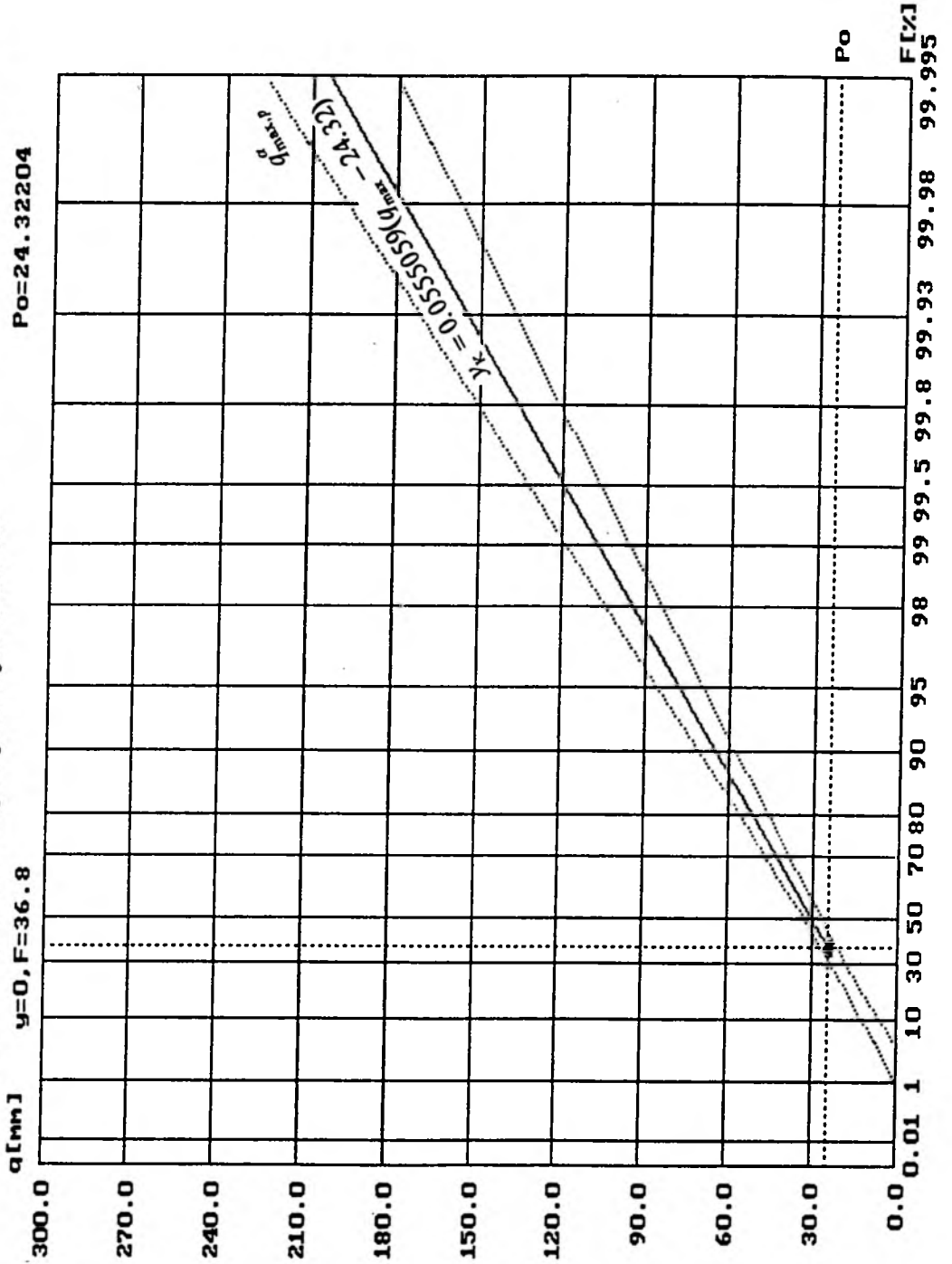
8. Funkcja rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych q_{\max} dla zlewni niekontrolowanych zamkniętych przekrojem Koniówka oraz Szaflary opisana jest prostą o równaniu (5.6) w postaci $y_K = \bar{\alpha}(q_{\max} - P_0) = 0.0555059(q_{\max} - 24.32)$ oraz $y_{Sz} = \bar{\alpha}(q_{\max} - P_0) = 0.0538428(q_{\max} - 24.32)$ i $\bar{\alpha} = \bar{\alpha}'/100$.

9. Dla każdej zlewni niekontrolowanej oddzielnie na podziałce Gumbela (rys. 5.11 dla Koniówki i rys 5.12 dla Szaflar) określono punkt przecięcia rzędnej odpowiadającej wartości parametru P_0 z odciętą odpowiadającą dystrybuancie $F = 36.8 \%$ dla której zmienna zredukowana $y = 0$. Punkt ten jest miejscem, od którego wykonuje się (rozdz. 4.2.2) ekstrapolację teoretycznej funkcji rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych q_{\max} wyrażonej prostą o równaniu (5.6) (pkt. 8).

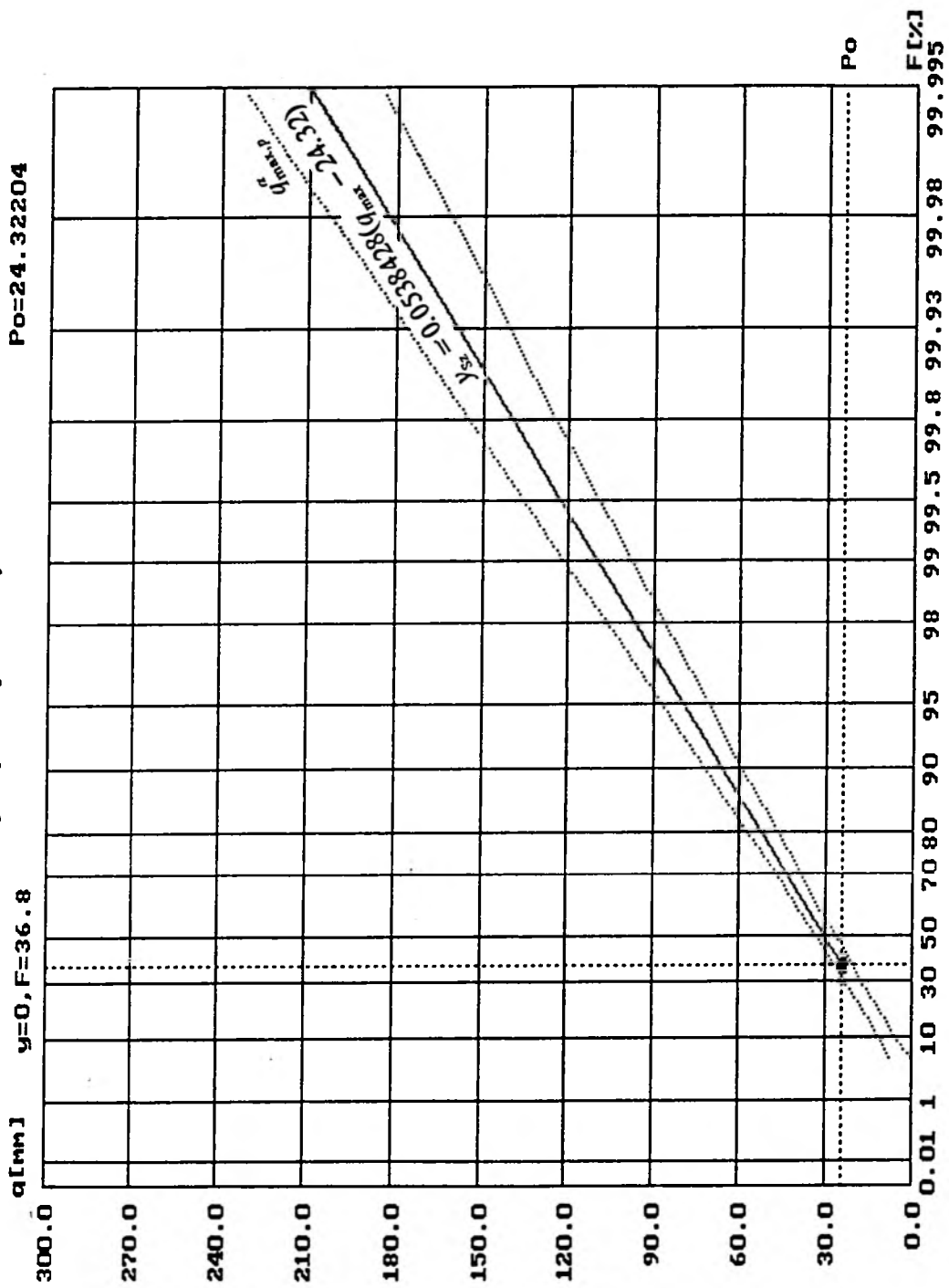
10. Wartości przepływów maksymalnych o dowolnym prawdopodobieństwie przewyższenia $\hat{q}_{\max,p}$ (w tab. q) dla zlewni niekontrolowanych Koniówka i Szaflary



Rys. 5.11. Rozkład Gumbela: Dystrybuanta teoretyczna przepływów q_{\max} (-) i przedział ufności q_{\max} (---) dla zlewni niekontrolowanej do przekroju Koniówka.



Rys. 5.12. Rozkład Gumbela: Dystrybuanta teoretyczna przepływów q_{max} (-) i przedział ufności q_{max} (· ·) dla zlewni niekontrolowanej do przekroju Szaflary.



określono z zależności (5.7) i podano dla wybranych prawdopodobieństw przewyższenia p (dystrybuant F) odpowiednio w (tab. 5.4 i 5.5).

11. Błędy oszacowania kwantyli przepływów maksymalnych $\sigma(\hat{q}_{\max,p})$ (w tab. $\sigma(q)$) dla zlewni niekontrolowanych Koniówka i Szaflary określono z zależność (5.8) i podano dla wybranych prawdopodobieństw przewyższenia p (dystrybuant F) odpowiednio w (tab. 5.7 i 5.8).

12. Górną granicę przedziału ufności $q_{\max,p}^\alpha$ (w tab. gg) dla zlewni niekontrolowanych Koniówka i Szaflary określono ze wzoru (5.10) i podano dla wybranych prawdopodobieństw przewyższenia p (dystrybuant F) i przyjętego prawdopodobieństwa $P'_\alpha = 0.84$ ($t'_\alpha = 1.0$) odpowiednio w (tab. 5.7 i 5.8) i na (rys. 5.11 i 5.12).

13. Wszystkie wartości otrzymanych charakterystyk przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia wyrażone w milimetrach dla miarodajnego przedziału czasu należy przeliczyć na charakterystyki wyrażone w m^3/s zgodnie z przekształceniem $Q_{\max} [\text{m}^3/\text{s}] = q_{\max} [\text{mm}] \cdot A [\text{km}^2] / 86.4 [\text{s}]$ (w tab. Q) (tab 5.7 dla Koniówki i tab. 5.8 dla Szaflar).

Dyskusja uzyskanych wyników

W celu sprawdzenia otrzymanych wyników w powyższym przykładzie porównano równanie prostej, opisującej teoretyczny rozkład prawdopodobieństwa przepływów, wyznaczony na podstawie 27-elementowego ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju Koniówka z lat 1968-94 (tj. dla zlewni kontrolowanej), z równaniem prostej, opisującej teoretyczny rozkład przepływów, wynikający z metody Gradex-ZN (tj. dla zlewni do wodowskazu Koniówka przyjętej jako zlewnia niekontrolowana) (rys. 5.13). W ten sam sposób sprawdzono wyniki otrzymane dla przekroju Szaflary porównując równanie prostej, opisującej teoretyczny rozkład prawdopodobieństwa przepływów, wyznaczony na podstawie 34-elementowego ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w tym przekroju z lat

Tabela 5.7. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y , błędu estymacji $\sigma(q)$ ($\sigma(Q)$) oraz dolnej dg i górnej gg granicy przedziału ufności przy $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$) dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p w zlewni niekontrolowanej do przekroju Koniówka.

