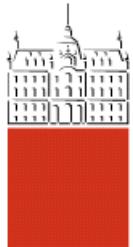


Univerza
v Ljubljani
Fakulteta
za gradbeništvo
in geodezijo



Jamova cesta 2
1000 Ljubljana, Slovenija
<http://www3.fgg.uni-lj.si/>

DRUGG – Digitalni repozitorij UL FGG
<http://drugg.fgg.uni-lj.si/>

To je izvirna različica zaključnega dela.

Prosimo, da se pri navajanju sklicujte na bibliografske podatke, kot je navedeno:

Kavčič, K., 2013. Hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz visokovodnih konic v Sloveniji. Diplomska naloga. Ljubljana, Univerza v Ljubljani, Fakulteta za gradbeništvo in geodezijo. (mentorica Šraj, M., somentor Brilly, M.): 113 str.

University
of Ljubljana
Faculty of
Civil and Geodetic
Engineering



Jamova cesta 2
SI – 1000 Ljubljana, Slovenia
<http://www3.fgg.uni-lj.si/en/>

DRUGG – The Digital Repository
<http://drugg.fgg.uni-lj.si/>

This is original version of final thesis.

When citing, please refer to the publisher's bibliographic information as follows:

Kavčič, K., 2013. Hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz visokovodnih konic v Sloveniji. B.Sc. Thesis. Ljubljana, University of Ljubljana, Faculty of civil and geodetic engineering. (supervisor Šraj, M., co-supervisor Brilly, M.): 113 pp.



Kandidatka:

KATARINA KAVČIČ

HIDROLOŠKA REGIONALIZACIJA VERJETNOSTNIH ANALIZ VISOKOVODNIH KONIC V SLOVENIJI

Diplomska naloga št.: 3309/HS

REGIONALISATION OF FLOOD FREQUENCY ANALYSES IN SLOVENIA

Graduation thesis No.: 3309/HS

Mentorica:
doc. dr. Mojca Šraj

Predsednik komisije:
izr. prof. dr. Janko Logar

Somentor:
prof. dr. Mitja Brilly

Član komisije:
prof. dr. Matjaž Četina

Ljubljana, 24. 06. 2013

STRAN ZA POPRAVKE

Stran z napako

Vrstica z napako

Namesto

Naj bo

IZJAVE

Podpisana Katarina Kavčič izjavljam, da sem avtorica diplomske naloge z naslovom
»Hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz visokovodnih konic v Sloveniji«.

Izjavljam, da je elektronska različica v vsem enaka tiskani različici.

Izjavljam, da dovoljujem objavo elektronske različice v repozitoriju UL FGG.

Kamnik, 4. 6. 2013

Katarina Kavčič

BIBLIOGRAFSKO-DOKUMENTACIJSKA STRAN IN IZVLEČEK

UDK:	519.21:556.166(043.2)
Avtorica:	Katarina Kavčič
Mentorica:	doc. dr. Mojca Šraj
Somentor:	prof. dr. Mitja Brilly
Naslov:	Hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz visokovodnih konic v Sloveniji
Tip dokumenta:	Diplomska naloga – univerzitetni študij
Obseg in oprema:	113 str., 28 pregl., 44 sl., 47 en., 8 pril.
Ključne besede:	Hidrološka regionalizacija, verjetnostna analiza, visokovodne konice, L-momenti, metode razvrščanja, mera heterogenosti

Izvleček

Poplave v Sloveniji so zaradi velike vodnatosti dokaj pogost pojav. Za kakovostno načrtovanje zaščite je potrebno poznati podatke o projektnih pretokih. Osnovna metoda za določevanje projektnih pretokov s predpisano povratno dobo je verjetnostna analiza.

Verjetnostna analiza je postopek, ki povezuje različno obsežne hidrološke pojave s pogostostjo njihovega pojavljanja, njena nadgradnja pa je hidrološka regionalizacije verjetnostne analize. Temelji na hidroloških regijah, ki jih tvorijo vodomerne postaje s podobnimi lastnostmi. V nadaljevanju tako ne analiziramo več vsake postaje posebej ampak celotno regijo. Glavna prednost tega postopka je, da so ocene lahko bolj točne tudi za lokacije s pomanjkljivimi podatki.

Za izvedbo regionalne verjetnostne analize so potrebni štirje glavni koraki. Najprej moramo pregledati podatke in njihovo točnost. Pri tem si lahko pomagamo tudi z mero neskladnosti. Sledi najpomembnejši korak analize, določanje homogenih regij. Poznamo več metod, izmed katerih je za veliko število podatkov najprimernejša metoda razvrščanja. Hkrati z delitvijo podatkov v regije pa je s testom mere heterogenosti potrebno preverjati, če so dobljene regije homogene. Naslednji korak je izbira verjetnostne porazdelitve za regije, ki temelji na različnih testih ustreznosti. Na koncu pa je potrebno oceniti še parametre izbrane porazdelitve in kvantile.

V diplomski nalogi je najprej predstavljeno teoretično ozadje statističnih metod, ki smo jih uporabili pri posameznih korakih analize. Po tem pa sledi hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz visokovodnih konic v Sloveniji, s prikazanimi rezultati ter njihovo analizo.

BIBLIOGRAPHIC-DOCUMENTALISTIC INFORMATION AND ABSTRACT

UDK:	519.21:556.166(043.2)
Author:	Katarina Kavčič
Supervisor:	Assistant Professor Mojca Šraj, Ph.D.
Cosupervisor:	Prof. Mitja Brilly, Ph.D.
Title:	Regionalisation of flood frequency analyses in Slovenia
Document type:	Graduation Thesis - University studies
Scope and tools:	113 p., 28 tab., 44 fig., 47 eq., 8 ann.
Key words:	Regional Flood Frequency Analysis, L-moments, Cluster Analysis, Heterogeneity Measure

Abstract

Floods are natural hazards which are very common in Slovenia. Protective measures require accurate and reliable quantification of the designed discharge which we can get using frequency analysis.

Flood frequency analysis is a procedure which connects major flood occurrence with its frequency. When there are various samples of the same data available regional frequency analysis can be used. It is based on regions combining different water gauging stations with similar properties. During the analysis not only data for each station but the information for the whole region is used. The main advantage of the regional flood frequency analysis is that estimated values are more accurate especially for stations with lack of data.

There are four main steps to perform regional flood frequency analysis. At first, accuracy and discordance of data has to be checked. The second and also the most important step is identification of homogeneous regions. Many grouping methods can be used but the most practical method of forming regions for the large data sets is cluster analysis. At the same time, regional homogeneity can also be checked using a heterogeneity measure. The last two steps are the choice of an appropriate frequency distribution for a region, based on goodness-of-fit tests and estimation of the parameters and quantiles of the selected distribution.

In the first part of the thesis theoretical background of statistical methods used is described and in the second part regional flood frequency analyses for Slovenia were performed.

ZAHVALA

Napisati diplomsko nalogu ni lahko, napisati dobro diplomsko nalogu pa je še teže. Literaturo bi lahko zbrala, prebrala in predelala sama, toda njihova obravnava in dobljeni rezultati ne bi bili taki, če ne bi bilo ljudi, ki bi me usmerjali in mi stali ob strani.

Te naloge sploh ne bi bilo brez mentorice, doc. dr. Mojce Šraj, ki mi je predlagala temo, me ves čas oskrbovala z dodatnim gradivom in me usmerjala s strokovnimi pripombami.

Prof. dr. Mitja Birlly je s svojim drugačnim vendor strokovnim pogledom pripomogel, da je diplomska naloga tudi pri hitrem pregledu za izkušeno oko razumljiva.

Najlepša hvala pa tudi vsem drugim, ki so mi v tem času, ko je nastajala ta diplomska naloga kakorkoli pomagali: osebju v knjižnici, ki so me zalačali s strokovnimi revijami zgodnjih izdaj, Nejcu Bezaku, ki me je občasno usmeril k uporabi pravilnih funkcij v programu R, Sašu Petanu z ARSA, ki mi je pomagal z nasveti o izbiri ustreznih meritnih postaj ter mi posredoval nekaj manjkajočih podatkov, mami, ki je kljub zahtevnosti besedila lektorirala napisano, staršem, ki so prenašali mojo zatopljenost v delo in zaročencu Roku, ki je verjel, da bo iz zmedenih zapiskov in izračunov nastalo nekaj dobrega.

KAZALO VSEBINE

BIBLIOGRAFSKO-DOKUMENTACIJSKA STRAN IN IZVLEČEK.....	III
BIBLIOGRAPHIC-DOCUMENTALISTIC INFORMATION AND ABSTRACT	IV
ZAHVALA.....	V
KAZALO VSEBINE	VI
KAZALO PREGLEDNIC.....	IX
KAZALO SLIK.....	X
1 UVOD.....	1
1.1 Namen in cilji	3
2 HIDROLOŠKA REGIONALIZACIJA VERJETNOSTNIH ANALIZ VISOKOVODNIH KONIC.....	5
2.1 Osnovni pojmi verjetnostnega računa.....	5
2.2 Razvoj hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz.....	6
2.3 Priporočila za delo pri hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz	7
2.4 Koraki hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz	9
2.5 Metode ocenjevanja parametrov porazdelitve.....	10
2.5.1 L-momenti.....	11
3 PREGLED IN PRIPRAVA PODATKOV	14
3.1 Test neskladnosti.....	15
4 DOLOČANJE HOMOGENIH HIDROLOŠKIH REGIJ	18
4.1 Načini oblikovanja hidroloških regij	19
4.2 Metoda razvrščanja	20
4.2.1 Izbera objektov za razvrščanje.....	22
4.2.2 Izbera spremenljivk	22
4.2.3 Računanje podobnosti med enotami.....	24

4.2.4 Ustreznost metode razvrščanja	24
4.2.5 Analiza dobljenih rezultatov	25
4.3 Preverjanje homogenosti regij	26
4.3.1 Mera heterogenosti.....	26
5 IZBIRA VERJETNOSTNE PORAZDELITVE ZA POSAMEZNE REGIJE	30
5.1 Priporočila za izbiro ustrezone verjetnostne porazdelitve	30
5.1.1 Zgornja meja porazdelitve.....	31
5.1.2 Zgornji del krivulje porazdelitve.....	31
5.1.3 Oblika osrednjega dela krivulje porazdelitve	32
5.1.4 Spodnji del krivulje porazdelitve.....	32
5.1.5 Spodnja meja porazdelitve.....	33
5.2 Testi ustreznosti izbrane porazdelitve.....	33
5.2.1 Regionalna mera ustreznosti porazdelitve Z	33
5.2.2 QQ diagram	35
5.2.3 Diagram razmerij L-momentov.....	36
5.2.4 Kolmogorov-Smirnov test.....	37
5.2.5 Test PPCC	38
5.2.6 Test RMSE	39
6 OCENA PARAMETROV IZBRANE VERJETNOSTNE PORAZDELITVE REGIJE.....	41
6.1 Regionalni algoritem L-momentov	41
7 HIDROLOŠKA REGIONALIZACIJA VERJETNOSTNIH ANLIZ VISOKOVODNIH KONIC NA VODOMERNIH POSTAJAH V SLOVENIJI.....	44
7.1 Pregled in priprava podatkov	44
7.1.1 Izbera vodomernih postaj za analizo	44
7.1.2 Kontrola podatkov za analizo.....	47
7.1.3 Test neskladnosti.....	49