F[%]	p[%]	y	q[mm]	$\sigma(q)$ [mm]	dg[mm]	gg[mm]
50.00	50.00	0.37	30.93	3.30	27.62	34.23
60.00	40.00	0.67	36.42	3.70	32.73	40.12
70.00	30.00	1.03	42.90	4.25	38.64	47.15
80.00	20.00	1.50	51.35	5.07	46.27	56.42
90.00	10.00	2.25	64.86	6.50	58.36	71.37
95.00	5.00	2.97	77.83	7.96	69.88	85.79
98.00	2.00	3.90	94.62	9.90	84.72	104.52
99.00	1.00	4.60	107.20	11.37	95.83	118.57
99.50	0.50	5.30	119.73	12.86	106.87	132.59
99.80	0.20	6.21	136.27	14.83	121.44	151.10
99.90	0.10	6.91	148.76	16.32	132.44	165.09
99.95	0.05	7.60	161.26	17.83	143.43	179.08
99.99	0.01	9.21	190.26	21.32	168.94	211.58

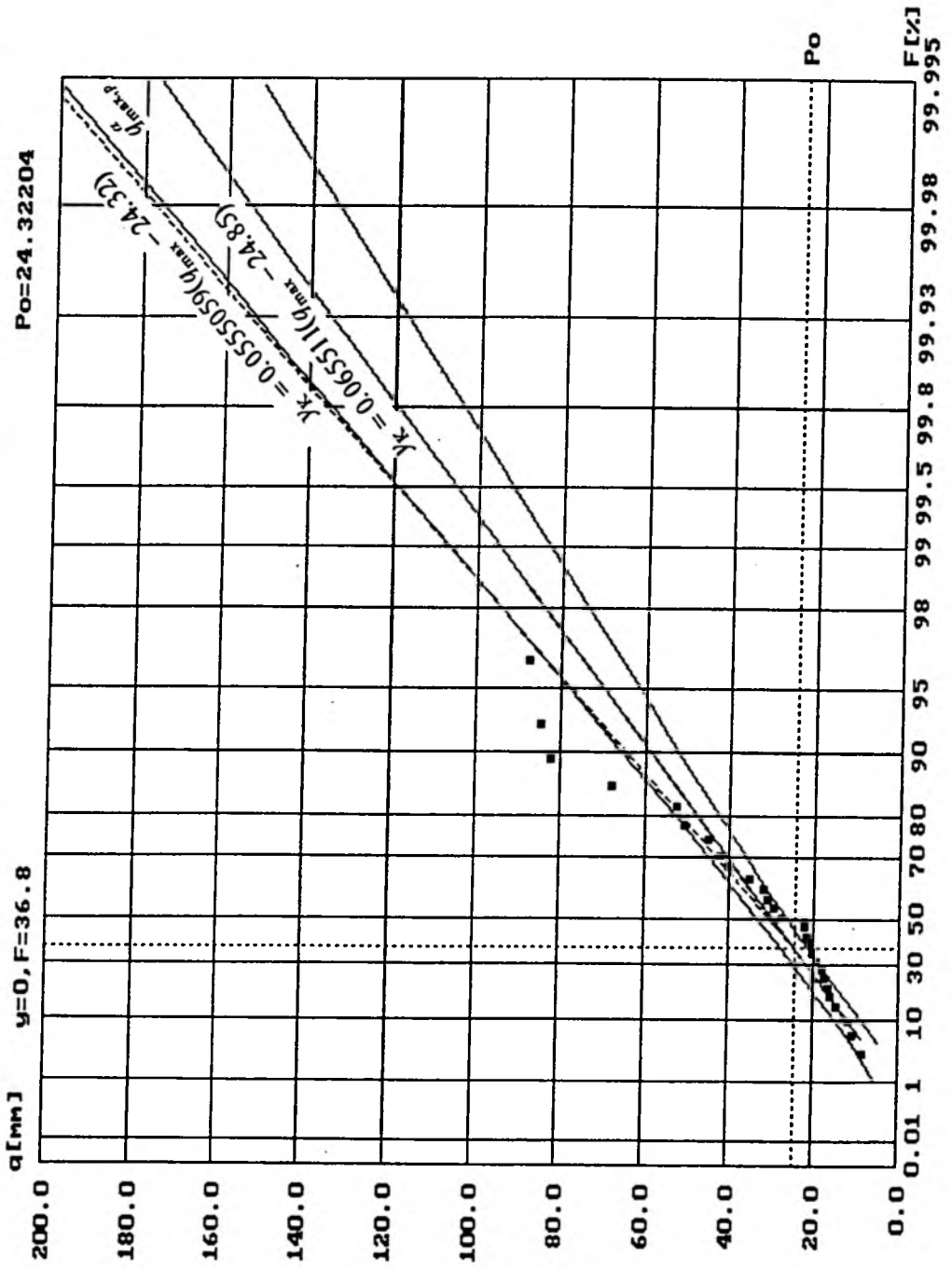
F[%]	p[%]	y	Q[m ³ /s]	$\sigma(Q)$ [m ³ /s]	dg[m ³ /s]	gg[m ³ /s]
50.00	50.00	0.3	47.96	5.12	42.84	53.09
60.00	40.00	0.6	56.49	5.74	50.75	62.23
70.00	30.00	1.0	66.53	6.60	59.93	73.12
80.00	20.00	1.5	79.63	7.86	71.77	87.50
90.00	10.00	2.2	100.60	10.09	90.51	110.69
95.00	5.00	2.9	120.71	12.34	108.37	133.06
98.00	2.00	3.9	146.75	15.35	131.40	162.10
99.00	1.00	4.6	166.26	17.64	148.62	183.90
99.50	0.50	5.3	185.70	19.94	165.76	205.64
99.80	0.20	6.2	211.34	23.00	188.34	234.34
99.90	0.10	6.9	230.72	25.32	205.40	256.04
99.95	0.05	7.6	250.10	27.65	222.45	277.74
99.99	0.01	9.2	295.07	33.06	262.01	328.14

Tabela 5.8. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y , błędu estymacji $\sigma(q)$ ($\sigma(Q)$) oraz dolnej dg i górnej gg granicy przedziału ufności przy $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$) dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p w zlewni niekontrolowanej do przekroju Szaflary.

F[%]	p[%]	y	q[mm]	$\sigma(q)$ [mm]	dg[mm]	gg[mm]
50.00	50.00	0.37	31.13	3.41	27.72	34.53
60.00	40.00	0.67	36.80	3.81	32.98	40.61
70.00	30.00	1.03	43.47	4.38	39.08	47.85
80.00	20.00	1.50	52.18	5.23	46.95	57.41
90.00	10.00	2.25	66.12	6.71	59.41	72.82
95.00	5.00	2.97	79.49	8.20	71.28	87.69
98.00	2.00	3.90	96.79	10.20	86.59	106.99
99.00	1.00	4.60	109.76	11.72	98.03	121.48
99.50	0.50	5.30	122.68	13.25	109.42	135.93
99.80	0.20	6.21	139.72	15.29	124.44	155.01
99.90	0.10	6.91	152.61	16.83	135.78	169.44
99.95	0.05	7.60	165.49	18.38	147.11	183.86
99.99	0.01	9.21	195.38	21.98	173.40	217.36

F[%]	p[%]	y	Q[m ³ /s]	$\sigma(Q)$ [m ³ /s]	dg[m ³ /s]	gg[m ³ /s]
50.00	50.00	0.37	75.66	8.28	67.38	83.94
60.00	40.00	0.67	89.44	9.27	80.17	98.71
70.00	30.00	1.03	105.65	10.66	95.00	116.31
80.00	20.00	1.50	126.83	12.70	114.12	139.53
90.00	10.00	2.25	160.70	16.30	144.40	177.00
95.00	5.00	2.97	193.20	19.94	173.26	213.13
98.00	2.00	3.90	235.26	24.80	210.46	260.05
99.00	1.00	4.60	266.77	28.50	238.28	295.27
99.50	0.50	5.30	298.18	32.22	265.96	330.39
99.80	0.20	6.21	339.61	37.15	302.45	376.76
99.90	0.10	6.91	370.92	40.90	330.02	411.83
99.95	0.05	7.60	402.22	44.66	357.56	446.89
99.99	0.01	9.21	474.88	53.42	421.47	528.30

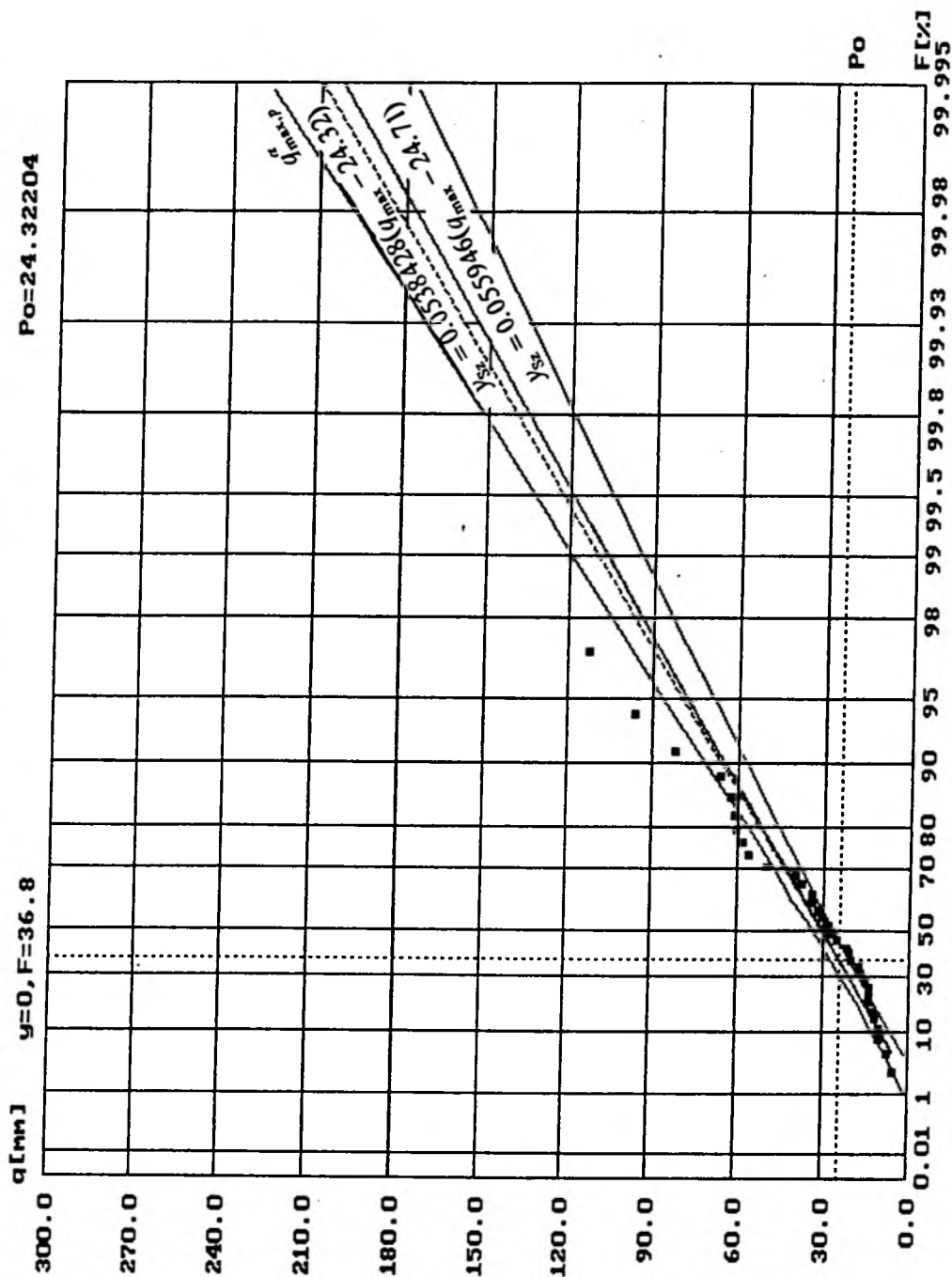
Rys. 5.13. Dystrybuanta teoretyczna przepływów określona na podstawie: ciągu pomiarowego (—) wraz z przedziałem ufności $q_{\max,p}^{\sigma}$ (-) i metody Gradex-ZN (---) oraz dystrybuanta empiryczna (♦) dla przekroju Koniówka.



1961-94 (tj. dla zlewni kontrolowanej), z równaniem prostej, opisującej teoretyczny rozkład przepływów, wynikający z metody Gradex-ZN (tj. dla zlewni do wodowskazu Szaflary przyjętej jako zlewnia niekontrolowana) (rys. 5.14). Na (rys. 5.13 i 5.14) przedstawiono teoretyczną dystrybuantę przepływów maksymalnych określoną odpowiednio na podstawie 27-letniego i 34-letniego ciągu pomiarowego (—) (tak samo oznaczono granice przedziału ufności dla tych rozkładów) i z metody Gradex-ZN (---) oraz dystrybuantę empiryczną przepływów (♦). Równanie teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa dla przekroju Koniówka i Szaflary uzyskano w postaci: $y_K = 0.065511(q_{\max} - 24.85)$ i $y_{Sz} = 0.055946(q_{\max} - 24.71)$ dla ciągu przepływów maksymalnych rocznych przyjmując, że podlegają one rozkładowi Gumbela (Fishera-Tippetta typu I) zaś z metody Gradex-ZN otrzymano w postaci: $y_K = 0.0555059(q_{\max} - 24.32)$ oraz $y_{Sz} = 0.0538428(q_{\max} - 24.32)$.

Z porównania wartości przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, uzyskanych z prostej wyznaczonej na podstawie metody Gradex-ZN z wartościami przepływów maksymalnych obliczonych z teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa oszacowanego na podstawie 27-elementowego ciągu obserwacyjnego dla przekroju Koniówka, wynika, że wartości te różnią się, lecz dla prawdopodobieństw przewyższenia $p \geq 2\%$ ($F \leq 98.0\%$) mieszczą się w granicach przedziału ufności, ustalonego dla rozkładu szacowanego na podstawie 27-letniego ciągu przepływów, przyjętego na poziomie ufności równym $P_\alpha = 0.68$ (rys. 5.13). Kwantyle o prawdopodobieństwie przewyższenia $p < 2\%$ ($F > 98.0\%$) wychodzą jednak poza górną granicę przedziału ufności. Natomiast dla przekroju Szaflary wartości przepływów maksymalnych prawdopodobnych, uzyskane z prostej wyznaczonej na podstawie metody Gradex-ZN, mieszczą się, dla całego spektrum prawdopodobieństw przewyższenia, w granicach przedziału ufności, ustalonego dla rozkładu szacowanego na podstawie 34-letniego ciągu przepływów w tym przekroju, przyjętego na poziomie ufności równym $P_\alpha = 0.68$ (rys. 5.14).

Rys. 5.14. Dystrybuanta teoretyczna przepływów określona na podstawie: ciągu pomiarowego (—) wraz z przedziałem ufności $q_{max,p}^{\sigma}$ (-) i metody Gradex-ZN (---) oraz dystrybuanta empiryczna (♦) dla przekroju Szafiary.



W celu porównania otrzymanych wyników obliczeń w postaci liczbowej, zamieszczono je w tab. 5.9-5.11 dla przekroju Koniówka i w tab 5.12-5.14 dla przekroju Szaflary. W tab. 5.9 i 5.12 podano wartości przepływów maksymalnych q_{\max} (w tab. q lub Q w zależności od przyjętych jednostek) 27-letniego i 34-letniego ciągu pomiarowego odpowiednio w przekroju Koniówka i Szaflary oraz odpowiadające im wartości empiryczne dystrybuanty F i empirycznego prawdopodobieństwa przewyższenia p . W tab. 5.10 i 5.13 podano, dla wybranych prawdopodobieństw przewyższenia p , wartości poszczególnych kwantyli $q_{\max,p}$ (w tab. q lub Q) oraz wartości dolnej i górnej granicy przedziału ufności $q_{\max,p}^{\alpha}$ (w tab. dg i gg) przy poziomie ufności równym $P_{\alpha} = 0.68$ przyjmując, że zmienna losowa q_{\max} (28-letni i 34-letni ciąg przepływów maksymalnych pomierzonych odpowiednio w przekroju Koniówka i Szaflary) podlega rozkładowi Fishera-Tippetta typu I (Gumbela). Natomiast w tab. 5.11 i 5.14 dla powyższych prawdopodobieństw przewyższenia p , podano wartości kwantyli $q_{\max,p}$ (w tab. q lub Q) obliczone odpowiednio dla przekroju Koniówka i Szaflary z metody Gradex-ZN oraz podano dla tych kwantyli wartości błędu względnego δ_{q_G} (5.12) (w tab. δ) wyrażonego w procentach.

Analizując otrzymane wyniki obliczeń przedstawione w tab. 5.11 i 5.14 stwierdzono, że otrzymane oszacowanie kwantyli $q_{\max,p}$ (q_G , w tab. q) z metody Gradex-ZN można uznać za zadawalające w przypadku przekroju Koniówka, gdyż błąd względny kwantyla δ_{q_G} nie przekracza 13% dla małych prawdopodobieństw przewyższenia, tj. $p \leq 2\%$, przy których wartości powyższych kwantyli znajdują się ponad górną granicą przedziału ufności, a w przypadku przekroju Szaflary za bardzo dobre, gdyż błąd względny kwantyla δ_{q_G} nie przekracza 3% dla wszystkich prawdopodobieństw przewyższenia w całym obszarze ekstrapolacji.

Tabela 5.9. Wartości zmiennej losowej q (Q), empirycznej dystrybuanty F i empirycznego prawdopodobieństwa przewyższenia p dla 27-letniego ciągu przepływów maksymalnych w przekroju Koniówka.

q [mm]	Q [m ³ /s]	F [%]	p [%]
87.69	136.00	96.43	3.57
85.11	132.00	92.86	7.14
82.53	128.00	89.29	10.71
68.35	106.00	85.71	14.29
52.87	82.00	82.14	17.86
51.13	79.30	78.57	21.43
45.52	70.60	75.00	25.00
42.81	66.40	71.43	28.57
40.69	63.10	67.86	32.14
35.46	55.00	64.29	35.71
32.37	50.20	60.71	39.29
31.21	48.40	57.14	42.86
29.66	46.00	53.57	46.43
27.73	43.00	50.00	50.00
22.76	35.30	46.43	53.57
22.37	34.70	42.86	57.14
21.79	33.80	39.29	60.71
20.76	32.20	35.71	64.29
19.54	30.30	32.14	67.86
18.57	28.80	28.57	71.43
17.73	27.50	25.00	75.00
16.83	26.10	21.43	78.57
16.31	25.30	17.86	82.14
14.89	23.10	14.29	85.71
12.38	19.20	10.71	89.29
11.22	17.40	7.14	92.86
8.83	13.70	3.57	96.43

Tabela 5.10. Wartości kwantyli q (Q) i zmiennej zredukowanej y oraz dolnej dg i górnej gg granicy przedziału ufności przy $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$) dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p obliczone z rozkładu oszacowanego na podstawie 27-letniego ciągu przepływów pomierzonych w przekroju Koniówka.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	dg[m ³ /s]	gg[m ³ /s]
50.00	50.00	30.45	47.22	0.37	41.87	52.57
60.00	40.00	35.11	54.45	0.67	48.46	60.44
70.00	30.00	40.59	62.95	1.03	56.06	69.84
80.00	20.00	47.75	74.05	1.50	65.84	82.26
90.00	10.00	59.20	91.82	2.25	81.29	102.35
95.00	5.00	70.19	108.86	2.97	95.98	121.75
98.00	2.00	84.41	130.92	3.90	114.90	146.94
99.00	1.00	95.07	147.45	4.60	129.03	165.87
99.50	0.50	105.69	163.92	5.30	143.10	184.74
99.80	0.20	119.70	185.65	6.21	161.64	209.66
99.90	0.10	130.29	202.07	6.91	175.63	228.50
99.95	0.05	140.87	218.49	7.60	189.62	247.35
99.99	0.01	165.44	256.59	9.21	222.07	291.12

Tabela 5.11. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y i błędu względnego kwantyla δ dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p uzyskane na podstawie metody Gradex-ZN dla zlewni niekontrolowanej do przekroju Koniówka.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	δ [%]
50.00	50.00	30.93	47.96	0.37	1.55
60.00	40.00	36.42	56.49	0.67	3.62
70.00	30.00	42.90	66.53	1.03	5.38
80.00	20.00	51.35	79.63	1.50	7.00
90.00	10.00	64.86	100.60	2.25	8.73
95.00	5.00	77.83	120.71	2.97	9.82
98.00	2.00	94.62	146.75	3.90	10.79
99.00	1.00	107.20	166.26	4.60	11.31
99.50	0.50	119.73	185.70	5.30	11.73
99.80	0.20	136.27	211.34	6.21	12.16
99.90	0.10	148.76	230.72	6.91	12.42
99.95	0.05	161.26	250.10	7.60	12.64
99.99	0.01	190.26	295.07	9.21	13.04

Tabela 5.12. Wartości zmiennej losowej q (Q), empirycznej dystrybuanty F i empirycznego prawdopodobieństwa przewyższenia p dla 34-letniego ciągu przepływów maksymalnych w przekroju Szaflary.

q [mm]	Q [m ³ /s]	F [%]	p [%]
113.55	276.00	97.14	2.86
97.10	236.00	94.29	5.71
82.29	200.00	91.43	8.57
66.65	162.00	88.57	11.43
62.95	153.00	85.71	14.29
62.13	151.00	82.86	17.14
60.89	148.00	80.00	20.00
58.83	143.00	77.14	22.86
56.78	138.00	74.29	25.71
50.19	122.00	71.43	28.57
40.57	98.60	68.57	31.43
38.06	92.50	65.71	34.29
34.81	84.60	62.86	37.14
34.56	84.00	60.00	40.00
32.75	79.60	57.14	42.86
31.06	75.50	54.29	45.71
28.72	69.80	51.43	48.57
27.98	68.00	48.57	51.43
25.92	63.00	45.71	54.29
22.38	54.40	42.86	57.14
21.81	53.00	40.00	60.00
20.98	51.00	37.14	62.86
18.31	44.50	34.29	65.71
17.20	41.80	31.43	68.57
16.29	39.60	28.57	71.43
14.61	35.50	25.71	74.29
14.40	35.00	22.86	77.14
14.36	34.90	20.00	80.00
13.04	31.70	17.14	82.86
12.38	30.10	14.29	85.71
11.36	27.60	11.43	88.57
11.31	27.50	8.57	91.43
8.02	19.50	5.71	94.29
5.88	14.30	2.86	97.14

Tabela 5.13. Wartości kwantyli q (Q) i zmiennej zredukowanej y oraz dolnej dg i górnej gg granicy przedziału ufności przy $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$) dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p obliczone z rozkładu oszacowanego na podstawie 34-letniego ciągu przepływów pomierzonych w przekroju Szaflary.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	dg[m ³ /s]	gg[m ³ /s]
50.00	50.00	31.26	75.98	0.37	67.23	84.73
60.00	40.00	36.72	89.24	0.67	79.45	99.04
70.00	30.00	43.14	104.85	1.03	93.58	116.11
80.00	20.00	51.52	125.22	1.50	111.80	138.65
90.00	10.00	64.93	157.82	2.25	140.60	175.05
95.00	5.00	77.80	189.10	2.97	168.02	210.17
98.00	2.00	94.45	229.58	3.90	203.37	255.78
99.00	1.00	106.93	259.91	4.60	229.79	290.03
99.50	0.50	119.37	290.13	5.30	256.09	324.18
99.80	0.20	135.77	330.01	6.21	290.74	369.27
99.90	0.10	148.17	360.14	6.91	316.91	403.37
99.95	0.05	160.57	390.27	7.60	343.06	437.47
99.99	0.01	189.34	460.20	9.21	403.74	516.65

Tabela 5.14. Wartości kwantyli q (Q), zmiennej zredukowanej y i błędu względnego kwantyla δ dla wybranych dystrybuant F - prawdopodobieństw przewyższenia p uzyskane na podstawie metody Gradex-ZN dla zlewni niekontrolowanej do przekroju Szaflary.

F[%]	p[%]	q[mm]	Q[m ³ /s]	y	δ [%]
50.00	50.00	31.13	75.66	0.37	0.42
60.00	40.00	36.80	89.44	0.67	0.22
70.00	30.00	43.47	105.65	1.03	0.76
80.00	20.00	52.18	126.83	1.50	1.26
90.00	10.00	66.12	160.70	2.25	1.79
95.00	5.00	79.49	193.20	2.97	2.12
98.00	2.00	96.79	235.26	3.90	2.41
99.00	1.00	109.76	266.77	4.60	2.57
99.50	0.50	122.68	298.18	5.30	2.70
99.80	0.20	139.72	339.61	6.21	2.83
99.90	0.10	152.61	370.92	6.91	2.91
99.95	0.05	165.49	402.22	7.60	2.97
99.99	0.01	195.38	474.88	9.21	3.09

5.2.5. Wnioski.

Reasumując, mimo pewnych uproszczeń przyjętych w założeniach metody Gradex-ZN dla rozpatrywanych przykładów otrzymano dobre oszacowanie kwantyli, tj. przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia. Wyniki obliczeń otrzymane dla rozpatrywanych przykładów wykazały, że metoda ta może być zastosowana przy określaniu przepływów prawdopodobnych dla zlewni niekontrolowanych, gdyż otrzymano stosunkowo mały błąd względny poszczególnych kwantyli. Ocenę otrzymanych wyników we wszystkich przypadkach wykonano przyjmując jako kryterium weryfikujące wartości kwantyli oszacowane na podstawie "długich" ciągów przepływów maksymalnych pomierzonych w przekrojach Osielec, Koniówka i Szaflary.

W celu ułatwienia obliczeń oprogramowano procedurę obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia przy wykorzystaniu zaproponowanej metody Gradex-ZN, opracowując program obliczeniowy Gradex-Z(lewnia) N(iekontrolowana) (zał. D).