7.2 Program R	50
7.3 Določanje homogenih regij	52
7.3.1 Izbira objektov in spremenljivk za razvrščanje	53
7.3.2 Wardova metoda razvrščanja	54
7.3.3 Metoda voditeljev	59
7.3.4 Oblikovanje končnih homogenih hidroloških regij	62
7.4 Izbira verjetnostne porazdelitve za regije	67
7.4.1 Izbira verjetnostne porazdelitve glede na splošne podatke hidroloških regij	68
7.4.2 Izbira verjetnostne porazdelitve glede na podatke vodomernih postaj	70
7.5 Ocena parametrov in kvantilov izbrane regionalne porazdelitve	77
7.5.1 Ocena parametrov in kvantilov za podatke celotnih hidroloških regij	77
7.5.2 Ocena parametrov in kvantilov za podatke posameznih vodomernih postaj	79
8 ANALIZA REZULTATOV	80
8.1 Upoštevanje mere neskladnosti vodomernih postaj	80
8.2 Vpliv izbire spremenljivk na razvrščanje	82
8.3 Vpliv predhodne delitve na razvrščanje	84
8.4 Razvrščanje s subjektivno metodo	88
8.5 Primerjava izbire porazdelitve za podatke celotnih hidroloških regij in podatke posameznih vodomernih postaj	91
8.6 Uporaba diagrama L-momentov za določanje najustreznejše porazdelitve	96
9 ZAKLJUČKI	102
VIRI	106

KAZALO PREGLEDNIC

Preglednica 1: Kritične vrednosti mere neskladnosti (Hosking in Wallis, 1997)	17
Preglednica 2: Ujemanje podatkov na zaporednih vodomernih postajah	48
Preglednica 3: Največje vrednosti D_i	49
Preglednica 4: Rezultati Wardovega hierarhičnega razvrščanja.....	59
Preglednica 5: Rezultati razvrščanja z metodo voditeljev v šest razredov	62
Preglednica 6: Začetna razvrstitev vodomernih postaj v hidrološke regije.....	64
Preglednica 7: Končna razvrstitev vodomernih postaj v hidrološke regije.....	65
Preglednica 8: Lastnosti začetnih in končnih regij (število postaj in mera heterogenosti H)..	66
Preglednica 9: Uporabljene verjetnostne porazdelitve in njihove kratice	67
Preglednica 10: Regionalne vrednosti L-momentov in njihovih razmerij	68
Preglednica 11: Vrednosti regionalne mere ustreznosti Z za posamezne regije.....	69
Preglednica 12: Pregled najustreznejše porazdelitve za regije glede na splošne podatke regij	70
Preglednica 13: Izbrane porazdelitve za 1. regijo.....	71
Preglednica 14: Izbrane porazdelitve za 2. regijo.....	72
Preglednica 15: Izbrane porazdelitve za 3. regijo.....	72
Preglednica 16: Izbrane porazdelitve za 4. regijo.....	73
Preglednica 17: Izbrane porazdelitve za 5. regijo.....	74
Preglednica 18: Izbrane porazdelitve za 6. regijo.....	74
Preglednica 19: Izbrane porazdelitve za 7. regijo.....	75
Preglednica 20: Izbrane porazdelitve za 8. regijo.....	75
Preglednica 21: Izbrane porazdelitve za 9. regijo.....	76
Preglednica 22: Pregled najustreznejše porazdelitve za posamezne regije glede na podatke vodomernih postaj	77
Preglednica 23: Ocenjeni parametri najustreznejših porazdelitev glede na regije	78
Preglednica 24: Ocenjeni kvantili glede na splošne podatke regij	78
Preglednica 25: Ocenjeni parametri najustreznejših porazdelitev za posamezne regije	79
Preglednica 26: Ocenjeni kvantili za posamezne regije.....	79
Preglednica 27: Primerjava rezultatov prve delitve.....	88
Preglednica 28: Razporeditev postaj po regijah s subjektivno metodo	90

KAZALO SLIK

Slika 1: Grafični prikaz deleža škode zaradi različnih naravnih nesreč (Povzeto po Statistični urad Republike Slovenije, 2013)	2
Slika 2: Skici definicije prvih dveh L-momentov (Povzeto po Hosking in Wallis, 1997: str. 23)	12
Slika 3: Grafični prikaz osnovne ideje testa neskladnosti (Povzeto po Hosking in Wallis, 1997: str. 46).....	16
Slika 4: Primer dendograma za vodomerne postaje v porečju Savinje	21
Slika 5: Grafična predstavitev razmerij L-momentov (Povzeto po Hosking in Wallis, 1997: str. 62)	27
Slika 6: Teoretični graf gostote verjetnosti (Povzeto po NIST/SEMATECH e-Handbook of Statistical Methods, 2013).....	32
Slika 7: Primer QQ diagrama normalne porazdelitve za eno izmed obravnavanih vodomernih postaj	35
Slika 8: Diagram razmerij L-momentov	36
Slika 9: Grafični prikaz testa Kolmogorov-Smirnov (Povzeto po Vose, 2010)	38
Slika 10: Različne vrednosti PPCC glede na razpršenost podatkov (Povzeto po Statistics Lecture, 2013).....	39
Slika 11: Karta vseh vodomernih postaj, ki so vključene v analizo (Povzeto po ARSO, 2013)	46
Slika 12: Primer združevanja vodomernih postaj (primerjani sta bili postaji, označeni z isto barvo)	48
Slika 13: Glavno pogovorno okno RStudioa	51
Slika 14: Dendrogram hierarhičnega razvrščanja za 3 spremenljivke	56
Slika 15: Dendrogram hierarhičnega razvrščanja za 4 spremenljivke	57
Slika 16: Dendrogram hierarhičnega razvrščanja za 5 spremenljivk	58
Slika 17: Rezultati razvrščanja z metodo razbrščanja za 3, 4 in 5 spremenljivk	61
Slika 18: Karta razporeditve postaj glede na končne homogene hidrološke regije (Povzeto po ARSO, 2013)	66
Slika 19: Izbira ustrezne porazdelitve za regije s pomočjo diagrama razmerij L-momentov..	69
Slika 20: Izbira ustrezne porazdelitve za osmo regijo z diagramom L-momentov	76
Slika 21: Izbira ustrezne porazdelitve za deveto regijo z diagramom L-momentov	76
Slika 22: Diagrami razmerij L-momentov za vse vodomerne postaje.....	80
Slika 23: Pretoki na vodomerni postaji Orešje	81
Slika 24: Odvisnost razvrščanja po hidroloških regijah glede na spremenljivke	83
Slika 25: Začetna delitev Slovenije na štiri regije.....	84

Slika 26: Dendrogram delitve prve skupine (SV Slovenije).....	85
Slika 27: Dendrogram delitve druge skupine (JV Slovenije)	86
Slika 28: Dendrogram delitve tretje skupine – JZ Slovenije (levo) in četrte skupine – SZ Slovenije (desno) (Povzeto po ARSO, 2013).....	87
Slika 29: Rezultat razvrščanja v regije s subjektivno metodo (Povzeto po ARSO, 2013).....	89
Slika 30: Primerjava rezultatov za prvo regijo	91
Slika 31: Primerjava rezultatov za drugo regijo	92
Slika 32: Primerjava rezultatov za tretjo regijo.....	92
Slika 33: Primerjava rezultatov za četrto regijo.....	93
Slika 34: Primerjava rezultatov za peto regijo	94
Slika 35: Primerjava rezultatov za šesto regijo.....	94
Slika 36: Primerjava rezultatov za sedmo regijo.....	95
Slika 37: Primerjava rezultatov za osmo in deveto regijo	96
Slika 38: Diagram L-momentov za prvo regijo.....	97
Slika 39: Diagram L-momentov za drugo regijo.....	97
Slika 40: Diagram L-momentov tretje regije	98
Slika 41: Diagram L-momentov četrte regije	98
Slika 42: Diagram L-momentov pete regije	99
Slika 43: Diagram L-momentov šeste regije.....	100
Slika 44: Diagram L-momentov sedme regije.....	100

»Ta stran je namenoma prazna«

1 UVOD

Vodne ujme so obsežne naravne nesreče, ki jih povzroči voda v širšem pomenu besede. Tako mednje uvrščamo hudourniške, rečne nižinske in kraške poplave, snežne plazove ter erozijo tal. Vzroki vodnih ujm so lahko meteorološki (nevihte, neurja, snežni viharji) in hidrološki pojavi (poplave, snežni plazovi). Od navedenih vrst vodnih ujm so v svetu najštevilčnejše naravne nesreče poplave, ki velikokrat zahtevajo smrtne žrtve, prizadenejo veliko število ljudi in povzročajo ogromno gmotno škodo (Brilly et al., 1999).

Naravni prostor, ki je podvržen tem nevarnostim, sam po sebi ni ogrožen, če ni hkrati tudi ranljiv zaradi prisotnosti človeka in njegove dejavnosti. Ogroženost je torej posledica dveh neodvisnih pojmov – nevarnosti ali tveganja in ranljivosti. Nevarnost vključuje predvsem naravne pogoje za nastanek poplav, erozije in plazov z določeno verjetnostjo pojava, kar pomeni, da je nevarno vsako območje, kjer obstaja verjetnost, da do katerega izmed teh pojavov sploh pride. Ranljivost pa opredeljuje stroške škode človekove dejavnosti, kjer človekovo življenje predstavlja neprecenljivo vrednost. Z integralno analizo obeh pojmov nato ugotavljamo dejansko ogroženost (Brilly et al., 1999).

Po podatkih Inštituta za vode Republike Slovenije (2013) imamo v Sloveniji več kot 26.000 km vodotokov, več kot polovica jih ima stalno tekočo vodo. Uprava republike Slovenije za zaščito in reševanje (2013) je za poplavno ogrožene označila kar 3.000 km^2 površin, kar predstavlja skoraj 15 % celotne države. Definicija v Zakonu o vodah poplavno območje opredeljuje kot tisto, kjer se voda zaradi naravnih dejavnikov občasno prelije izven vodnega zemljišča. Na tem prostoru so prepovedane vse dejavnosti in vsi posegi v prostor, ki ob poplavi lahko škodljivo vplivajo na vodo in vodna zemljišča ter povečujejo poplavno ogroženost. Glede na to so natančno določeni posegi, ki so tam dovoljeni (Zakon o vodah, 2002).

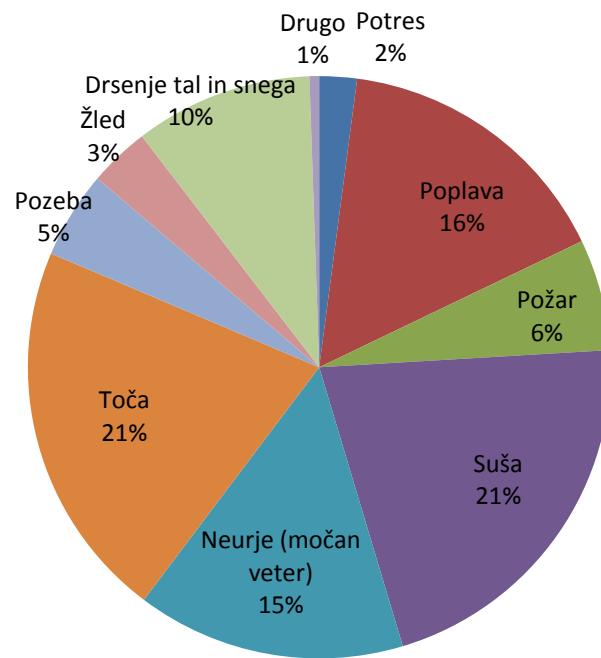
Vsakoletne poplave zalijejo okrog 23 km^2 površin. Več kot polovica vsega poplavnega sveta je v porečju Save, ki mu pripada 58 % ozemlja države. V porečju Drave je 42 % poplavnih površin, v porečju Soče in pritokov pa 4 % (Uprava RS za zaščito in reševanje, 2013).