6. WNIOSKI KOŃCOWE.

Przedstawione w pracy zagadnienia dotyczące zapewnienia miarodajnej informacji hydrologicznej dla potrzeb gospodarki wodnej, tj. zagadnienia związane z metodami badania jednorodności (wykrywania niejednorodności) ciągów pomiarowych przepływów oraz z metodami określania przepływów maksymalnych prawdopodobnych w sytuacjach braku długich ciągów przepływów pozwalają na sformułowanie następujących wniosków:

- Poprawne określanie charakterystyk przepływów maksymalnych, niezależnie od zastosowanej metody ich wyznaczania, wymaga posiadania wiarygodnych i jednorodnych danych pomiarowych.
- Analizę jednorodności ciągów pomiarowych przepływów maksymalnych proponuje się wykonywać etapowo, poczynając od badania jednorodności apriorycznej, eliminując kolejno poszczególne rodzaje ewentualnej niejednorodności genetycznej i kończąc na badaniu niejednorodności wykrywanej metodami statystycznymi.
- Do wykrywania niejednorodności statystycznej ciągów pomiarowych zmiennych losowych o dowolnym rozkładzie prawdopodobieństwa, najprostszymi metodami i jednocześnie dającymi dobre rezultaty okazały się nieparametryczne testy statystyczne.
- Z pośród proponowanych w pracy testów statystycznych, sekwencyjny ilorazowy test Walda, zmodyfikowany przez autora pracy (wersja nieparametryczna), rozwiązuje zagadnienie badania niejednorodności w sposób kompleksowy dając możliwości ustalenia punktu niejednorodności oraz powiększenia liczebności jednej części ciągu, uznanej przez test za jednorodną, o elementy pochodzące z sąsiedniej części ciągu pomiarowego.
- Zaproponowana i zmodyfikowana w pracy metoda Gradex (Gradex-KC) może być, co potwierdziły wyniki uzyskane w przykładach, stosowana w praktyce inżynierskiej do określania przepływów maksymalnych prawdopodobnych w

przekrojach obliczeniowych posiadających krótkie ciągi pomiarowe przepływów.

- W porównaniu z innymi metodami stosowanymi w sytuacji krótkiego ciągu przepływów w przekroju obliczeniowym i posiadania dodatkowej informacji w postaci ciągu pomiarowego opadów, tj. w porównaniu z metodami jawnego i niejawnego wydłużania ciągu, metoda Gradex-KC obarczona jest znacznie mniejszym błędem względnym co przemawia za jej wyborem i stosowaniem w pierwszej kolejności.
- Zaproponowane rozszerzenie metody Gradex-KC na zlewnie niekontrolowane, tj. metoda Gradex-ZN, mimo pewnych uproszczeń przyjętych w założeniach, dała w rozpatrywanych przykładach dobre oszacowanie charakterystyk przepływów maksymalnych i może być zalecona do stosowania w praktyce inżynierskiej.
- Należy podkreślić, że do zapewnienia miarodajnej informacji hydrologicznej dla potrzeb gospodarki wodnej wymagane jest posiadanie długiego i jednorodnego ciągu pomiarowego przepływów w przekroju obliczeniowym. W przypadku posiadania krótkiego ciągu pomiarowego wymóg ten nie jest spełniony i wówczas należy zastosować jedną z metod obliczeniowych przedstawionych w niniejszej pracy. W przypadku całkowitego braku bezpośrednich pomiarów przepływów w przekroju obliczeniowym zawsze pożądane jest założenie okresowej stacji wodowskazowej tak, aby na podstawie uzyskanych pomiarów przepływów oraz metod zaproponowanych w tej pracy możliwe było określenie wymaganych charakterystyk hydrologicznych.
- Wszystkie zamieszczone w pracy procedury obliczeniowe zostały oprogramowane, co ułatwia używanie proponowanych metod w zastosowaniach inżynierskich.

LITERATURA.

- Adamowski K., Ozga-Zielińska M., Ozga-Zieliński B., 1990. Niejednorodność zjawisk hydrologicznych - metody jej wykrywania. Seminaria Instytutu Inżynierii Środowiska Politechnika Warszawska, Warszawa.
- Analyzing long time series of hydrological data with respect to climate variability. 1988, WMO/TD, No. 224.
- Andrejanov V.G., 1975. Meteorological and hydrological data required in planning the development of water resources. WMO, No. 419.
- Bajkiewicz-Grabowska E., 1985. Identyfikacja parametrów hydrogramu jednostkowego na podstawie fizycznych własności zlewni. Przegląd Geofizyczny, z.4.
- Bendat J.S., Piersol A.G., 1976. Metody analizy i pomiaru sygnałów losowych. PWN, Warszawa.
- Box G.E.P., Jenkins G.M., 1983. Analiza szeregów czasowych. Prognozowanie i sterowanie. PWN, Warszawa.
- Brzeziński J., 1996. Obiektywizacja doboru zlewni analogicznej. Gospodarka Wodna, nr 6.
- Buishand T.A., 1979. Urbanization and changes in precipitation, a statistical approach. Journal of Hydrology, 40, 365-375.
- Buishand T.A., 1981. The analysis of homogeneity of long-term rainfall records in the Netherlands. Scientific report 81-7, KNMI, De Bilt.
- Buishand T.A., 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. Journal of Hydrology, 58, 11-27.
- Buishand T.A., 1984. Tests for detecting a shift in the mean of hydrological time series. Journal of Hydrology, 73, 51-69.
- Burn D.H., 1990. Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach. Water Resources Research, vol. 26, no. 10, 2257-2265.

- Byczkowski A., Ciepielowski A., 1974. Warunki powstawania i metody obliczania wód wielkich w małych zlewniach. *Gospodarka Wodna*, nr 11.
- Casebook of methods for computation of quantitative changes in the hydrological regime of river basins due to human activities. 1980, IHP, Project 5.1, Chairman H.J. Colenbrander, S&R in H 28, UNESCO.
- Czamara W., Wołoszyn J., 1986. Obliczanie maksymalnych przepływów o niskiej częstotliwości pojawiania się metodą "Gradex". *Wiadomości Melioracyjne i Łąkarskie*, nr 4.
- Cunnane C., 1989. Statistical distributions for flood frequency analysis. WMO, No. 718.
- Dahmen E.R., Hall M.J., 1990. Screening of hydrological data: Tests for stationarity and relative consistency. ILRI Publication No. 49.
- Design flood determination by the Gradex method. 1994, Barrages & Reservoirs, 18 Congres CIGB/ICOLD, No 2.
- Dettinger M.D., Ghil M., Strong Ch.M., Weibel W., Yiou P., 1995, Software expedites singular-spectrum analysis of noisy time series. EOS Editor, American Geophysical Union, January.
- Domański Cz., 1990, Testy statystyczne. PWE, Warszawa.
- Duband D., 1993. La methode du Gradex (GRADient des valeurs EXtremes) pour calculer la probabilite des crues rares et extremes des barrages (evacuateurs). Materiały seminarium polsko-francuskiego, IMGW, Warszawa.
- Duband D., Garcon R., 1992. Extreme precipitation values and their frequencies: Can we rely on our estimates ?. International Symposium on Dams and Extreme Floods, Granada, Spain.
- Dynowska I., Jankowski A.T., Soja R., 1985. Metody oceny wpływu gospodarczej działalności człowieka na odpływ. *Folia Geographica, Series Geographica-Physica*, vol. XVII.

- Eichert B.S., Kindler J., Schultz G.A., Sokolov A.A., 1982. Methods of hydrological computations for water projects. IHP, Project 3.1, S&R in H 38, UNESCO.
- Fal B., 1979, Przestrzenna zmienność przepływów maksymalnych w nizinnej części Polski. Materiały Badawcze, Seria: Hydrologia i Oceanografia, IMGW, Warszawa.
- Feluch W., 1987, Nieparametryczna estymacja funkcji gęstości na przykładzie przepływów maksymalnych rocznych. Seminaria Instytutu Inżynierii Środowiska, Politechnika Warszawska, Warszawa.
- Figuła K., 1965, Wyniki badań nad wpływem lasu na stosunki hydrologiczne w górach. Kom. Zagosp. Ziem Górskich, 9.
- Fleming G., 1973. Flood Frequency And The Effects Of Catchment Changes. Water and Water Engineering, April.
- Friedrich M., 1974. Wpływ zmian w plonowaniu na przepływy rzeki Regi. Akademia Rolnicza w Szczecinie.
- Gleick P.H., 1986. Methods for evaluating the regional hydrologic impacts of global climatic changes. Journal of Hydrology, 88, 97-116.
- Góral M., 1972. Analiza gospodarki wodnej na zbiorniku Goczałkowice. Okręgowy Zarząd Wodny, Kraków, (maszynopis).
- Greń J., 1975. Statystyka matematyczna. Modele i zadania. PWN, Warszawa.
- Guide to Hydrological Practices. Vol II Analysis, forecasting and other applications. 1983, WMO, No. 168.
- Guillot P., 1993. The arguments of the gradex method: a logical support to assess extreme floods. Proceedings of the Yokohama Symposium, IAHS Publ., no. 213.
- Guillot P., Duband D., 1968. La methode du Gradex pour le calcul de la probabilité des crues a partir des pluies. Journees de L'Hydraulique, Paris.
- Haines Y.Y., Kindler J., Plate E.J., 1987. The process of water resources project planning: a system approach. IHP, Project A 4.3, S&R in H 44, UNESCO.

- Hollis G.E., Lockett J.K., 1976. The response of natural river channels to urbanization: Two case studies from southeast England. *Journal of Hydrology*, 30, 351-363.
- Jankowski A.T., 1977. Wpływ urbanizacji na kształtowanie się zwierciadła wód podziemnych pierwszego horyzontu wodonośnego na terenie Bydgoszczy. *Roczniki Rady Naukowej Urzędu Wojewódzkiego w Bydgoszczy*, z. 3.
- Jokiel P., Kożuchowski K., 1989. Zmiany wybranych charakterystyk hydroklimatycznych Polski w bieżącym stuleciu. *Dokumentacja Geograficzna*, z. 6, IGiPZ, PAN.
- Kaczmarek Z., 1960. Przedział ufności jako miara dokładności oszacowania prawdopodobnych przepływów powodziowych. *Wiad. Służ. Hydro. i Meteo.*, t. VII, z. 4, PWK, PIHM, Warszawa.
- Kaczmarek Z., 1967. Ocena parametrów rozkładu logarytmiczno-normalnego na podstawie związków korelacyjnych pomiędzy zmiennymi. *Przegląd Geofizyczny*, z. 3-4.
- Kaczmarek Z., 1970. *Metody statystyczne w hydrologii i meteorologii*. WKiŁ, Warszawa.
- Kindler J., 1984. Wokół przewodnich zasad gospodarki wodnej i niektórych metod badawczych z nią związanych. *Przegląd Geofizyczny*, z. 4.
- Kindler J., Russell C.S., 1984. *Modeling water demands*. Academic Press, London.
- Kindler J., 1990. User requirements for hydrological services and related economic studies. *Proceedings of the Technical Conference, Geneva, WMO*, No. 733.
- Kinosita T., Sonda T., 1967. Change of runoff due to urbanization. *International Symposium On Floods And Their Computation*, UNESCO, Leningrad.
- Kite G., 1989. Use of time series analysis to detect climatic change. *Journal of Hydrology*, 111, 259-279.

- Klemes V., 1973. Applications of hydrology to water resources management. WMO, No. 356.
- Kopeć S., Kurek S., 1975. Wpływ szaty roślinnej na odpływ i retencję w małych zlewniach górskich na przykładzie górnego Grajczarka. Zesz. Probl. Podst. Nauk Rol., nr 162.
- Kottegoda N.T., 1985. Assessment of non-stationarity in annual series through evolutionary spectra. *Journal of Hydrology*, 76, 381-402.
- Kundzewicz Z., 1985. Modele hydrologiczne ruchu fali powodziowych. Monografie Komitetu Gospodarki Wodnej PAN. Warszawa
- L'application de la methode du Gradex a l'estimation des crues de faible frequence. 1972, Division Hydrologie, C.T.G.R.E.F..
- Lowing M.J., Made van der J.W., 1987. Casebook of methods for computing hydrological parameters for water projects. IHP, Project A 2.10, S&R in H 48, UNESCO.
- Łaski A., Kindler J., 1976. The Vistula River Project. Proceedings of the Workshop on the Vistula and Tisza River Basins, CP-76-5 IIASA, Laxenburg, Austria.
- Metody i programy komputerowe wykrywania, testowania i uwzględniania statystycznej niejednorodności ciągów hydrologicznych występującej jako efekt antropopresji. 1990, Sprawozdanie CPBR 11.10-37.3.2., Instytut Inżynierii Środowiska, Politechnika Warszawska.
- Mitosek H.T., 1992. Odzwierciedlenie wahań klimatu w rocznych seriach czasowych - podejście statystyczne. *Przegląd Geofizyczny*, z. 1-2.
- Mitosek H.T., 1993, Informacyjne kryterium Akaike i jego wykorzystanie w hydrologii. *Przegląd Geofizyczny*, z. 1.
- Mutua F.M., 1994. The use of the Akaike Information Criterion in the identification of an optimum flood frequency model. *Hydrological Sciences Journal*, 39.