Geografska lega Slovenije je zelo ugodna, saj leži na stičišču štirih geografskih enot in v središču Evrope. Je pomembna tranzitna država, ima dobre možnosti za razvoj turizma, trgovine, industrije in drugih pomembnih panog. Poleg tega pa njena lega pomeni tudi večje tveganje za pojav naravnih nesreč, kot so plazovi, potresi in poplave. Po podatkih Urada za

zaščito in reševanje (2013) je davek, ki ga na leto povprečno terjajo naravne nesreče, enak 2 odstotkoma bruto družbenega proizvoda.

Po podatkih Statističnega urada je škoda zaradi naravnih nesreč med leti 1994 in 2008 v povprečju znašala 86 milijonov evrov letno, najmanj leta 2002 (19 milijonov evrov) in največ leta 1998 (170 milijonov evrov). Velik del teh sredstev je bil porabljen za sanacijo posledic poplav, povprečno 16 milijonov evrov letno, najmanj leta 2006 (0,2 milijona evrov), največ pa 1998 (88 milijonov evrov). Glede na to poplave predstavljajo tretje najbolj "drage" naravne nesreče, takoj za sušo in točo. Deleži ocenjene škode v obdobju med 1994 in 2008 so prikazani tudi na sliki 1 (Statistični urad republike Slovenije, 2013).

Delež ocenjene škode, ki so jo povzročile elementarne nesreče v Sloveniji med leti 1994 in 2008



Slika 1: Grafični prikaz deleža škode zaradi različnih naravnih nesreč (Povzeto po Statistični urad Republike Slovenije, 2013)

Glede na to, kakšno škodo povzročajo poplave, je jasno, da si prizadevamo zagotoviti čim boljšo zaščito pred njimi ali se vsaj ustrezno pripraviti nanje. Po Zakonu o vodah (Zakon o vodah, 2002) varstvo pred škodljivim delovanjem voda, kamor se štejejo tudi poplave, obsega izvajanje ukrepov, s katerimi se zmanjšuje ali preprečuje ogroženost pred škodljivim delovanjem voda in odpravljanje posledic njihovega škodnjega delovanja. Ukrepe za preprečevanje škode glede na vrsto posega delimo na vodogradbene (regulacije in gradnja

hidrotehničnih objektov – nasipi, pregrade, obtoki) in alternativne ukrepe (upravno-zakonski ukrepi, prostorsko načrtovanje, omejevanje dejavnosti, nezgodno zavarovanje) (Brilly et al., 1999). Ne glede na to, za kateri ukrep gre, pa ga je najprej potrebno načrtovati. Podlaga za načrtovanje protipoplavnih ukrepov je izbrani projektni pretok, ki ga določimo glede na pretoke z dovolj veliko povratno dobo (Kozelj et al., 2008).

Največji pretoki so odvisni predvsem od velikosti in oblike porečja. Zakonitosti spremembe pretokov in možnosti pojava velikih voda lahko ugotovimo s pomočjo verjetnostne analize, če imamo na voljo merjene podatke pretokov (Brilly in Šraj, 2005). V analizo lahko vključimo samo najvišje vrednosti v posameznem letu ali mesecu, ki jih imenujemo tudi visokovodne konice, ali pa vse izmerjene vrednosti nad določeno izbrano mejo (Bezak, 2012).

Pri verjetnostni analizi gre za ocenjevanje pričakovane pogostosti pojava nekega dogodka, ki je za velike povratne dobe lahko zelo pomembna. V primeru naravnih pojavov obstaja veliko razlogov za negotovost napovedi, zato je pogosto zaželen tudi statističen pristop k napovedovanju. Statistične metode upoštevajo negotovosti pri napovedovanju in onemogočajo njihov vpliv na napoved (Hosking in Wallis, 1997).

Poplavna območja so sestavni del vodotokov, kot del vodnega prostora predstavljajo pomemben vodni ekosistem in pomembno vplivajo na vodni režim, predvsem pri zmanjševanju konic poplavnih valov in bogatenju podtalnice. Pri analizi oziroma izvajanju različnih ukrepov varstva pred poplavami je zato treba upoštevati celovitost vodnega režima in celotno porečje obravnavati kot enoto (Brilly et al., 1999). Statistična metoda za ocenjevanje projektnih pretokov z določeno povratno dobo, ki upošteva ta priporočila in obravnava večje območje kot celoto, je hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz.

1.1 Namen in cilji

Hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz je postopek, ki se pri napovedovanju verjetnosti pojava poplav že nekaj desetletij intenzivno uporablja po celi svetu. V Sloveniji pa je ta metodologija še dokaj neznana, saj po pregledu domače literature nismo zasledili njene uporabe v slovenskem prostoru, kljub temu da jo v tuji literaturi pogosto priporočajo kot boljšo od osnovne verjetnostne analize. Zato je glavni namen te diplomske metodologijo natančno predstaviti in pokazati njeno praktično uporabo za naš prostor.

Glavni cilji diplomske naloge so (1) opis korakov, potrebnih za izvedbo regionalne verjetnostne analize in predstavitev osnovnih metod, ki se pri posameznem koraku lahko uporablja, (2) implementacija posameznih korakov za primer Slovenije, (3) primerjava rezultatov, dobljenih z uporabo različnih metod in (4) izbira ustreznih metod za Slovenijo.

Naloga naj bi predstavljala osnovo in pomoč vsem, ki se bodo v prihodnje še ukvarjali z regionalizacijo, saj je vsa do sedaj dostopna literatura le v tujih jezikih. Tako naj bi naloga pomagala pri začetnem razumevanju metodologije in pri izbiri ustrezne tuge literature. Rezultati naloge pa naj bi predstavljeni pomemben prispevek k napovedovanju verjetnosti pojava poplav v Sloveniji.

2 HIDROLOŠKA REGIONALIZACIJA VERJETNOSTNIH ANALIZ VISOKOVODNIH KONIC

Hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz izhaja iz klasične verjetnostne analize. Ta povezuje hidrološke pojave različnih obsežnosti in pogostosti njihovega pojavljanja z uporabo tehnik prilagajanja krivulji teoretične porazdelitve in uporabo koristnih podatkov o opazovani spremenljivki. S tem nam omogoča, da za ekstremne dogodke ocenimo njihovo povratno dobo, ki je daljša od opazovanega časovnega niza. Begueria (2005) za verjetnostno analizo priporoča nekaj osnovnih elementov:

- ker so ekstremni dogodki slučajne spremenljivke, jih lahko opišemo z verjetnostnimi porazdelitvami,
- zaradi homogenosti podatkov se te porazdelitve med vzorci ne spreminjajo,
- podatki so neodvisni.

Pogosto se zgodi, da je za verjetnostno analizo na voljo veliko med seboj povezanih podatkov, kot na primer meritve padavin ob nekem ekstremnem dogodku na različnih padavinskih postajah ali meritve visokovodnih konic na vodomernih postajah po državi. Če je pogostost dogodka podobna za različne opazovane količine, so z analizo vseh vzorcev podatkov skupaj lahko doseženi boljši rezultati. Ob uporabi tega pristopa govorimo o hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz (ang. *regional frequency analysis*), saj so analizirani vzorci po navadi rezultati opazovanj iste spremenljivke na več merilnih mestih na območju ustrezno definirane "hidrološke regije". Hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz se največkrat uporablja takrat, ko so na voljo raznovrstni vzorci enakih podatkov (Hosking in Wallis, 1997).

2.1 Osnovni pojmi verjetnostnega računa

Matematične temelje statistike predstavlja verjetnostni račun, ki ga opišemo z osnovnimi pojmi poskus, dogodek, verjetnost dogodka, slučajna spremenljivka in porazdelitvena funkcija (Turk, 2012).

Poskus je postopek, ki ga lahko ponovimo pod enakimi pogoji kolikokrat želimo, njegovo dogajanje pa je lahko sproženo namerno ali spontano. Izid nekega poskusa se imenuje dogodek, ki je lahko gotov (zgodi se ob vsaki ponovitvi poskusa) ali nemogoč (ne zgodi se ob nobeni ponovitvi poskusa). Vrednost, ki pove, kolikšna je možnost, da je rezultat poskusa določen dogodek, pa je verjetnost dogodka. Ta je razložena na več različnih načinov, s

klasično, geometrijsko, statistično in aksiomatično definicijo. Slučajna spremenljivka je funkcija, ki vsakemu dogodku priredi neko realno število. Tako se imenuje, saj je pri poskusu možnih več vrednosti – spremenljivka, vrednosti pa so odvisne od slučaja – slučajna (Kramar Fijavž, 2011). Porazdelitvena funkcija $F_X(x)$ pa je definirana kot verjetnost, da slučajna spremenljivka zavzame vrednost, ki je manjša ali enaka x (Turk, 2012).

Porazdelitveno funkcijo $F_X(x)$ v hidrologiji pogosto nadomestimo s povratno dobo. Verjetnost, da pride do pojava, se tako ne podaja v odstotkih, temveč v letih. Na primer namesto 1 % pojav rečemo 100-letna voda oziroma dogodek, ki se v povprečju zgodi desetkrat v 1000 letih (Brilly in Šraj, 2005). Povratno dobo lahko zapišemo kot:

$$T(x) = \frac{1}{1 - F_X(x)} . \quad (1)$$

2.2 Razvoj hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz

Hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz pretokov se je začela z zapisom preprostih formul, ki povezujejo pretok in prispevno območje. Eno izmed takih enačb je že leta 1868 v svoji študiji zapisal O'Connell (O'Connell, P. P. L., 1868, cit. po Dawdy et al., 2012):

$$Q_{max} = CA^{0,5} . \quad (2)$$

V tej enačbi je povezal maksimalni pretok (Q_{max}), prispevno površino (A) in koeficient, povezan z regijo (C). Velikost prispevne površine je potenciral na 0,5, saj je zaradi premalo podatkov sklepal, da je povezava med pretokom in prispevno površino parabolična (Dooge J. C. I., 1986, cit. po Dawdy et al., 2012).

Po skoraj petdesetih letih je Fuller leta 1914 ponovno analiziral sedaj daljši set podatkov o visokovodnih konicah s celega sveta in podal novo zvezo med povprečnimi maksimalnimi pretoki ter prispevnim območjem (Fuller, W. E., 1914, cit. po Dawdy et al., 2012):

$$\bar{Q} = CA^{0,8} . \quad (3)$$

Na podlagi te razprave se je istega leta v Združenih državah Amerike začel razvoj statistične analize verjetnosti poplav. Fuller je poskušal najti povezavo med pretokom z določeno

povratno dobo in prispevnim področjem. On je tudi objavil prvo enačbo, ki vsebuje pogostost poplav (Fuller, W. E., 1914, cit. po Dawdy et al., 2012).