- Nash L.L., Gleick P.H., 1991. Sensitivity of streamflow in the Colorado basin to climatic changes. *Journal of Hydrology*, 125, 221-241.
- Opracowanie zasad i wytycznych przeprowadzania obliczeń hydrologicznych oraz transformacji informacji hydrologicznej dla potrzeb planowania, projektowania i eksploatacji w gospodarce wodnej i hydrotechnice. 1985, Instytut Inżynierii Środowiska, Politechnika Warszawska.
- Ostrowski J., 1994. Model regionalny małej zlewni MOREMAZ-1. *Mat. Badawcze IMGW, Seria: Hydrologia i Oceanologia-17*, Warszawa.
- Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., 1994a. *Hydrologia stosowana*. PWN, Warszawa.
- Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., Feluch W., 1994b. Meso-scale hydrologic modeling for climate impact assessments: A conceptual and a regression approach. IIASA, Laxenburg, Austria.
- Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., Ozga-Zieliński B., 1995. Zasady określania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia przy projektowaniu obiektów gospodarki wodnej. IMGW, maszynopis.
- Ozga-Zielińska M., Ozga-Zieliński B., 1991. Streamflow Regime Changes Caused By River Basin Development - Methods Of Analysis. *Mitteilungsblatt Des Hydrographischen Dienstes In Osterreich*, Nr. 65/66, Wien.
- Ozga-Zieliński B., 1987. Badanie statystycznej niejednorodności ciągów pomiarowych. *Gospodarka Wodna*, nr 10.
- Ozga-Zieliński B., 1992a, Wykorzystanie sekwencyjnego ilorazowego testu Walda do wyboru rozkładu prawdopodobieństwa. *Wiadomości IMGW*, nr 4.
- Ozga-Zieliński B., 1992b. Modyfikacja i zastosowanie sekwencyjnego ilorazowego testu Walda do badania jednorodności ciągów pomiarowych. *Przegląd Geofizyczny*, zeszyt 3-4.
- Ozga-Zieliński B., 1994. Zastosowanie metody Gradex do określania przepływów maksymalnych rocznych o określonym prawdopodobieństwie występo-

- wania w przypadku krótkich ciągów pomiarowych przepływu. Wiadomości Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej, zeszyt 1.
- Ozga-Zieliński B., 1995. Określanie przepływów maksymalnych w przypadku krótkich ciągów pomiarowych. *Gospodarka Wodna*, nr 11.
- Petts G.E., Lewin J., 1979. Physical effects of reservoirs on river systems. Man's impact on the hydrological cycle in the United Kingdom, G.E. Hollis, Geobooks.
- Podstawy hydrologii dynamicznej. 1990, Praca zbiorowa pod red. U. Soczyńskiej. Wyd. Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa
- Pruchnicki J., 1976. Zastosowanie testów nieparametrycznych do wykrywania niejednorodności ciągów klimatycznych. *Przegląd Geofizyczny*, zeszyt 4.
- Przepisy w sprawie warunków technicznych, którym powinny odpowiadać obiekty inżynierskie i urządzenia techniczne gospodarki wodnej w zakresie budownictwa hydrotechnicznego. 1969, CUGW, Warszawa.
- Punzet J., 1979. Przebieg wezbrania w dorzeczu górnej Wisły. *Gospodarka Wodna*, nr 2.
- Riggs H.C., 1985. Streamflow characteristics. *Developments in Water Science*, 22, Elsevier Science Publishers B.V., Amsterdam.
- Robinson M., 1986. Changes in catchment runoff following drainage and afforestation. *Journal of Hydrology*, 86, 71-84.
- Ruprecht J.K., Schofield N.J., 1989. Analysis of streamflow generation following deforestation in southwest western Australia. *Journal of Hydrology*, 105, 1-17.
- Ruprecht J.K., Schofield N.J., 1991a. Effects of partial deforestation on hydrology and salinity in high salt storage landscapes I. Extensive block clearing. *Journal of Hydrology*, 129, 19-38.
- Ruprecht J.K., Schofield N.J., 1991b. Effects of partial deforestation on hydrology and salinity in high salt storage landscapes II. Strip, soil and parkland clearing. *Journal of Hydrology*, 129, 39-55.

- Selection of design flood - Current methods. 1992, Commission Internationale des Grands Barrages, Paris.
- Sen Z., 1978. Autorun analysis of hydrologic time series. *Journal of Hydrology*, 36, 75-85.
- Sen Z., 1979. Application of the autorun test to hydrologic data. *Journal of Hydrology*, 42, 1-7.
- Shiklomanov A., 1989. Climate and water resources. *Hydrological Sciences Journal*, Vol. 34, No. 5, 495-529.
- Soczyńska U., 1987. Geomorfologiczne podstawy symulacji hydrogramu w zlewni niekontrolowanej. *Przegląd Geofizyczny*, z.2
- Strupczewski W., 1967. Przekształcanie rozkładów zmiennych hydrologicznych do rozkładu normalnego. *Wiadomości Służby Hydrologicznej i Meteorologicznej*, z. 2.
- Strupczewski W., 1969. Wyznaczanie charakterystyk statystycznych pewnego zjawiska hydrometeorologicznego przy wykorzystaniu informacji zawartych w obserwacjach zjawisk mu pokrewnych. Praca habilitacyjna, Politechnika Warszawska, (maszynopis).
- Szturc J., 1991. Metodyka badań hydrologicznych w rejonie uprzemysłowionym (na przykładzie G.O.P.-u). Praca doktorska, IMGW Oddz. Katowice, Katowice.
- Więzik B., 1987. Geomorfoklimatyczny hydrogram odpływu. *Przegląd Geofizyczny*, z.3.
- Więzik B., 1988. Prognostyczny model odpływu ze zlewni. Politechnika Krakowska Monografia 67, Kraków.
- Wiltshire S.E., 1986a. Regional flood frequency analysis I: Homogeneity statistics. *Hydrological Sciences Journal*, 31(3).
- Wiltshire S.E., 1986b. Regional flood frequency analysis II: Multivariate classification of drainage basins in Britain. *Hydrological Sciences Journal*, 31(3).

- Yevjevich V., Jeng R.I., 1969. Properties of non-homogeneous hydrologic series. Hydrology Papers Colorado State University, No. 32.
- Zasady obliczania maksymalnych rocznych przepływów rzek polskich o określonym prawdopodobieństwie pojawiania się. 1991, Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej, Warszawa.
- Zasady obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie pojawienia się przy projektowaniu obiektów inżynierskich i urządzeń technicznych gospodarki wodnej w zakresie budownictwa hydrotechnicznego. 1969, CUGW, Warszawa.
- Zieliński R., 1972. Tablice statystyczne. PWN, Warszawa.
- Zrinji Z., Burn D.H., 1994. Flood frequency analysis for ungauged sites using a region of influence approach. Journal of Hydrology, 153.

ZAŁĄCZNIK A

REALIZACJA KOMPUTEROWA NIEPARAMETRYCZNYCH TESTÓW ISTOTNOŚCI - TESTU SUMY RANG I TESTU WSPÓŁCZYNNIKA KORELACJI RANGOWEJ SPEARMANA NA TREND

Zgodnie z metodyką opisaną w niniejszej pracy (rozdz.3) zaimplementowano, w języku Turbo C++, dla mikrokomputerów zgodnych z IBM PC, programy obliczeniowe, o nazwach TSR (wer. 3.0) dla testu sumy rang i TNT (wer. 3.0) dla testu współczynnika korelacji rangowej Spearmana na trend, umożliwiające wykrycie statystycznej niejednorodności ciągów pomiarowych badanej niezależnej zmiennej losowej.

Ze względu na przyjęcie modelu *small* w procesie kompilacji programów maksymalna liczebność badanego ciągu nie może przekroczyć 4000 elementów.

Programy TSR i TNT wywoływane są poprzez podanie nazwy programu oraz nazwy zbioru danych wejściowych i zbioru wyników. Użycie opcji */m* pozwala wydrukować wynik testowania na ekran monitora niezależnie od wydruku do zbioru wyników.

Przykładowo po podaniu następującego polecenia:

```
c:\nti\tsr c:\dane\data.dat a:\wyn\data.res /m
```

program *tsr* będzie wywołany z podkatalogu *\nti* znajdującym się na urządzeniu *c:*, zbiór danych wejściowych *data.dat* będzie wczytany z podkatalogu *\dane* znajdującym się na tym samym urządzeniu, a wyniki zostaną przesłane do zbioru *data.res*, który zostanie założony i zapisany na urządzenie *a:* w podkatalogu

\wyn. Niezależnie od wydruku wyniku testowania do zbioru *data.res* pojawi się on również na ekranie monitora.

W przypadku braku zbioru danych program zgłosi komunikat o błędzie, a przy braku zbioru wyników zostanie utworzony zbiór *nonname.res*, który zapisany będzie na bieżącym urządzeniu i katalogu.

Programy TSR i TNT wymagają podania, w zbiorze danych wejściowych, następujących wielkości:

ident

tytul

n

$q(i) \quad i = 1, 2, \dots, n$

lmn (tylko dla TSR)

$lp(j) \quad j = 1, 2, \dots, lmn$ (tylko dla TSR)

gdzie:

ident - zmienna typu tekstowego (character) umożliwiająca wczytanie dowolnego tekstu nieprzekraczającego 80 znaków i służąca do identyfikacji zbioru danych (np: *wislagoc.dat*),

tytul - zmienna typu tekstowego (character) umożliwiająca wczytanie dowolnego tekstu nieprzekraczającego 75 znaków. W przypadku gdy liczba znaków w tekście, łącznie ze spacjami rozdzielającymi poszczególne wyrazy, jest mniejsza niż 75 znaków to należy uzupełnić tekst spacjami wewnętrznymi do 75 znaków, tak by ostatni znak był różny od znaku spacji. Przykładowo tekst może wyglądać następująco: *Przepływy maksym. roczne w przekroju Goczałkowice na Wiśle w latach 1948-94*,

n - zmienna typu całkowitego (integer) określająca liczbę elementów ciągu ($n \leq 4000$),

$q(i)$ - element wektora typu rzeczywistego (float) określający wartość i -tej obserwacji badanej zmiennej losowej $i = 1, 2, \dots, n$. Dane należy wprowadzać następująco: $q(1), q(2), \dots, q(n)$,

lmn - zmienna typu całkowitego (integer) określająca liczbę momentów niejednorodności ($lmn < 667$),

$lp(j)$ - element wektora typu całkowitego (integer) określający liczebność j -tego podzbioru ciągu ($j = 1, 2, \dots, lmn$). Na przykład $lmn = 1$ to podawana jest tylko liczebność pierwszego podzbioru ciągu. Dane należy wprowadzać następująco: $lp(1), lp(2), \dots, lp(lmn)$.

Przykładowy zbiór danych wygląda następująco:

wislagoc.dat

Przepływy maksym. roczne w przekroju Goczalkowice na Wiśle w latach 1948-94

47

126.0 357.0 656.0 327.0 716.0 154.0 130.0 140.0

103.0 84.9 146.0 202.0 209.0 88.0 99.6 156.0 75.4 156.0

186.0 83.0 260.0 61.0 288.0 136.0 317.0 36.5 106.0 108.0

74.7 155.0 54.6 78.7 205.0 64.0 41.6 34.3 18.1 141.0

68.3 82.8 31.3 51.8 21.2 75.1 30.9 20.2 72.6

1 25

(tylko dla TSR)

Po zakończeniu pracy programów wyniki są zapisywane do zbioru wyników, a w przypadku użycia opcji */m* również drukowane na ekran monitora. Wydruk obejmuje:

- informację zamieszczoną w zmiennych tekstowych *ident* (tylko w zbiorze wyników) i *tytul*,
- informację jaki test został użyty,

- wynik testowania dla podanego, w czasie wykonywania się programu, poziomu istotności α .

Przykładowy zbiór wyników wygląda następująco:

dla TSR

Identyfikator zbioru danych: wislagoc.dat .

Badany Ciąg Pomiarowy

Przepływy maksym. roczne w przekroju Goczałkowice na Wiśle w latach 1948-94

Test Sumy Rang

Wynik testowania: Na poziomie istotności $\alpha = 0.05$ należy odrzucić hipotezę zerową H_0 , co oznacza, że badany ciąg pomiarowy jest niejednorodny.

dla TNT

Identyfikator zbioru danych: wislagoc.dat .

Badany Ciąg Pomiarowy

Przepływy maksym. roczne w przekroju Goczałkowice na Wiśle w latach 1948-94

Test Współczynnika Korelacji Rangowej Spearmana na Trend

Wynik testowania: Na poziomie istotności $\alpha = 0.05$ należy odrzucić hipotezę zerową H_0 , co oznacza, że badany ciąg pomiarowy posiada ujemny trend.

ZALACZNIK B

REALIZACJA KOMPUTEROWA NIEPARAMETRYCZNEJ WERSJI SEKWENCYJNEGO ILORAZOWEGO TESTU WALDA.

Zgodnie z metodyką podaną w niniejszej pracy (rozdz. 3) opracowano, w języku Turbo C++ dla mikrokomputerów zgodnych z IBM PC, program obliczeniowy o nazwie STIWN¹, umożliwiający wykrycie statystycznej niejednorodności ciągu pomiarowego. Ze względu na przyjęcie modelu *small*, w procesie kompilacji programu, maksymalna liczebność badanego ciągu pomiarowego nie może przekroczyć 2000 elementów.

Program STIWN uruchamiany jest poprzez podanie nazwy programu oraz nazwy zbioru danych wejściowych i zbioru wyników. Przykładowo po podaniu następującego polecenia:

```
c:\nti\stiwn2v c:\dane\data.dat a:\wyn\data.res
```

program *stiwn2v* będzie wywołany z podkatalogu *nti* znajdującego się na urządzeniu *c:*, zbiór danych wejściowych *data.dat* będzie wczytany z podkatalogu *dane* znajdującym się na tym samym urządzeniu, a wyniki zostaną

¹Program STIWN korzysta z procedur graficznych, które dostosowane są do różnych kart graficznych instalowanych w mikrokomputerach. Opracowana wersja programu STIWN korzysta z karty EGA/VGA - *stiwn2v.exe*. W programie *stiwn2v.exe* użyto niestandardowej biblioteki graficznej języka Borland C++ wymagającej obecności w katalogu uruchamianego programu odpowiedniego sterownika karty EGA i VGA - *egavga.bgi*, który jest dołączany do programu automatycznie dopiero w trakcie wykonywania programu.

przesłane do zbioru *data.res*, który zostanie założony i zapisany na urządzenie *a*: w podkatalogu *wyn*.

W przypadku braku zbioru danych program zgłosi komunikat o błędzie, a przy braku zbioru wyników zostanie utworzony zbiór *nonname.res*, który zapisany zostanie na bieżącym urządzeniu i w bieżącym katalogu.

Aktualna wersja 2.0 programu STIWN jest przeznaczona do wykrywania i określania momentu niejednorodności badanego ciągu pomiarowego tj. pozwala na rozdzielenie ciągu na dwa podzbiory, których elementy powinny być opisane różnymi rozkładami prawdopodobieństwa oraz, po znalezieniu punktu rozdziału podzbiorów ciągu, stwarza możliwość uzupełniania jednego podzbioru (traktowanego jako próba jednorodna i służącego jako podstawa do określania charakterystyk statystycznych dla potrzeb praktyki) elementami pochodzącymi z drugiego podzbioru.

W przypadku stosowania testu do wykrywania i określania momentu niejednorodności, program wymaga podania proponowanego początkowego podziału ciągu (*PPPC*), który podawany jest przez użytkownika w czasie wykonywania się programu. W związku z tym, w zbiorze danych wejściowych liczba momentów niejednorodności równa się zero ($lmn = 0$). Natomiast przy uzupełnianiu jednego podzbioru ciągu pomiarowego elementami innego podzbioru (procedura weryfikacji jednorodności ciągu pomiarowego) program wymaga podania w zbiorze danych wejściowych liczby momentów niejednorodności ($lmn = 1$) i liczebności jednego podzbioru ciągu (lp). W praktyce za lp podstawiana jest maksymalna liczba elementów ciągu liczona od chwili najbliższej nam cofając się do momentu wystąpienia niejednorodności co oznacza, że lp jest numerem elementu od którego badana zmienna losowa zmienia swoje własności statystyczne.

Zbiór danych wejściowych do programu STIWN:

ident

tytul

n

$q(i) \quad i = 1, 2, \dots, n$

lmn

lp

gdzie:

ident - zmienna typu tekstowego (character) umożliwiająca wczytanie dowolnego tekstu nieprzekraczającego 80 znaków i służąca do identyfikacji zbioru danych (np: *wislagoc.dat*),

tytul - zmienna typu tekstowego (character) umożliwiająca wczytanie dowolnego tekstu nieprzekraczającego 75 znaków. W przypadku gdy liczba znaków w tekście, łącznie ze spacjami rozdzielającymi poszczególne wyrazy, jest mniejsza niż 75 znaków to należy uzupełnić tekst spacjami wewnętrznymi do 75 znaków, tak by ostatni znak był różny od znaku spacji. Przykładowo tekst może wyglądać następująco: *Przepływy maksym. roczne w przekroju Goczalkowice na Wiśle w latach 1948-94*,

n - zmienna typu całkowitego (integer) określająca liczbę elementów ciągu ($n \leq 2000$),

$q(i)$ - element wektora typu rzeczywistego (float) określający wartość *i*-tej obserwacji badanej zmiennej losowej $i = 1, 2, \dots, n$. Dane należy wprowadzać następująco: $q(1), q(2), \dots, q(n)$,

lmn - zmienna typu całkowitego (integer) określająca liczbę momentów niejednorodności ($lmn = 0$ lub $lmn = 1$ w zależności do czego wykorzystywany jest program),

lp - zmienna typu całkowitego (integer) określająca liczebność jednego podzbioru ciągu (podawana tylko gdy $lmn = 1$).

Przykładowy zbiór danych wygląda następująco:

wislagoc.dat

Przeptywy maksym. roczne w przekroju Goczalkowice na Wiśle w latach 1948-94

47

126.0 357.0 656.0 327.0 716.0 154.0 130.0 140.0

103.0 84.9 146.0 202.0 209.0 88.0 99.6 156.0 75.4 156.0

186.0 83.0 260.0 61.0 288.0 136.0 317.0 36.5 106.0 108.0

74.7 155.0 54.6 78.7 205.0 64.0 41.6 34.3 18.1 141.0

68.3 82.8 31.3 51.8 21.2 75.1 30.9 20.2 72.6

1 23

Wartości prawdopodobieństw popełnienia błędów I i II rodzaju (α i β) podawane są w trakcie wykonywania się programu.

Wydruk wyników realizowany jest w formie graficznej i w postaci dwóch zbiorów wynikowych. Wydruk graficzny obejmuje:

- Realizację badanej zmiennej losowej

Oznaczenia użyte na wykresie:

tekst zawarty w zmiennej *tytul*,

PPPC - podany początkowy podział ciągu,

X - badana zmienna losowa (podano wartości granic przedziałów na które został podzielony cały zakres zmienności X),

N - numer elementu w badanym ciągu pomiarowym.

- Wykres funkcji gęstości prawdopodobieństwa dla obydwu podzbiorów ciągu pomiarowego. Funkcje gęstości szacowane są metodą nieparametryczną oddzielnie dla każdego podzbioru i rysowane są dla całego zakresu zmienności ciągu pomiarowego.

Oznaczenia użyte na wykresie:

próba 1 - podzbiór pierwszy - funkcja gęstości rysowana linią ciągłą,

próba 2 - podzbiór drugi - funkcja gęstości rysowana linią kropkowaną,

$f(x)$ - funkcja gęstości prawdopodobieństwa,

X - badana zmienna losowa (podano wartości granic przedziałów na które został podzielony cały zakres zmienności X),

h_n - współczynnik gładkości (tj. parametr funkcji gęstości szacowany na podstawie elementów danego podzbioru).

- Wynik testowania, dla podanych prawdopodobieństw popełnienia błędów I i II rodzaju, w postaci wykresu zależności $\sum_{j=1}^{j=n} z_j(NE)$, gdzie NE jest numerem elementu w badanym ciągu i $NE = 1, 2, \dots, n$.

Oznaczenia użyte na wykresie:

α - prawdopodobieństwo popełnienia błędu I rodzaju,

β - prawdopodobieństwo popełnienia błędu II rodzaju,

a - górna granica testowania,

b - dolna granica testowania,

NE - numer elementu w ciągu,

$PPPC$ - podany początkowy podział ciągu,

$OPRP2$ - obszar przyjęcia rozkładu podzbioru drugiego,

ONT - obszar niepewności testu,

$OPRP1$ - obszar przyjęcia rozkładu podzbioru pierwszego,

$PKPC$ - proponowany końcowy podział ciągu,

M - minimum $\sum z_j$.

Po przeanalizowaniu powyższego wykresu użytkownik, w uzasadnionych merytorycznie przypadkach, ma możliwość zmiany proponowanego końcowego podziału ciągu ($PKPC$) tj. ostatecznej liczebności jednorodnej próby oraz zmiany postaci funkcji gęstości prawdopodobieństwa opisującej tą próbę. Lub

akceptuje przyjętą postać funkcji gęstości i zaproponowany przez test końcowy podział badanego ciągu.

Po zakończeniu obliczeń wyniki zapisywane są do podanego przez użytkownika zbioru wyników i zbioru wyników testu (*stiw.n.res*). Wydruk obejmuje:

dla podanego przez użytkownika zbioru

- informację zamieszczoną w zmiennej tekstowej *ident*,
- liczebność jednorodnego ciągu,
- wartości elementów ciągu pomiarowego zakwalifikowane do ciągu jednorodnego,
- komentarz o przyjętym rozkładzie prawdopodobieństwa,

dla zbioru *stiw.n.res*

- informację zamieszczoną w zmiennej tekstowej *tytul*,
- informację o przyjętych postaciach funkcji gęstości rozkładu prawdopodobieństwa dla obu podzbiorów,
- wynik testowania, dla podanych prawdopodobieństw popełnienia błędów I i II rodzaju, zamieszczony w tabeli.

Przykładowe zbiory wyników wyglądają następująco:

zbiór podany przez użytkownika:

Identyfikator zbioru danych: *wisłagoc.dat*.

43

716.00 154.00 130.00 140.00 103.00 84.90 146.00 202.00 209.00 88.00

99.60 156.00 75.40 156.00 186.00 83.00 260.00 61.00 288.00 136.00

317.00 36.50 106.00 108.00 74.70 155.00 54.60 78.70 205.00 64.00

41.60 34.30 18.10 141.00 68.30 82.80 31.30 51.80 21.20 75.10

30.90 20.20 72.60

Komentarz: Przyjęto rozkład f_1 .

zbiór stwn.res:

Badany Ciąg Pomiarowy

Przepływy maksym. roczne w przekroju Goczałkowice na Wiśle w latach 1948-94

Dla pierwszej próby badanego ciągu został przyjęty rozkład o funkcji gęstości f_1 i współczynniku gładkości $h_n = 17.1766$

Dla drugiej próby badanego ciągu został przyjęty rozkład o funkcji gęstości f_2 i współczynniku gładkości $h_n = 39.7285$

Wynik Testowania dla $\alpha = 0.05$ i $\beta = 0.05$

Numer elementu dla którego Σz_j przechodzi:		
w obszar przyjęcia rozkładu próby nr 1	w obszar niepewności testu	w obszar przyjęcia rozkładu próby nr 2
3	1	
$\min \Sigma z_j$ 22	44	

ZAŁĄCZNIK C

REALIZACJA KOMPUTEROWA OBLICZANIA PRZEPŁYWÓW MAKSYMALNYCH O OKREŚLONYM PRAWDOPODOBIENSTWIE PRZEWYŻSZENIA PRZY WYKORZYSTANIU ZMODYFIKOWANEJ METODY GRADEX-KC.

Zgodnie z metodyką podaną w niniejszej pracy (rozdz. 4) opracowano, w języku Turbo C++ dla mikrokomputerów zgodnych z IBM PC, program obliczeniowy o nazwie GRADEX-KC¹, umożliwiający obliczanie przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia. Ze względu na ograniczoną wielkość segmentu pamięci danych zintegrowanego środowiska języka Turbo C++, maksymalna liczebność ciągów pomiarowych nie może przekroczyć 100 elementów.

Program GRADEX uruchamiany jest poprzez podanie nazwy programu, następnie nazw zbiorów danych wejściowych: długiego ciągu opadów maksymalnych i krótkiego ciągu przepływów maksymalnych wraz z opowiadającym mu ciągiem opadów oraz podania nazwy zbioru wyników.