S tem se je začelo proučevanje, kako pravilno izraziti povezavo med pretokom z znano povratno dobo in prispevnim območjem, katera verjetnostna porazdelitev je najbolj primerna za uporabo modeliranja visokovodnih konic, omenjati pa se je začela tudi uporaba verjetnostne mreže. Veliko spodbudo k nadaljnemu razvoju na tem področju je dala poplava v Novi Angliji leta 1927. Tako sta bili leta 1936 predstavljeni dve deli; Jarvis (Jarvis, C. S. et al., 1936, cit. po Dawdy et al., 2012) je predstavil analizo verjetnosti poplav, njegov sodelavec Hoyt (Hoyt, W. G. et al., 1936, cit. po Dawdy et al., 2012) pa delo, ki je temeljilo na analizi padavin in njihovega odtoka. Tega leta so bili postavljeni vsi temelji za nadaljnja raziskovanja in razprave na področju analize verjetnosti poplav (Dawdy et al., 2012).

Prvo hidrološko regionalizacijo verjetnostnih analiz sta pod okriljem Geološkega urada Združenih držav (ang. *Unitade States Geological Survey – USGS*) v ZDA leta 1945 predstavila Kinnison in Colby za območje Nove Anglije (Kinnison, H. B. in Colby, B. R., 1945, cit. po Dawdy et al., 2012). Razvila sta metodo indeksa poplav, s katero sta pridobila brezdimenzijsko krivuljo verjetnosti poplav za homogeno regijo. Temu projektu je v sklopu USGS sledila še analiza, ki je temeljila na metodi indeksa poplav, in sicer za vsako zvezno državo posebej (Dawdy et al., 2012).

Razvoj hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz, ki se je opiral na metodo indeksa poplav, se je nadaljeval. Med drugimi sta ga obravnavala tudi Hosking in Wallis (1997). Razvitih je bilo še več drugih metod, na primer metoda kvantilov, ki jo je predstavil Benson (Benson, M. A., 1964, cit. po Dawdy et al., 2012). Testiranih in priporočenih je bilo več verjetnostnih porazdelitev, med njimi tudi leta 1966 v Ameriškem kongresu predstavljena logaritemska Pearson III porazdelitev, ter predstavljenih veliko novih, predvsem statističnih pristopov. Danes se raziskovanje razvija predvsem v smeri razumevanja osnovnega procesa, ki je temelj za delo z hidrološko regionalizacijo verjetnostnih analiz. V praksi pa se še vedno poskuša izboljšati predvsem statistične metode, ki so najbolje sprejet način ocenjevanja poplav z določeno povratno dobo (Dawdy et al., 2012).

2.3 Priporočila za delo pri hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz

Ko so bile predstavljene osnove hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz, se je razvoj usmeril na številna področja, na katerih bi bila analiza lahko izboljšana. Izkazalo se je, da je

bilo odkritih kar nekaj uporabnih vodil, ki so v pomoč pri postopku. Hosking in Wallis (1997) sta jih povzela v šestih sklopih.

1. Verjetnostna analiza naj bo robustna.

To pomeni, da postopek dopušča oceno kvantilov, katerih točnost je verjetna kljub večjemu odstopanju naravnega pojava od izbranega vzorčnega poteka. Gre namreč za to, da verjetnostna analiza, kot vsak drug statistični postopek, za proces ustvarjanja podatkov potrebuje neke vrste vzorec. Za večino okoljskih problemov so realni podatki tako spremenljivi, da je ta vzorec kvečjemu približek dejanskemu dogajanju. Z robustno analizo pa kljub temu lahko dobimo sprejemljive rezultate.

2. Za oceno postopka verjetnostne analize naj se uporabi simulacija.

Podatke za delo lahko dobimo kar na podlagi vzorca dejanskih merjenih podatkov. To je povsem primerno za ocenjevanje podatkov podobnih razsežnosti. S simulacijo pa lahko ocenimo kvantile glede na izbrano verjetnostno porazdelitev, kar nam omogoči tudi ocenjevanje podatkov z večjimi povratnimi dobami.

3. Regionalizacija je koristna.

Regionalizacija je dodatek h klasični verjetnostni analizi. Omogoča obravnavo podatkov tudi na lokacijah, ki na začetku niso bile vključene v analizo in za katere nimamo ocenjenih kvantilov. Taka obravnavava je mogoča zato, ker se določi odnos med verjetnostnimi porazdelitvami za različne lokacije. Čeprav je regija mogoče zmerno heterogena, bo hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz še vedno dala bolj točne ocene kvantilov kot navadna verjetnostna analiza.

4. Ni potrebno, da so regije geografske.

Izraz "regija" nakazuje na skupino sosednjih lokacij, vendar geografska bližina ni nujno pokazatelj podobnosti verjetnostnih porazdelitev. Lastnosti, glede na katere lokacije delimo v regije, so lahko geografske (zemljepisna širina in dolžina), vendar na verjetnostno porazdelitev po navadi bolj vplivajo kakšne druge karakteristike; v primeru, da gre za analizo poplav, so velikokrat merodajni podatki o padavinah, velikost zbirne površine, nadmorska višina in tako naprej. Poleg tega pa je v primeru, da regije niso geografske, manjša verjetnost, da bodo podatki na posameznih lokacijah medsebojno odvisni.

5. Ni nujno, da je izbrana verjetnostna porazdelitev "iz knjige".

Porazdelitve "iz knjige" so tiste, za katere obstaja matematična ter statistična razlaga in katerih oblika je predpisana odvisno od tega, kakšna je pričakovana oblika porazdelitve glede na izkušnje pri delu z različnimi spremenljivkami. Take porazdelitve so na primer normalna, logaritemska normalna, Pearson III in Gumbelova. Problem pri delu z njimi pa je v tem, da vzorci podatkov, uporabljeni v regionalni verjetnostni analizi, po navadi niso dovolj veliki, da bi bila porazdelitev lahko nedvoumno definirana. Zato je smiselno razmisljiti o uporabi kakšne druge, bolj enostavne porazdelitve ali takšne z več parametri, ki lahko ponazarja več različnih možnih porazdelitev. Taka je petparametrska Wakebyjeva porazdelitev.

6. L-momenti so uporabna metoda ocenjevanja parametrov.

Hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz največkrat temelji na prilagajanju podatkov še ne definirani verjetnostni porazdelitvi. Točnost te prilagoditve se pogosto preverja s karakterističnimi števili metode ocenjevanja parametrov, ki pa je pogosto nezadostna. Gre namreč za to, da je algebraično omejena z velikostjo vzorca, saj za majhne vzorce karakteristična števila po navadi ne zavzamejo vrednosti, ki bi odražale celotno stanje. Zato se za oceno parametrov porazdelitve priporoča uporaba L-momentov, ki, kot linearna kombinacija elementov urejenega vzorca, kljub izstopajočim vrednostim v nizu podatkov omogočajo delo z večjim številom verjetnostnih porazdelitev in boljše ocenjevanje.

2.4 Koraki hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz

Ko je v analizo vključenih večje število postaj in so za vsako izmed njih zaželene ocene kvantilov, Hosking in Wallis (1997) priporočata štiri korake verjetnostne analize.

1. korak: pregled podatkov – kot za vsako statistično analizo je tudi v tem primeru najprej potrebno preveriti podatke, odstraniti velike napake in neskladnosti ter se prepričati, da se s časom ne spreminja (so stacionarni); pomagamo si lahko z informacijami o metodah in načinih meritev podatkov.
2. korak: določanje homogenih regij – vodomerne postaje pripisemo hidrološkim regijam, ki so osnovne enote za izvedbo analize in za katere želimo doseči, da bi bile približno homogene, kar preverjamo z različnimi testi homogenosti ozziroma heterogenosti.

3. korak: izbira verjetnostne porazdelitve – je zadnja stopnja pri specifikaciji statističnega modela, je statistični problem, ki se običajno rešuje s pomočjo statističnih testov (ang. *goodness-of-fit test*), vendar z upoštevanjem dveh predpostavk: uporabljeni podatki niso neki naključni vzorec, ampak skupina primerov različnih postaj in izbrana porazdelitev mora biti poleg tega, da se podatkom prilega, tudi robustna, da dopušča oceno kvantilov odstopanj, ki so možna pri naravnih pojavih.
4. korak: ocena verjetnostne porazdelitve – z metodo regionalnega algoritma L-momentov lahko na učinkovit način ocenimo hidrološko regionalizacijo verjetnostnih analiz.

Ti koraki računanja pa ne veljajo za posebne primere. Prvi tak primer je, kadar nas posebej zanima le ena lokacija, kjer na primer stoji nuklearna elektrarna ali pregrada na vodotoku. Drugi primer pa je, ko nas ocene parametrov porazdelitve zanimajo za lokacije, na katerih ni merilnih postaj, kar pomeni, da za to lokacijo niso znani nobeni podatki (Hosking in Wallis, 1997).

2.5 Metode ocenjevanja parametrov porazdelitve

Cilj hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz poplav je najpogosteje uskladiti podatke s porazdelitvijo, katere oblika je odvisna od končnega števila še ne poznanih parametrov. Sovpadanje podatkov z izbrano porazdelitvijo se pogosto ocenjuje s pomočjo karakterističnih števil oziroma momentov, dobljenih iz podatkov in porazdelitve. Najbolj znani in pogosto uporabljeni načini za izračun karakterističnih števil so: metoda momentov, metoda največjega verjetja in metoda L-momentov (Robson in Reed, 1999; Bezak, 2012).

Metoda momentov temelji na ideji, da naj bi se teoretični momenti (srednja vrednost, standardna deviacija in druga karakteristična števila porazdelitve) ujemali z momenti, dobljenimi iz vzorca. Ta način daje najboljše rezultate v primeru simetričnih porazdelitev, v primeru velikih odklonov podatkov pa so dobljeni rezultati lahko zelo slabi (Robson in Reed, 1999).

Metoda največjega verjetja predstavlja zelo prilagodljiv pristop k ocenjevanju porazdelitve, pri kateri se za oceno parametrov uporabi gostota verjetnosti. Pri analizi hidroloških podatkov so

se ocene s to metodo izkazale kot zelo dobre, vendar uporabo oteži delo s kompleksnimi enačbami ali uporaba numeričnih optimizacijskih shem (Robson in Reed, 1999).

Rezultati pri hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz pa so najbolj točni, če uporabimo metodo L-momentov. Ti namreč omogočajo testiranje večjega števila porazdelitev, pri ocenah vrednosti momentov iz vzorca pa so tudi manj občutljivi na izstopajoče vrednosti, ki pri računu z momenti lahko "zasenčijo" druge podatke (Hosking in Wallis, 1997).

2.5.1 L-momenti

Pri analizi verjetnosti pojava poplav se najpogosteje uporablajo L-momenti (Hussain in Pasha, 2009). Prvič jih je leta 1986 predstavil Hosking kot rezultat številnih raziskav na področju verjetnostne analize poplav, ki so se zelo razmahnile med leti 1970 in 1980 v želji najti čim bolj učinkovit način računanja (Hussain in Pasha, 2009). Postopek je zelo podoben metodi momentov, vendar ocene temeljijo na linearni kombinaciji reda statistike. Določeni so kot linearna kombinacija verjetnostno uteženih momentov (ang. *probability weighted moments* – PWM). Za zelo velik obseg hidroloških problemov omogočajo L-momenti preprosto in učinkovito oceno parametrov iskanih porazdelitev in karakteristik niza podatkov (Anil Kumar Kar et al., 2012). V primerjavi z navadnimi momenti so veliko manj občutljivi na osamelce med podatki, omogočajo boljše ugotavljanje osnovne porazdelitve posameznega niza podatkov in imajo na splošno boljše statistične lastnosti (Hussain in Pasha, 2009).

Definicija L-momentov je napisana za verjetnostno porazdelitev, v praksi pa po navadi izhajamo iz nekega končnega vzorca podatkov. Zato so bile enačbe zanje zapisane tudi za končni vzorec z n elementi, ki so razvrščeni po velikosti od najmanjšega do največjega, kar lahko zapišemo tudi kot $x_{1:n} \leq x_{2:n} \leq \dots \leq x_{n:n}$. Oceno splošnega zapisa verjetnostno obteženega momenta β_r zapišemo kot (Hosking in Wallis, 1997):

$$b_r = n^{-1} \binom{n-1}{r}^{-1} \sum_{j=r+1}^n \binom{j-1}{r} x_{j:n}. \quad (4)$$

Iz tega splošnega zapisa sledi, da so vrednosti momentov enake (Hosking in Wallis, 1997):

$$b_0 = n^{-1} \sum_{j=1}^n x_{j:n}, \quad (5)$$

$$b_1 = n^{-1} \sum_{j=2}^n \frac{(j-1)}{(n-1)} x_{j:n}, \quad (6)$$

$$b_2 = n^{-1} \sum_{j=3}^n \frac{(j-1)(j-2)}{(n-1)(n-2)} x_{j:n}. \quad (7)$$

L-momenti pa so enaki linearji kombinaciji zgoraj zapisanih vrednosti (Hosking in Wallis, 1997):

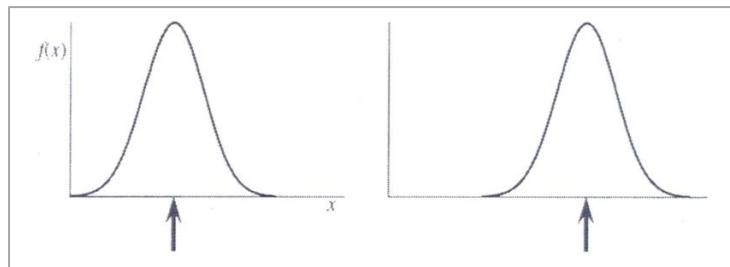
$$l_1 = b_0, \quad (8)$$

$$l_2 = 2b_1 - b_0, \quad (9)$$

$$l_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0, \quad (10)$$

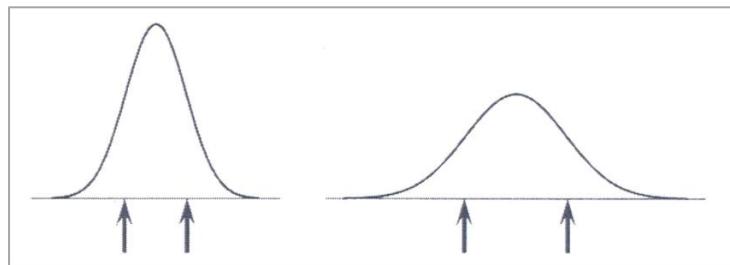
$$l_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0. \quad (11)$$

Pri hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz pojava poplav so za delo najbolj uporabni prvi in drugi L-moment (l_1 in l_2) (slika 2), koeficient variacije (L-CV, τ) ter tretje in četrti razmerje L-momentov (koeficient asimetrije τ_3 in koeficient sploščenosti τ_{43}).



a) prvi L-moment

(če gre porazdelitev k večjim vrednostim, se povečuje tudi vrednost opazovanega vzorca)



b) drugi L-moment

(če je razpršenost porazdelitve velika, bosta tudi vrednosti dveh opazovanj dokaj narazen)

Slika 2: Skici definicije prvih dveh L-momentov (Povzeto po Hosking in Wallis, 1997: str. 23)

Razmerja L-momentov, izračunanih iz končnega vzorca podatkov, so, podobno kot v primeru splošnega zapisa L-momentov, enaka (Hosking in Wallis, 1997):

$$t_r = \frac{l_r}{l_2}. \quad (12)$$

Vrednost koeficiente variacije pa lahko izračunamo z enačbo (Hosking in Wallis, 1997):

$$t = \frac{l_2}{l_1}. \quad (13)$$

Oznake za največkrat uporabljene vrednosti so:

l_1 – srednja vrednost vzorca, prvi L-moment

l_2 – varianca ali disperzija vzorca, drugi L-moment

t – koeficient variacije L (angl. *Coefficient of L-variation*), označen tudi z L-CV

t_3 – koeficient asimetrije L (angl. *L-skewness*), označen tudi z L-s

t_4 – koeficient sploščenosti L (angl. *L-kurtosis*), označen tudi z L-k

L-momente različnih porazdelitev lahko na pregleden način prikažemo z grafom razmerij L-momentov (angl. *L-moment ratio diagram*). Na oseh so prikazane vrednosti koeficiente asimetrije t_3 in koeficiente sploščenosti t_4 . Dvoparametrske porazdelitve so na grafu prikazane kot točke, troparametrske pa s črto. Tak graf najlažje narišemo, če poznamo enačbo, ki poda t_4 v odvisnosti od t_3 . Približek take enačbe v polinomski obliki je zapisan tudi v knjigi Hosking in Wallis (1997). Ta graf lahko uporabimo v primeru, da je število postaj v analizi dovolj majhno, vendar je regionalizacija še vedno potrebna. Vrednosti razmerij L-momentov za posamezno postajo vrišemo v graf, nato pa združimo tiste s podobnim obnašanjem verjetnosti poplav in pripadajočimi verjetnostnimi porazdelitvami (Chavoshi Borujeni in Azmin Sulaiman, 2009).

3 PREGLED IN PRIPRAVA PODATKOV

Prvi korak pri verjetnostni analizi je preverjanje in urejanje podatkov. To, da so ti pravilni, je zelo pomembno pri vsaki statistični analizi, saj vse nadaljnje delo izhaja iz njih. Če so podatki torej že na začetku napačni, so napačni tudi vsi kasneje dobjeni rezultati.

Ne glede na tip podatkov v statistiki običajno preverjamo manjkajoče podatke, izstopajoče podatke, normalnost in linearost (Important issues in data screening, 2013).

To tega, da podatki manjkajo, lahko pride zaradi nedeljujoče opreme, opreme, katere merilno območje je v določenih razmerah premajhno, kriv je lahko tudi vpliv človeka, ki na primer zaradi različnih vzrokov podatkov ne odčituje ali pa celo to, da na lokaciji ni ustrezne opreme na primer zaradi obnove, vandalizma, posledic naravnega pojava in podobno. Kako v takem primeru ravnati, je odvisno od tega, koliko podatkov manjka. Če je njihovo število zelo majhno, lahko manjkajoče vrednosti izbrišemo in nadaljujemo brez njih. V primeru več nepoznanih vrednosti pa imamo dve možnosti. Analizo lahko naredimo dvakrat; z upoštevanjem in z neupoštevanjem manjkajočih podatkov, rezultate pa primerjamo med seboj. Če pa gre za podatke, katerih vrednosti so pričakovane oziroma vemo znotraj katerega intervala se bodo gibali, jih lahko ocenimo. Pri tem se, če problematiko zelo dobro poznamo, lahko zanesemo na lastno znanje in subjektivno presodimo njihove vrednosti, če pa naše znanje ni tako dobro, jim pripisemo srednjo vrednost celotnega vzorca ali uporabimo regresijo (Important issues in data screening, 2013).

Izstopajoči podatki so tisti, katerih vrednosti tako močno odstopajo od drugih, da popačijo celotno statistiko. Do tega lahko pride zaradi napačnega odčitavanja ali napake pri prepisu podatka, med vrednostmi obravnavane spremenljivke se zaradi različnih napak lahko znajde vrednost, ki nas ne zanima (na primer v polje za količino padavin je bila vnešena temperatura, ki je lahko tudi negativna), napaka pa je lahko tudi programska (na primer za neznane vrednosti se pogosto uporabi oznaka 9999, ki jo program obravnava kot dejanski podatek). Določanje izstopajočih podatkov se izvaja na več različnih načinov, na primer s pregledovanjem vrednosti podatkov, prikazovanjem na grafu ali z računom razlike med njimi. Po navadi se ločeno pregleda vrednosti vsake spremenljivke posebej, potem pa še vseh skupaj, saj so med seboj lahko na neki način odvisne. Na primer temperatura -10°C je pričakovana, prav tako se lahko zgodi, da v enem dnevu pada 40 mm dežja, zelo majhna pa je verjetnost, da na dan, ko je zunaj -10°C pada 40 mm dežja. Če po podrobнем pregledu in preverjanju možnosti, ali je vrednost dejansko pravilna, ugotovimo, da je podatek napačen, ga izbrišemo brez bojazni, da bi vplivali na nadaljnjo analizo. V primeru, da pa je njegova

vrednost dokazano pravilna, ga pustimo med podatki, vendar smo v nadaljevanju nanj še posebej pozorni. Lahko pa si pomagamo tudi s transformacijo vseh vrednosti na način, ki zmanjša odstopanje vrednosti, na primer z logaritmiranjem (Important issues in data screening, 2013).

Normalnost podatkov preverimo preko vrednosti koeficientov asimetrije in sploščenosti, linearnost pa najlaže z grafično ponazoritvijo (Important issues in data screening, 2013).

Pri meteoroloških podatkih sta najpogosteji dve napaki – napačna vrednost podatkov in neupoštevanje spremembe razmer, v katerih se meritve izvajajo. Glede na to Hosking in Wallis (1997) za hidrološko regionalizacijo verjetnostnih analiz priporočata vsaj tri načine preverjanja podatkov:

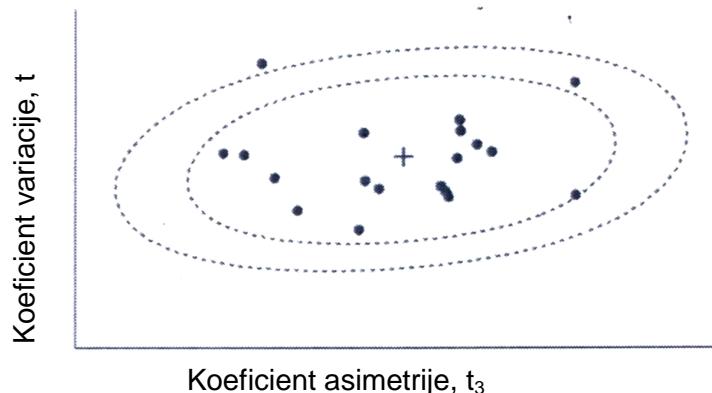
- Pregled posameznih vrednosti podatkov, ki razkrije velike napake.
- Pregled podatkov za vsako lokacijo, ki razkrije izstopajoče in ponavljajoče se podatke.
- Primerjava podatkov med posameznimi lokacijami, ki razkrije neskladnost podatkov.

Za primerjavo podatkov posameznih lokacij je na voljo več različnih metod, kot na primer QQ diagram ali graf dvojne masne krivulje (ang. *double-mass plot*). Hosking in Wallis (1997) pa priporočata, da se v primeru regionalne verjetnostne analize z L-momenti uporabi tako imenovan test neskladnosti (ang. *Discordancy measure*).