Przykładowo po podaniu następującego polecenia:

```
c:\prog\gradex c:\dane1\opad.dat a:\dane2\przeplyw.dat b:\wyn\wynik.res
```

program *gradex* będzie wywołany z podkatalogu *prog* znajdującego się na urządzeniu *c:*, zbiór danych wejściowych *opad.dat*, z długim ciągiem opadów

¹Program GRADEX korzysta z procedur graficznych niestandardowej biblioteki graficznej języka Borland C++ wymagającej obecności, w katalogu uruchamianego programu, sterownika, *egavga.bgi*, karty EGA/VGA, który jest dołączany do programu automatycznie w trakcie wykonywania się programu.

maksymalnych, będzie wczytany z podkatalogu *dane1* znajdującym się na tym samym urządzeniu, zbiór danych wejściowych *przeplyw.dat*, z krótkim ciągiem przepływów maksymalnych wraz z opowiadającym mu ciągiem opadów, będzie wczytany z podkatalogu *dane2* znajdującym się na urządzeniu *a*., a wyniki zostaną przesłane do zbioru *wynik.res*, który zostanie założony i zapisany na urządzenie *b*: w podkatalogu *wyn*.

W przypadku braku zbiorów danych program zgłosi komunikat o błędzie, a przy braku zbioru wyników zostanie utworzony zbiór *nonname.res*, który zapisany zostanie na bieżącym urządzeniu i w bieżącym katalogu.

Zbiór danych wejściowych z długim ciągiem opadów maksymalnych powinien zawierać następujące zmienne:

ident

tytul

n

$p(i) \quad i = 1, 2, \dots, n$

gdzie:

ident - zmienna typu tekstowego (character) umożliwiająca wczytanie dowolnego tekstu nieprzekraczającego 80 znaków i służąca do identyfikacji zbioru danych (np: *opadraba.dat*),

tytul - zmienna typu tekstowego (character) umożliwiająca wczytanie dowolnego tekstu nieprzekraczającego 75 znaków. W przypadku gdy liczba znaków w tekście, łącznie ze spacjami rozdzielającymi poszczególne wyrazy, jest mniejsza niż 75 znaków to należy uzupełnić tekst spacjami wewnętrznymi do 75 znaków, tak by ostatni znak był różny od znaku spacji. Przykładowo tekst może wyglądać następująco: *Średni*

opad dobowy maks. w roku ze zlewni Raby powyżej Stróży od 1956 do 91,

n - zmienna typu całkowitego (integer) określająca liczbę elementów ciągu opadów ($n \leq 100$),

$p(i)$ - element wektora typu rzeczywistego (float) określający wartość i -tej obserwacji opadu maksymalnego, $i = 1, 2, \dots, n$. Dane należy wprowadzać następująco: $p(1), p(2), \dots, p(n)$.

Zbiór danych wejściowych z krótkim ciągiem przepływów maksymalnych wraz z opowiadającym mu synchronicznym ciągiem opadów, powinien zawierać następujące zmienne:

ident1

tytuł

$m \quad A \quad W_p$

$q(i) \quad i = 1, 2, \dots, m$

$p_s(i) \quad i = 1, 2, \dots, m$

gdzie:

ident1 - zmienna typu tekstowego (character) umożliwiająca wczytanie dowolnego tekstu nieprzekraczającego 80 znaków i służąca do identyfikacji zbioru danych (np: *Sr82-91q.dat*),

tytuł - zmienna typu tekstowego (character) umożliwiająca wczytanie dowolnego tekstu nieprzekraczającego 75 znaków. W przypadku gdy liczba znaków w tekście, łącznie ze spacjami rozdzielającymi poszczególne wyrazy, jest mniejsza niż 75 znaków to należy uzupełnić tekst spacjami wewnętrznymi do 75 znaków, tak by ostatni znak był różny od znaku spacji. Przykładowo tekst może wyglądać następująco: *Przepływy maks. - półrocze letnie przekrój Stróża na Rabie w latach 1982-91,*

- m - zmienna typu całkowitego (integer) określająca liczbę elementów krótkiego ciągu przepływów,
- A - zmienna typu rzeczywistego (float) określająca powierzchnię zlewni. Przykładowo powierzchnia zlewni rzeki Raby do przekroju zamykającego Stróža.
- W_p - zmienna typu rzeczywistego (float) określająca współczynnik przeliczeniowy jednostek. Przykładowo przeliczając wartość przepływu z m^3/s na mm wysokości odpływu z powierzchni zlewni A .
- $q(i)$ - element wektora typu rzeczywistego (float) określający wartość i -tej obserwacji przepływu maksymalnego, $i = 1, 2, \dots, m$. Dane należy wprowadzać następująco: $q(1), q(2), \dots, q(m)$,
- $p_s(i)$ - element wektora typu rzeczywistego (float) określający wartość i -tej obserwacji opadu maksymalnego odpowiadającej i -tej obserwacji przepływu $q(i)$, $i = 1, 2, \dots, m$. Dane należy wprowadzać następująco: $p_s(1), p_s(2), \dots, p_s(m)$.

Przykładowy zbiór danych z długim ciągiem opadów maksymalnych wygląda następująco:

Opadraba.dat

Średni opad dobowy maks. w roku ze zlewni Raby powyżej Stróży od 1956 do 91

36

32.01 46.87 79.78 44.67 53.94 37.51 76.97 39.21 40.03 73.34

52.04 52.31 57.14 54.66 111.2 40.20 68.14 56.46 47.96 54.78

39.81 36.21 48.66 38.37 56.86 39.86 41.07 70.66 48.88 52.61

40.30 45.60 33.67 51.78 34.56 38.46

Przykładowy zbiór danych z krótkim ciągiem przepływów maksymalnych wraz z opowiadającym mu synchronicznym ciągiem opadów wygląda następująco:

Sr82-91q.dat

Przepływy maks. - półrocze letnie przekrój Stróża na Rabie w latach 1982-91

36 644.0 86.4

82.4 360.0 154.0 245.0 112.0 385.0 61.2 204.0 64.5 162.0

41.07 70.66 48.88 52.61 40.30 45.60 33.67 51.78 34.56 38.46

Wydruk wyników realizowany jest w formie graficznej i w postaci zbioru wynikowego. Wydruk graficzny obejmuje:

- Wykres podziałki prawdopodobieństwa rozkładu Fishera-Tippetta typu I (Gumbela) z naniesionymi na nią prostymi opisującymi rozkład opadów maksymalnych i rozkład przepływów maksymalnych, określony metodą Gradex, wraz z krzywymi opisującymi górną i dolną granicę przedziału ufności oraz z naniesionymi punktami opisującymi rozkład empiryczny przepływów.

Oznaczenia użyte na wykresie:

P [mm] - opad maksymalny,

Q [mm] - przepływ maksymalny,

y - zmienna zredukowana (standaryzowana zmienna rozkładu Fishera-Tippetta typu I),

F [%] - dystrybuanta rozkładu opadów i przepływów maksymalnych,

P_0 - graniczna wartość opadu, specyficzna dla danej zlewni i zależna od jej zdolności retencyjnych, po przekroczeniu której każdy opad wywołuje odpływ bezpośredni powodujący przepływ maksymalny w rzece. Jednocześnie punkt rozpoczęcia ekstrapolacji rozkładu przepływów zgodnie z rozkładem opadów,

P [-] - prosta opisująca teoretyczny rozkład opadów maksymalnych,

Q [-] - prosta opisująca teoretyczny rozkład przepływów maksymalnych

Q [♦]- dystrybuanta empiryczna przepływów,

Q (-) - górna i dolna granica przedziału ufności dla przepływów.

Po zakończeniu obliczeń wyniki zapisywane są do podanego przez użytkownika zbioru wyników. Wydruk obejmuje:

- informację zamieszczoną w zmiennej tekstowej *ident*,
- informację zamieszczoną w zmiennej tekstowej *tytul*,
- parametry α i u rozkładu Gumbela dla opadów maksymalnych,
- zestawione w tabeli wartości opadów maksymalnych P [mm] (ciąg pomiarowy) wraz z odpowiadającymi im wartościami zmiennej zredukowanej y , dystrybuanty teoretycznej F [%] i teoretycznego prawdopodobieństwa przewyższenia p [%],
- informację zamieszczoną w zmiennej tekstowej *ident1*,
- informację zamieszczoną w zmiennej tekstowej *tytul1*,
- zestawione w tabeli wartości przepływów maksymalnych Q [mm] (ciąg pomiarowy) wraz z odpowiadającymi im wartościami dystrybuanty empirycznej F [%] i empirycznego prawdopodobieństwa przewyższenia p [%],
- parametry α i P_0 teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa dla przepływów maksymalnych,
- zestawione w tabeli wartości przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia $Q_{\max,p}$ wraz z odpowiadającymi im wartościami zmiennej zredukowanej y , błędu oszacowania kwantyla $\sigma(Q_{\max,p})$ oraz górnej gg i dolnej dg granicy przedziału ufności, przy poziomie ufności $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$), dla zadanego prawdopodobieństwa przewyższenia p [%] i dystrybuanty F [%]. Powyższe wartości są wyrażone w [mm] oraz [m³/s] i zestawione w oddzielnych tabelach.

Przykładowy zbiór wyników wygląda następująco:

Identyfikator zbioru danych opadów: Opadraba.dat.

Zmienna Losowa P

Średni opad dobowy maks. w roku ze zlewni Raby powyżej Stróży od 1956 do 91

Parametry rozkładu-metoda Gradex

Rozkład Fishera-Tippetta typ I (Gumbela) o następujących parametrach :

$$\alpha = 1/a = 0.095948 \quad u = 44.43$$

Zmienna losowa P , zmienna zredukowana y , teoretyczna dystrybuanta F
i teoretyczne prawdopodobieństwo przewyższenia p

P [mm]	y	F [%]	p [%]
111.20	6.41	99.84	0.16
79.78	3.39	96.69	3.31
76.97	3.12	95.69	4.31
73.34	2.77	93.95	6.05
70.66	2.52	92.25	7.75
68.14	2.28	90.23	9.77
57.14	1.22	74.43	25.57
56.86	1.19	73.84	26.16
56.46	1.15	72.97	27.03
54.78	0.99	69.05	30.95
54.66	0.98	68.76	31.24
53.94	0.91	66.94	33.06
52.61	0.79	63.38	36.62
52.31	0.76	62.54	37.46
52.04	0.73	61.78	38.22
51.78	0.71	61.03	38.97
48.88	0.43	52.09	47.91
48.66	0.41	51.37	48.63
47.96	0.34	49.05	50.95
46.87	0.23	45.34	54.66
45.60	0.11	40.93	59.07
44.67	0.02	37.65	62.35
41.07	-0.32	25.16	74.84
40.30	-0.40	22.64	77.36
40.20	-0.41	22.31	77.69
40.03	-0.42	21.77	78.23
39.86	-0.44	21.23	78.77
39.81	-0.44	21.07	78.93
39.21	-0.50	19.22	80.78
38.46	-0.57	16.99	83.01
38.37	-0.58	16.73	83.27
37.51	-0.66	14.35	85.65
36.21	-0.79	11.09	88.91
34.56	-0.95	7.60	92.40
33.67	-1.03	6.04	93.96
32.01	-1.19	3.72	96.28

Identyfikator zbioru danych przepływów: Sr82-91q.dat.

Zmienna Losowa Q

Przepływy maks.. - półrocze letnie przekrój Stróża na Rabie w latach 1982-91

Zmienna losowa Q , zmienna zredukowana y , empiryczna dystrybuanta F
i empiryczne prawdopodobieństwo przewyższenia p

Q [mm]	F [%]	p [%]
51.65	90.91	9.09
48.30	81.82	18.18
32.87	72.73	27.27
27.37	63.64	36.36
21.73	54.55	45.45
20.66	45.45	54.55
15.03	36.36	63.64
11.05	27.27	72.73
8.65	18.18	81.82
8.21	9.09	90.91

Parametry równania prostej dla Q

Metoda Gradex: α z równania funkcji rozkładu prawdopodobieństwa opadu

P_0 z równania zależności opad-odpływ

$$\alpha = 1/a = 0.095948 \quad P_0 = 22.70$$

Teoretyczna dystrybuanta F , teoretyczne prawdopodobieństwo przewyższenia p , zmienna zredukowana y , kwantyl zmiennej Q , błąd estymacji $\sigma(Q)$ kwantyla Q oraz dolna dg i górna gg granica przedziału ufności przy $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$)

F [%]	p [%]	y	Q [mm]	$\sigma(Q)$ [mm]	dg [mm]	gg [mm]
1.00	99.00	-1.53	9.71	2.29	7.42	12.01
5.00	95.00	-1.10	14.19	1.96	12.23	16.16
10.00	90.00	-0.83	16.94	1.82	15.11	18.76
20.00	80.00	-0.48	20.67	1.74	18.93	22.41
30.00	70.00	-0.19	23.69	1.77	21.93	25.46
40.00	60.00	0.09	26.54	1.87	24.67	28.41
50.00	50.00	0.37	29.45	2.04	27.41	31.49
60.00	40.00	0.67	32.68	2.28	30.35	34.91
70.00	30.00	1.03	36.37	2.63	33.75	39.00
80.00	20.00	1.50	41.26	3.13	38.13	44.39
90.00	10.00	2.25	49.08	4.02	45.07	53.10
95.00	5.00	2.97	56.59	4.91	51.67	61.50
98.00	2.00	3.90	66.30	6.11	60.19	72.41
99.00	1.00	4.60	73.57	7.02	66.55	80.59
99.50	0.50	5.30	80.82	7.94	72.89	88.76
99.80	0.20	6.21	90.39	9.15	81.23	99.54
99.90	0.10	6.91	97.62	10.08	87.54	107.70
99.95	0.05	7.60	104.85	11.00	93.84	115.85
99.99	0.01	9.21	121.62	13.16	108.46	134.78