3.1 Test neskladnosti

Test neskladnosti temelji na primerjavi razmerij L-momentov različnih lokacij. Uporablja se lahko v dva različna namena. Najprej se ga lahko uporabi za veliko število enot na nekem geografskem območju, saj tiste z velikimi napakami v podatkih ne bodo skladne z drugimi; s tem preverimo podatke med posameznimi lokacijami in njihovo skladnost za vse postaje, zajete v analizi. Ko pa so regije vsaj približno določene, lahko ta test uporabimo še za vsako ustvarjeno regijo posebej; v primeru, da je kateri izmed elementov v njej neskladen, resno razmislimo o tem, da ga prestavimo v drugo regijo (Hosking in Wallis, 1997). Ta test so v svojih analizah pretokov uporabili tudi Hussain in Pasha (2009) za provinco Punjab v Pakistanu, Burn in Goel (2000) za porečja v osrednji Indiji ter Chavoshi Borujeni in Azmin Sulaiman (2009) za severni del porečja reke Karun v Iranu.

Test neskladnosti temelji na ideji, da je vsaka postaja predstavljena kot točka v prostoru, ki je določen s koordinatnimi osmi, na katerih so prikazana razmerja L-momentov (na primer na osi x je nanešen koeficient variacije, na osi y koeficient asimetrije in na osi z koeficient sploščenosti). Središčno točko predstavljajo povprečne vrednosti razmerij. Postaja, ki je preveč oddaljena od središčne točke, je označena kot neskladna (slika 3) (Hosking in Wallis, 1997).



Slika 3: Grafični prikaz osnovne ideje testa neskladnosti (Povzeto po Hosking in Wallis, 1997: str. 46)

Predpostavimo, da je v skupini N postaj in da je $\mathbf{u}_i = [t^{(i)} \quad t_3^{(i)} \quad t_4^{(i)}]^T$ vektor sestavljen iz vrednosti t, t₃ in t₄ za postajo i. Potem je neuteženo povprečje skupine:

$$\bar{\mathbf{u}} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{u}_i. \quad (14)$$

Mera neskladnosti za postajo i se izračuna kot:

$$D_i = \frac{1}{3} N (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})^T \mathbf{A}^{-1} (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}}). \quad (15)$$

Pri tem je A matrika vsote kvadratov in križnih produktov, ki je podana kot:

$$\mathbf{A} = \sum_{i=1}^N (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}}) (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})^T. \quad (16)$$

Mejno vrednost D_i, pri kateri neka postaja ni več skladna s skupino, je težko določiti. Za to obstaja več različnih načinov. Wilks (1963, cit. po: Hosking, J.R.M. in Wallis, J.R., 1997) je na primer priporočal, da bi za največjo še dovoljeno vrednost mere neskladnosti določili kar

tisto D_i , ki jo dobimo pri računu osamelca. Hosking in Wallis (1997) pa priporočata mejne vrednosti, podane v preglednici 1, ki so odvisne od števila postaj N znotraj skupine.

Preglednica 1: Kritične vrednosti mere neskladnosti (Hosking in Wallis, 1997)

Število elementov v skupini	Kritična vrednost D_i
5	1,333
6	1,648
7	1,917
8	2,140
9	2,329

Število elementov v skupini	Kritična vrednost D_i
10	2,491
11	2,632
12	2,757
13	2,869
14	2,971
≥ 15	3,000

4 DOLOČANJE HOMOGENIH HIDROLOŠKIH REGIJ

Drugi korak hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz poplav je delitev postaj v homogene hidrološke regije. Ta korak lahko izpustimo, ko obravnavamo le nekaj 10 postaj, kar je značilno za analizo manjših območij. Prav tako pa to pogosto pride v poštev za manj razvite države, kjer monitoringu voda ne namenjajo večje pozornosti in je zato tudi mreža vodomernih postaj po navadi redkejša. Vse postaje uvrstimo v eno regijo in nadalujemo s testom homogenosti. Če pa postopek uporabimo na območju z gosto mrežo vodomernih postaj, jih je potrebno razvrstiti v skupine, za katere želimo, da so homogene. Ta postopek je običajno najtežji v celotni analizi in zahteva največ subjektivne presoje (Hosking in Wallis, 1997).

Hidrološka regija združuje del podatkov, ki so zajeti v analizo. Razlagamo si jo lahko tudi kot skupino vodomernih postaj, za katere lahko s kombiniranjem podatkov o ekstremnih pretokih izboljšamo napovedi o takih pretokih za katerokoli postajo v regiji (Burn in Goel, 2000).

Prednost dela s homogeno regijo je v tem, da so vsi dostopni podatki za postaje znotraj hidrološke regije združeni in uporabljeni za oceno parametrov porazdelitve, ki se najbolje prilega celi skupini. Ocena parametrov, ki temelji na takih podatkih, je bolj učinkovita in posledično tudi bolj robustna pri ocenjevanju kvantilov (Kachroo et al., 2000).

Če želimo, da so ocene parametrov porazdelitve na koncu te analize ustrezne, morajo regije izpolnjevati nekatere pogoje. Prvi tak pogoj je, da so izbrana območja hidrološko homogena; tako so podatki, ki jih neki lokaciji pripadajo, podobni dejanskim izmerjenim podatkom v tej točki. Drugo priporočilo je to, da je regija lahko prepoznavna, kar pomeni da novo, kasneje upoštevano postajo, preprosto dodamo v že obstoječo regijo. Regije pa morajo biti tudi dovolj velike, da je na pripadajočih postajah zabeleženih večje število ekstremnih dogodkov, ki so nato vključeni v oceno parametrov porazdelitve za posamezno regijo. Glede na to so ocnjene pričakovane vrednosti poplav lahko približno enake realnim (Burn in Goel, 2000).

Podatke, ki jih pri določanju regij lahko uporabimo, Hosking in Wallis (1997) delita na lastnosti lokacije (ang. *site characteristics*) in lokacijske statistike (ang. *at-site statistics*). V primeru prvih gre za naravne lastnosti lokacije kot so nadmorska višina, zemljepisna širina in dolžina, pripadajoča površina, kamninska sestava tal, letna vsota padavin in tako naprej. Podatki, ki so bili obravnavani v prvem koraku regionalizacije, preverjanju podatkov, in vsi izračuni, ki iz njih sledijo (na primer razmerja L-momentov), pa spadajo v drugo skupino. Hosking in Wallis (1997) za regionalizacijo priporočata uporabo podatkov o lastnostih

lokacije in opozarjata na to, da je razlika med zgoraj omenjenima skupinama zelo pomembna. Gre namreč za to, da v nadaljevanju uporabljamo postopke in teste, ki temeljijo na lokacijskih statistikah. Če bi regije na primer določili na osnovi koeficiente asimetrije L posameznih postaj, potem bi bila vrednost na koncu ocenjenega koeficiente asimetrije L za celo regijo skoraj enaka povprečju cele skupine. Prav tako pa test homogenosti (mera heterogenosti) temelji na istih podatkih. Če bi za delitev postaj po skupinah in ocenjevanje njihove homogenosti uporabili iste podatke, test ne bi bil več verodostojen.

4.1 Načini oblikovanja hidroloških regij

Za razvrščanje vodomernih postaj v hidrološke regije, lahko uporabimo več različnih postopkov. Katerega uporabimo, je odvisno od podatkov, ki jih imamo na voljo, in lastne presoje. Hosking in Wallis (1997) sta možnosti razvrščanja, med katerimi lahko izbiramo, razdelila v pet skupin: geografska ustrezost, subjektivna delitev, objektivna delitev, metode razvrščanja in druge multivariatne analize.

Največkrat je pod geografsko ustrezostjo interpretirana delitev postaj v regije glede na bližino njihove medsebojne lokacije, ki temelji na poznanih in že definiranih območjih ali večjih fizičnih enotah. Tak pristop po navadi ne da dobrih rezultatov, saj so tako definirane regije le redko homogene. V literaturi (Beable in McKerchar, 1982, cit. po Hosking in Wallis, 1997) je kot primer take regionalizacije omenjena delitev Nove Zelandije v zemljepisno povezane regije. Neustreznost tega načina delitve je prav na tem primeru pokazal Mosley (1982, cit. po Roald, 1989), ko je dokazal, da regije na Novi Zelandije ne morejo biti ustrezno klasificirane glede na karakteristike pripadajočih porečij. Tudi Roald (1989) je del svoje analize posvetil tej metodi. Pri delitvi severozahodne Evrope je najprej upošteval vsako državo kot samostojno regijo, vendar je bila izmed vseh trinajstih le ena tako dobljena regija homogena. V novejših analizah tega načina delitve nismo zasledili.

Pri subjektivni delitvi, kot že ime pove, uporabimo subjektivno presojo. Uporablja se predvsem za analize manjšega obsegja. Odvisno od tega, kakšen je cilj analize, izberemo eno ali več lastnosti lokacije, na katere se opremo pri delitvi. Schaefer (1990) je v svoji analizi največjih letnih padavin v zvezni državi Washington v ZDA kot tako lastnost privzel vrednosti srednjih letnih padavin; združil je tiste lokacije, katerih vrednosti padavin so bile podobne. Kachroo in sodelavci (2000) so pri načrtovanju homogenih regij v Tanzaniji upoštevali meje porečij, topografijo in srednje letne padavine. Podatki so bili računalniško

obdelani in na digitalnem zemljevidu obravnavanega dela Afrike predstavljeni s tremi sloji: meje porečij, izohipse in izohiete. Glede na ta načrt sta oblikovala regije.

Objektivna delitev poteka tako, da postaje v odvisnosti od izbrane značilnosti razdelimo v dve skupini glede na to, ali dosegajo izbrano vrednost ali ne. Eden izmed primerov take delitve je delitev na suha in mokra porečja glede na povprečne letne padavine (Wiltshire 1985, cit. po Pearson 1991). Tako dobljeni regiji po iterativnem postopku delimo naprej, dokler ni doseženo želeno število skupin ali minimalno dovoljeno število postaj v eni izmed njih. Postopek se uporablja le redko, saj je podoben hierarhičnemu razvrščanju, katerega rezultati so boljši. Njegova prednost je, da je bolj učinkovit v primeru uporabe skupaj s testom homogenosti regij, ki ga običajno izvedemo šele, ko so regije že oblikovane. Ta način analize je uporabil Pearson (1991) za 117 majhnih porečij na Novi Zelandiji. Pri delitvi v regije je upošteval 24-urne padavine s petletno povratno dobo in padec terena. Skupaj s tem dvoema značilnostma pa je upošteval tudi razmerja L-momentov in mero homogenosti regije.

Metoda razvrščanja (ang. *cluster analysis*) je standardna metoda statistične multivariatne analize za razvrščanje podatkov v skupine. Podatke delimo v skupine glede na podobnost enega ali več izbranih kriterijev. Hosking in Wallis (1997) to metodo priporočata kot najbolj praktično za oblikovanje regij v primeru velikega števila podatkov. Ustreznost izbire te metode dokazujejo tudi njene številne uporabe v različnih analizah po svetu. Bolj podrobno je metoda predstavljena v naslednjem poglavju.

Občasno pri določanju regij uporabljamo tudi druge statistične multivariatne analize. To področje je zelo obsežno in združuje številne različne načine. Hosking in Wallis (1997) na primer omenjata faktorsko analizo in analizo glavnih komponent.

4.2 Metoda razvrščanja

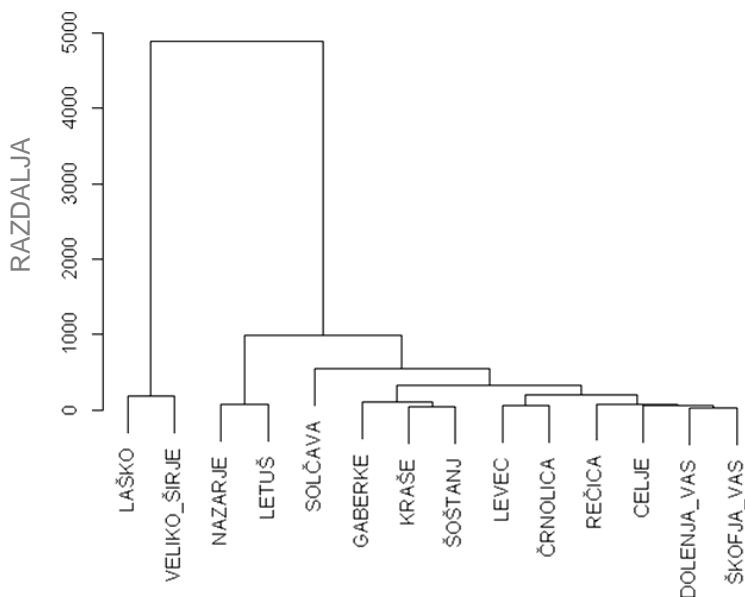
Delitev postaj v regije temelji na principu podobnosti. Gre namreč za to, da so znotraj ene skupine združene vse tiste postaje, ki so si glede na predhodno določene kriterije med seboj podobne. Vsaka postaja pripada samo eni skupini, te pa se med seboj ne prekrivajo (Košmelj in Breskvar Žaucer, 2006). Koraki, ki so pri razvrščanju potrebni, so (Ferligoj, 1989):

- izberi objektov za razvrščanje,
- izberi množice spremenljivk, ki določajo lastnosti objektov,
- računanje podobnosti med enotami,

- uporaba ustrezone metode za razvrščanje v skupine,
- analiza dobljenih rezultatov.

Razvrščanje v skupine se začne z izbiro objektov in njihovih značilnosti. Te spremenljivke so zelo pomembne, saj imajo velik vpliv na razvrščanje, zato je potrebno izbrati take, ki so glede na podan problem najbolj ustrezone. Spremenljivke so lahko atributne (opis z besedo) ali številčne (vrednost podana z realnim številom). Pri številčnih, ki so najbolj pogoste, se večkrat zgodi, da so njihove vrednosti zelo različne; v tem primeru imajo tiste, ki so večje, večjo težo pri razvrščanju v skupine. Da bi se temu izognili, spremenljivke standardiziramo, kar lahko storimo na več različnih načinov (Ferligoj, 1989).

V osnovi lahko metode razvrščanja razdelimo v tri skupine: hierarhične, nehierarhične in geometrijske. Največkrat so uporabljene hierarhične metode, ki jih delimo še na metode združevanja in metode cepitve. Pri prvem načinu začnemo s tolikšnim številom skupin, kot je elementov, nato pa pri vsakem koraku skupine med seboj združujemo. Pri drugem načinu pa imamo na začetku eno veliko skupino, ki vsebuje vse elemente, v nadaljevanju pa skupine delimo. Prednost tega načina je, da na začetku še ni potrebno opredeliti končnega, želenega števila skupin, celoten postopek pa lahko, kot je prikazano na sliki 4, zelo nazorno predstavimo tudi z dendrogramom (Ferligoj, 1989).



Slika 4: Primer dendograma za vodomerne postaje v porečju Savinje

Nehierarhične metode se od hierarhičnih razlikujejo predvsem po zahtevi, da se na začetku poda število končnih skupin. Največkrat so iteracijske; iz začetne porazdelitve iz

predpisanega števila skupin prestavljamo enote med njimi tako, da dosežemo najbolj optimalno razporeditev. Geometrijske metode uporabljamo le redko, saj so uporabne le, ko za elemente upoštevamo dve ali tri spremenljivke, ki jih vrišemo v dvo- ali tro-razsežen prostor. Glede na grafični prikaz nato razberemo, za kakšen tip skupin gre (Ferligoj, 1989).

4.2.1 Izbira objektov za razvrščanje

Razvrščanje v skupine se začne z izbiro ustreznega vzorca. Ta je sestavljen iz tako imenovanih enot oziroma objektov, ki jih lahko predstavimo s katero koli stvarjo, ki ima predpisane lastnosti, s katerimi jo določimo (Ferligoj, 1989). Primerov uporabe različnih enot je zelo veliko v vseh strokah, tudi v hidrologiji. Fovell in Fovell (1993) sta osnovo vzorca predstavila s 344 enotami podnebne delitve v ZDA, Košmeljeva in Breskvar Žaucarjeva (2006) sta izhajali iz 19 meteoroloških postaj v Sloveniji, Hassan in drugi (2012) so upoštevali 15 padavinskih postaj v Sudanu, Burn in Goel (2000) sta razvrščala porečja znotraj območij v Indiji, Atiem in drugi (2012) so obravnavali vodomerne postaje na Nilu, Zakaullah in drugi (2012) vodomerne postaje v Pakistanu na reki Jhelum, Crochet (2012) pa vodomerne postaje različnih povodij na Islandiji.

4.2.2 Izbira spremenljivk

Izbira pravih spremenljivk je zelo pomembna, saj razvrščanje temelji ravno na njih. Večino elementov, ki jih razvrščamo, lahko opišemo s številnimi spremenljivkami. Osnovne, ki se uporabljajo pri hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz poplav so površina porečja, nadmorska višina, zemljepisna širina in dolžina vodomerne postaje (Hosking in Wallis, 1997). Te spremenljivke se uporabljajo v skoraj vseh obravnavanih primerih, ki so navedeni v nadaljevanju. Poleg teh pa so upoštevane še številne druge spremenljivke, kot so maksimalne enodnevne padavine, povprečen naklon porečja, specifični pretok in najdaljša dolžina vodotoka (Kumar Kar et al., 2012), naklon struge, standardizirane srednje letne padavine, maksimalne dvodnevne padavine s petletno povratno dobo, indeks tipa zemlje, odstotek vode, ki odteka skozi jezera ali zadrževalnike in odstotek porečja, prekrit z jezeri ali zadrževalniki (Acreman in Sincalir, 1986), čas koncentracije in srednja letna temperatura na porečju (Maleki-Nezhad, 2007) ter odstotek površine prekrit z gozdom, srednje mesečne padavine, srednje mesečne minimalne in maksimalne temperature (Martel et al., 2011).

Pogosto je število spremenljivk, ki bi jih lahko uporabili pri razvrščanju v skupine, preveliko. Na osnovi dobrega poznavanja problema je potrebno premisliti, katere res zadevajo

problematiko, ki se ji posvečamo. Tako lahko njihovo število zmanjšamo in v analizi upoštevamo samo tiste, ki najbolje predstavijo naš problem (Ferligoj, 1989).

Vrednosti upoštevanih spremenljivk imajo največkrat zelo velik razpon. V Sloveniji se na primer nadmorska višina giblje med 0 m in 2864 m, zemljepisna širina približno med 45° in 46° , zemljepisna dolžina pa približno med 13° in 16° . V primeru, da bi kot spremenljivke upoštevali le te podatke, so njihove vrednosti zelo različne. Pri razvrščanju bi tako večjo težo v večini primerov imela nadmorska višina, nižjo pa zemljepisna širina in dolžina. Zato podatke pogosto standardiziramo, s čimer dosežemo, da je vsaka značilnost podobno utežena (Hosking in Wallis, 1997).

Običajen način standardizacije je, da od posamezne vrednosti spremenljivke x_{ij} odštejemo njeno srednjo vrednost (μ_j) in to delimo s standardno deviacijo (σ_j):

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \mu_j}{\sigma_j}. \quad (17)$$

Nekateri drugi načini standardizacije pa so še:

- posamezno vrednost spremenljivke delimo z njenim standardnim odklonom,

$$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sigma_j} \quad (18)$$

- posamezno vrednost spremenljivke delimo z njenou največjo vrednostjo,

$$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{X_j} \quad (19)$$

- posamezno vrednost spremenljivke delimo z njenou srednjo vrednostjo.

$$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\mu_j} \quad (20)$$

Lahko pa se zgodi, da zgoraj opisan postopek ni najbolj ustrezan, saj ima ena izmed spremenljivk še vedno največji vpliv na delitev podatkov, kar bi morali upoštevati. V tem primeru njenou vrednost pomnožimo s faktorjem, ki ga določimo glede na pomembnost vpliva posamezne značilnosti.

4.2.3 Računanje podobnosti med enotami

Metode razvrščanja temeljijo na tem, da združijo enote, ki so si glede na podane značilnosti čim bolj podobne med seboj. Mer podobnosti je zelo veliko. Razlikujejo se predvsem po tipih spremenljivk, na podlagi katerih se po navadi odločimo, katero mero bomo uporabili. (Ferligoj, 1997).

V primeru, da so vse spremenljivke podane s številčnimi vrednostmi, najpogosteje uporabljam evklidsko razdaljo. Naj imata enoti X in Y m številskih spremenljivk:

$$X = (x_1, x_2, \dots, x_m), \quad (21)$$

$$Y = (y_1, y_2, \dots, y_m). \quad (22)$$

Evklidska razdalja med njima je definirana kot:

$$d(X, Y) = \sqrt{\sum_{i=1}^m (x_i - y_i)^2}. \quad (23)$$

Uporabljamo pa lahko tudi razdaljo Manhattan:

$$d(X, Y) = \sum_{i=1}^m |x_i - y_i|. \quad (24)$$

Večina algoritmov za razvrščanje upošteva evklidsko razdaljo (Hosking in Wallis, 1997).

4.2.4 Ustreznost metode razvrščanja

Metod, ki jih lahko uporabimo za razvrščanje, je veliko. Katero izberemo, je odvisno predvsem od tega, kolikšno je število spremenljivk in koliko skupin želimo imeti na koncu. Hosking in Wallis (1997) za regionalno verjetnostno analizo poplav priporočata uporabo Wardove metode ali metode voditeljev (ang. *K-means*).

Wardova metoda je ena izmed treh najpogosteje uporabljenih hierarhičnih metod. V primerjavi z minimalno in maksimalno metodo, ki temeljita na združevanju enot v primeru najmanjše ali največje razdalje med enotami, je ta bolj zapletena. Osnovana je na tako imenovani izgubi informacij, do katere pride pri združevanju dveh skupin v eno. Zaradi tega pride do povečanja vsote kvadriranih odklonov znotraj skupin (VKO). Odklon za skupino S se

izračuna kot vsota kvadriranih odklonov od povprečja za S (Košmelj in Breskvar Žaucer, 2006).

$$VKO(S) = \sum_{i \in S} (x_i - \bar{x}_S)^2. \quad (25)$$

VKO se po Wardu upošteva za vrednotenje posamezne razvrstitve. Wardova metoda teži k skupinam, ki imajo primerljivo spremenljivost (Košmelj in Breskvar Žaucer, 2006).