F [%]	p [%]	y	Q [m ³ /s]	$\alpha(Q)$ [m ³ /s]	dg [m ³ /s]	gg [m ³ /s]
1.00	99.00	-1.53	72.40	17.09	55.31	89.48
5.00	95.00	-1.10	105.80	14.63	91.17	120.43
10.00	90.00	-0.83	126.24	13.60	112.65	139.84
20.00	80.00	-0.48	154.07	12.96	141.11	167.02
30.00	70.00	-0.19	176.61	13.17	163.45	189.78
40.00	60.00	0.09	197.83	13.93	183.89	211.76
50.00	50.00	0.37	219.51	15.20	204.30	234.71
60.00	40.00	0.67	243.22	17.02	226.20	260.24
70.00	30.00	1.03	271.12	19.57	251.55	290.69
80.00	20.00	1.50	307.56	23.33	284.22	330.89
90.00	10.00	2.25	365.85	29.93	335.92	395.78
95.00	5.00	2.97	421.77	36.62	385.15	458.39
98.00	2.00	3.90	494.15	45.54	448.62	539.69
99.00	1.00	4.60	548.39	52.33	496.06	600.73
99.50	0.50	5.30	602.44	59.16	543.27	661.60
99.80	0.20	6.21	673.74	68.23	605.50	741.97
99.90	0.10	6.91	727.62	75.12	652.50	802.74
99.95	0.05	7.60	781.49	82.03	699.46	863.51
99.99	0.01	9.21	906.53	98.10	808.43	1004.64

ZALACZNIK D

REALIZACJA KOMPUTEROWA OBLICZANIA PRZEPŁYWÓW MAKSYMALNYCH O OKREŚLONYM PRAWDOPODOBIENSTWIE PRZEWYŻSZENIA PRZY WYKORZYSTANIU METODY ROZSZERZONEGO GRADEKSU (DLA ZLEWNI NIEKONTROLOWANYCH).

Zgodnie z metodyką podaną w niniejszej pracy (rozdz. 5) opracowano, w języku Turbo C++ dla mikrokomputerów zgodnych z IBM PC, program obliczeniowy o nazwie Gradex-ZN¹ (Zlewnia Niekontrolowana), umożliwiający obliczanie przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia w przekrojach niekontrolowanych. Ze względu na ograniczoną wielkość segmentu pamięci danych zintegrowanego środowiska języka Turbo C++, maksymalna liczebność ciągów pomiarowych nie może przekroczyć 100 elementów.

Program uruchamiany jest poprzez podanie nazwy programu, następnie nazwy zbioru danych wejściowych oraz podania nazwy zbioru wyników.

Przykładowo po podaniu następującego polecenia:

```
c:\prog\gradznk a:\dan\dane.dat b:\wyn\wynik.res
```

program *gradznk* będzie wywołany z podkatalogu *prog* znajdującego się na urządzeniu *c:*, zbiór danych wejściowych *dane.dat* będzie wczytany z podkatalogu *dan* znajdującym się na urządzeniu *a:* oraz wyniki zostaną przesłane do zbioru

¹Program korzysta z procedur graficznych niestandardowej biblioteki graficznej języka Borland C++ wymagającej obecności, w katalogu uruchamianego programu, sterownika, *egavga.bgi*, karty EGA/VGA, który jest dołączany do programu automatycznie w trakcie wykonywania się programu.

wynik.res, który zostanie założony i zapisany na urządzenie *b*: w podkatalogu *wyn*.

W przypadku braku zbiorów danych program zgłosi komunikat o błędzie, a przy braku zbioru wyników zostanie utworzony zbiór *nonname.res*, który zapisany zostanie na bieżącym urządzeniu i w bieżącym katalogu.

Zbiór danych wejściowych powinien zawierać następujące zmienne:

ident

tytul

k A W_p $\bar{\alpha}$ n A_{nk}

$q(i)$ $i = 1, 2, \dots, k$

$p_s(i)$ $i = 1, 2, \dots, k$

gdzie:

ident - zmienna typu tekstowego (character) umożliwiająca wczytanie dowolnego tekstu nieprzekraczającego 80 znaków i służąca do identyfikacji zbioru danych (np: *SO-ZNK.dat*),

tytul - zmienna typu tekstowego (character) umożliwiająca wczytanie dowolnego tekstu nieprzekraczającego 75 znaków. W przypadku gdy liczba znaków w tekście, łącznie ze spacjami rozdzielającymi poszczególne wyrazy, jest mniejsza niż 75 znaków to należy uzupełnić tekst spacjami wewnętrznymi do 75 znaków, tak by ostatni znak był różny od znaku spacji. Przykładowo tekst może wyglądać następująco: *Przep. maks. rocz. w Wadowicach na Skawie i śred. opad maks. w lat. 1951-91*,

k - zmienna typu całkowitego (integer) określająca liczbę elementów ciągu przepływów i synchronicznego ciągu opadów na podstawie których ustala się zależność opad-odpływ,

- A - zmienna typu rzeczywistego (float) określająca powierzchnię zlewni kontrolowanej. Na przykład, powierzchnia zlewni rzeki Skawy do przekroju zamykającego Wadowice.
- W_p - zmienna typu rzeczywistego (float) określająca współczynnik przeliczeniowy jednostek. Na przykład, do przeliczenia wartości przepływów z m^3/s na mm wysokości odpływu z powierzchni zlewni A .
- $\bar{\alpha}$ - zmienna typu rzeczywistego (float) określająca średni gradeks (wskaźnik gradeksu) obliczany z mapy na podstawie izogradeksów,
- n - zmienna typu całkowitego (integer) określająca liczebność ciągów opadów maksymalnych na podstawie których określone są parametry α na poszczególnych stacjach opadowych,
- A_{nk} - zmienna typu rzeczywistego (float) określająca powierzchnię zlewni niekontrolowanej. Na przykład, powierzchnia zlewni rzeki Skawy do przekroju zamykającego Osielec.
- $q(i)$ - element wektora typu rzeczywistego (float) określający wartość i -tej obserwacji przepływu maksymalnego, $i = 1, 2, \dots, k$. Dane należy wprowadzać następująco: $q(1), q(2), \dots, q(k)$,
- $p_s(i)$ - element wektora typu rzeczywistego (float) określający wartość i -tej obserwacji opadu maksymalnego odpowiadającej i -tej obserwacji przepływu $q(i)$, $i = 1, 2, \dots, k$. Dane należy wprowadzać następująco: $p_s(1), p_s(2), \dots, p_s(k)$.

Przykładowy zbiór danych wygląda następująco:

SO-ZNK.dat

Przep. maks. rocz. w Wadowicach na Skawie i śred. opad maks. w lat. 1951-91

41 835.0 86.4 0.0667395 41 244.0

680.0 120.0 173.0 42.3 484.0 34.5 121.0 935.0 140.0 576.0

80.0 348.0 203.0 138.0 346.0 270.0 132.0 269.0 160.0 669.0

117.0 409.0 129.0 243.0 265.0 220.0 157.0 246.0 119.0 402.0

187.0 187.0 444.0 104.0 501.0 199.0 258.0 87.0 151.0 66.1 436.0

53.74 37.99 39.70 38.08 53.90 32.11 52.32 72.06 59.30 73.84

47.28 60.48 37.44 46.49 55.59 67.24 54.64 74.32 51.93 120.80

46.87 95.68 43.96 60.12 50.91 50.24 35.66 46.21 41.39 52.19

36.91 55.18 66.96 54.32 59.59 55.19 43.91 33.91 43.64 40.88 47.93

Wydruk wyników realizowany jest w formie graficznej i w postaci zbioru wynikowego. Wydruk graficzny obejmuje:

- Wykres podziałki prawdopodobieństwa rozkładu Fishera-Tippetta typu I (Gumbela) z naniesioną na nią prostą opisującą rozkład przepływów maksymalnych, określony metodą rozszerzonego Gradeksu, wraz z krzywymi opisującymi górną i dolną granicę przedziału ufności.

Oznaczenia użyte na wykresie:

Q [mm] - przepływ maksymalny,

y - zmienna zredukowana (standaryzowana zmienna rozkładu Fishera-Tippetta typu I),

F [%] - dystrybuanta rozkładu przepływów maksymalnych,

P_0 - parametr określany w sposób opisany w pkt. 6 procedury podanej w rozdz. 5.2.3,

$Q(-)$ - prosta opisująca teoretyczny rozkład przepływów maksymalnych dla zlewni niekontrolowanej

$Q(\cdot)$ - górna i dolna granica przedziału ufności dla przepływów,

P_α - poziom ufności,

t_α - kwantyl standaryzowanego rozkładu normalnego.

Po zakończeniu obliczeń wyniki zapisywane są do podanego przez użytkownika zbioru wyników. Wydruk obejmuje:

- parametry $\bar{\alpha}$ i P_0 teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych dla zlewni niekontrolowanej,
- zestawione w tabeli wartości przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia $Q_{\max,p}$ wraz z odpowiadającymi im wartościami zmiennej zredukowanej y , błędu oszacowania kwantyla $\sigma(Q_{\max,p})$ oraz górnej gg i dolnej dg granicy przedziału ufności, przy poziomie ufności $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$), dla zadanego prawdopodobieństwa przewyższenia p [%] i dystrybuanty F [%]. Powyższe wartości są wyrażone w [mm] oraz [m^3/s] i zestawione w oddzielnych tabelach.

Przykładowy zbiór wyników wygląda następująco:

Parametry równania prostej Q dla zlewni niekontrolowanej

Metoda Gradex: $\bar{\alpha}$ średni gradeks określany na podstawie izogradeksów z mapy

P_0 z równania zależności opad-odpływ zlewni kontrolowanej

$\bar{\alpha} = 0.0667395$ $P_0 = 18.24$

Teoretyczna dystrybuanta F , teoretyczne prawdopodobieństwo przewyższenia p , zmienna zredukowana y , kwantyl zmiennej Q , błąd estymacji $\sigma(Q)$ kwantyla Q oraz dolna dg i górna gg granica przedziału ufności przy $P_\alpha = 0.68$ ($t_\alpha = 1.0$)

F [%]	p [%]	y	Q [mm]	$\sigma(Q)$ [mm]	dg [mm]	gg [mm]
50.00	50.00	0.37	23.73	2.75	20.98	26.48
60.00	40.00	0.67	28.30	3.08	25.22	31.38
70.00	30.00	1.03	33.68	3.54	30.15	37.22
80.00	20.00	1.50	40.71	4.22	36.49	44.93
90.00	10.00	2.25	51.95	5.41	46.55	57.36
95.00	5.00	2.97	62.74	6.62	56.12	69.36
98.00	2.00	3.90	76.70	8.23	68.47	84.93
99.00	1.00	4.60	87.16	9.46	77.70	96.62
99.50	0.50	5.30	97.59	10.69	86.89	108.28
99.80	0.20	6.21	111.34	12.33	99.01	123.67
99.90	0.10	6.91	121.73	13.58	108.15	135.31
99.95	0.05	7.60	132.12	14.82	117.30	146.95
99.99	0.01	9.21	156.24	17.73	138.51	173.97

F [%]	p [%]	y	Q [m ³ /s]	$\sigma(Q)$ [m ³ /s]	dg [m ³ /s]	gg [m ³ /s]
50.00	50.00	0.37	67.01	7.76	59.25	74.77
60.00	40.00	0.67	79.92	8.69	71.24	88.61
70.00	30.00	1.03	95.12	9.99	85.13	105.11
80.00	20.00	1.50	114.97	11.91	103.06	126.88
90.00	10.00	2.25	146.72	15.28	131.45	162.00
95.00	5.00	2.97	177.18	18.69	158.49	195.87
98.00	2.00	3.90	216.61	23.24	193.37	239.85
99.00	1.00	4.60	246.15	26.71	219.44	272.87
99.50	0.50	5.30	275.59	30.20	245.39	305.79
99.80	0.20	6.21	314.43	34.83	279.60	349.26
99.90	0.10	6.91	343.78	38.34	305.44	382.12
99.95	0.05	7.60	373.12	41.87	331.25	414.99
99.99	0.01	9.21	441.23	50.07	391.16	491.31



BIBLIOTEKA GŁÓWNA

Politechniki Warszawskiej

B.023647/01



400000000263536

**Wypożyczalnia
dla Pracowników**