Metoda voditeljev pa spada med nehierarhične metode, kar pomeni, da moramo za ta postopek že na začetku podati želeno število končnih skupin. Glede na to definiramo enako število voditeljev – enot, ki so predstavniki svojih skupin. Po tej metodi nato izberemo enote, ki so najbližje voditeljem in jih pripisemo v njihovo skupino. Nato poišče centroide teh skupin in jih določi za nove voditelje. Postopek se ponavlja toliko časa, dokler niso novi voditelji enaki tistim iz prejšnjega koraka. Začetna množica voditeljev je po navadi določena naključno (Ferligoj, 1997).

4.2.5 Analiza dobljenih rezultatov

Rezultat metod razvrščanja je množica skupin, v katere so glede na vrednosti podanih spremenljivk razdeljene izbrane enote. Te skupine lahko analiziramo na veliko različnih načinov, odvisno od tega, kakšen je naš cilj. Rezultate lahko prikažemo grafično, povzamemo skupne lastnosti objektov v ustvarjenih skupinah, komentiramo združene enote in še marsikaj drugega.

Skupine hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz poplav, dobljene z metodo razvrščanja, po navadi še niso končni rezultat. Naslednji korak je preverjanje homogenosti ustvarjenih regij in subjektivna presoja ustreznosti razvrstitve enot – vodomernih postaj. Z namenom izboljšanja mere homogenosti H lahko skupine uredimo z različnimi prilagoditvami (Hosking in Wallis, 1997):

- premikanje ene ali več postaj v druge regije,
- izbris postaje ali več postaj iz začetne množice,
- nadaljnja delitev ustvarjene regije,
- razpustitev regije in porazdelitev vseh njenih postaj med druge regije,
- spojitev regije z drugimi,
- združitev dveh ali več regij in ponovna delitev na nove skupine,
- upoštevanje novih postaj v začetni množici in ponovna delitev vseh podatkov.

4.3 Preverjanje homogenosti regij

Če je hidrološka regija povsem homogena velja, da so razmerja L-momentov za vsako postajo enaka. Ker pa to v praksi seveda ni mogoče, so regije, ki jih sicer imenujemo homogene, teoretično le "sprejemljivo homogene". Potrebno je preveriti, ali je nihanje vrednosti razmerij L-momentov znotraj regije še sprejemljivo za tako definicijo (Hussain in Pasha, 2009).

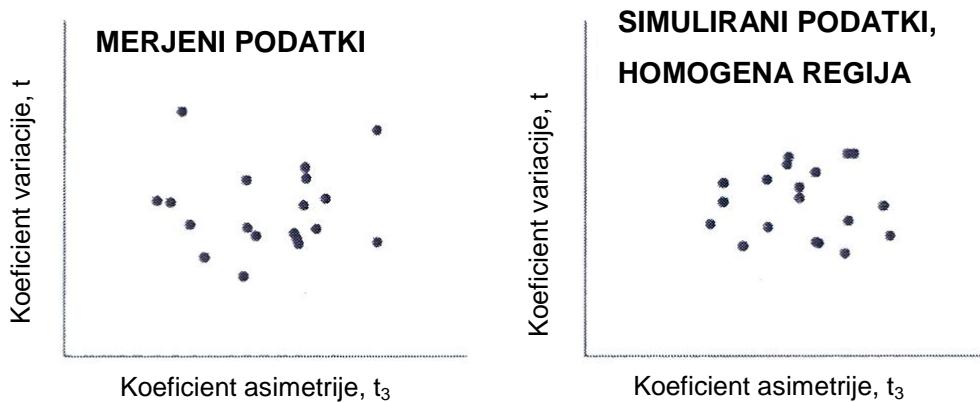
Obstaja več različnih načinov za preverjanje homogenosti oziroma heterogenosti regij. Kachroo in drugi (2000) so za primer Tanzanije uporabili grafični test homogenosti, ki preverja hipotezo, da imajo vse postaje znotraj regije enako osnovno verjetnostno porazdelitev. To so preverili s primerjanjem vrednosti koeficiente variacije (L-CV), izračunanih iz merjenih podatkov in vrednosti L-CV, izračunanih iz simuliranih podatkov glede na predpostavljeno porazdelitev. Yirefu (2010) je homogenost ocenjeval glede na vrednost koeficiente CC, ki ga je izračunal iz razmerja standardne deviacije in srednje vrednosti koeficiente variacije oziroma koeficiente variacije L. Tudi Wiltshire (1985) je za preverjanje homogenosti uporabil testa, ki temeljita na vrednosti koeficiente variacije; pri prvem je izhajal iz vrednosti CV letnih serij poplav, pri drugem pa iz izbrane verjetnostne porazdelitve. Sveinsson in drugi (2002) so uporabili test, imenovan X 10, ki sta ga prva predstavila Lu in Stedinger (1992), in temelji na izbranem vzorcu variance registriranih 10-letnih dogodkov. Chavoshi Borujeni in Azmin Sulaiman (2009) pa v svojem članku omenjata še test homogenosti Dalrympla, ki temelji na lastnostih poplav. Največkrat uporabljen pa je test regionalne homogenosti, ki sta ga predstavila Hosking in Wallis (1997) in temelji na računanju mere heterogenosti. Kachroo in sodelavci (2000) so ga skupaj z grafičnim testom uporabili za analizo Tanzanije in primerjali njune rezultate. Pri preverjanju homogenosti regij so ga upoštevali tudi Norbiato in drugi (2007), Burn in Goel (2000), Shu in Burn (2003), Hassan in drugi (2012) ter Yang in drugi (2010).

4.3.1 Mera heterogenosti

Hidrološke regije, dobljene z združevanjem vodomernih postaj v naravi, nikoli ne morejo biti povsem homogene, lahko pa je njihova heterogenost dovolj majhna, da jih označimo kot "sprejemljivo homogene". Cilj tega postopka je oceniti stopnjo heterogenosti skupine in presoditi, ali jo je utemeljeno obravnavati kot homogeno regijo. Z mero heterogenosti primerjamo odstopanje vzorčnih L-momentov skupine postaj s tem, kar je pričakovano za homogeno regijo (Hosking in Wallis, 1997).

Za homogeno regijo torej velja, da imajo vse njene postaje enaka razmerja L-momentov, ki pa so zaradi odstopanja vzorcev dejansko različni. Iz tega se poraja vprašanje, ali je za regijo odstopanje razmerij L-momentov pri primerjavi dveh postaj, izračunanih iz dejanskih podatkov, večje, kot bi bilo pričakovano za homogeno regijo. Glede na to je potrebno določiti odstopanje razmerij L-momentov za postaje – "opazovano odstopanje" in podati to, kar je pričakovano za homogeno regijo (Hosking in Wallis, 1997).

Grafična predstavitev odstopanja razmerij L-momentov za postaje je lahko predstavljena z grafom odvisnosti L-s in L-CV (koeficient asimetrije in koeficient variacije) ali L-s in L-k (koeficient asimetrije in koeficient sploščenosti). Ta grafični prikaz se razlikuje za podatke, ki so bili izmerjeni in tiste, ki so bili dobljeni s simulacijo (slika 5).



Slika 5: Grafična predstavitev razmerij L-momentov (Povzeto po Hosking in Wallis, 1997: str.

62)

Številčno lahko variacijo, prikazano na grafu, podamo kot povprečno razdaljo med posameznimi točkami na grafu in povprečno točko skupine. Zaradi velike variabilnosti razmerij L-momentov znotraj skupine moramo povprečja razdalj utežiti sorazmerno z dolžino niza podatkov za posamezno postajo. Bolj preprosto pa je, če upoštevamo kar standardno deviacijo vzorca, ki je utežena na enak način. Tako dobimo "opazovano odstopanje" (Hosking in Wallis, 1997).

Pričakovane vrednosti za homogeno regijo pa so osnovane na simulacijah. S ponavljanjem simulacije homogene regije s postajami, katerih dolžine nizov so enake dejanskim, dobimo srednjo vrednost in standardno deviacijo izbrane mere odstopanja. Za simulacijo je potrebno izbrati ustrezno verjetnostno porazdelitev. Da bi se izognili prezgodnji izbiri točno določene dvo- ali tro-parametrske porazdelitve, izberemo splošno štiri-parametrsko Kappa porazdelitev (Hosking in Wallis, 1997).

Za primerjavo dejanskega in simuliranega odstopanja uporabimo spodnjo enačbo:

$$\frac{(opazovano\ odstopanje) - (srednja\ vrednost\ simulacije)}{(standardna\ deviacija\ simulacije)}. \quad (26)$$

Postopek za izračun mere heterogenosti je podan za hidrološko regijo z N postajami. Postaja i naj ima dolžino niza izmerjenih podatkov n_i in razmerja L-momentov $t^{(i)}$, $t_3^{(i)}$ in $t_4^{(i)}$.

Povprečja za regijo naj bodo t^R , t_3^R in t_4^R , izračunana tako, da so utežena glede na dolžino nizov podatkov na postajah z uporabo enačbe:

$$t^R = \sum_{i=1}^N n_i t^{(i)} / \sum_{i=1}^N n_i. \quad (27)$$

Utežena standardna deviacija vzorca L-CV je:

$$V = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right\}^{1/2}. \quad (28)$$

Na podlagi razmerij L-momentov l_1 , t^R , t_3^R in t_4^R izračunamo parametre Kappa porazdelitve, ki jo privzamemo za verjetnostno porazdelitev v primeru simulacije velikega števila N_{sim} regije z N postajami, z enakimi dolžinami nizov podatkov kot realne postaje. Simulirane regije so homogene in brez korelacije; za vsako izmed njih izračunamo V , na koncu pa iz N_{sim} dobljenih vrednosti V izračunamo njeno srednjo vrednost μ_V in standardno deviacijo σ_V (Hosking in Wallis, 1997). Mera heterogenosti je:

$$H = \frac{V - \mu_V}{\sigma_V}. \quad (29)$$

Glede na spodaj navedene vrednosti H določimo heterogenost regije (Hosking in Wallis, 1997):

- sprejemljivo homogena, $H < 1$
- mogoče heterogena, $1 \leq H < 2$
- zagotovo heterogena, $H \geq 2$

Iz enačbe (29) za mero heterogenosti, ki jo predlagata Hosking in Wallis (1997), pa izhaja še nekaj različic, ki so predstavljene tudi v priročniku FEH (Robson in Reed, 1999). Razdeljene so glede na to, na katerih razmerjih L-momentov temeljijo:

- L-CV (H_1)
- L-CV in L-s (H_2)
- L-s in L-k (H_3)

Mere heterogenosti se med seboj razlikujejo predvsem po računu utežene standardne deviacije:

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \left\{ (t^{(i)} - t^R)^2 + (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 \right\}^{1/2}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (30)$$

$$H_2 = \frac{V_2 - \mu_{V_2}}{\sigma_{V_2}} \quad (31)$$

$$V_3 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \left\{ (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 + (t_4^{(i)} - t_4^R)^2 \right\}^{1/2}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (32)$$

$$H_3 = \frac{V_3 - \mu_{V_3}}{\sigma_3} \quad (33)$$

V priročniku FEH (Robson in Reed, 1999) preverjanja temeljijo na testu H_2 , saj naj bi bila L-CV in L-s priporočljiva za prilagajanje krivulj rasti v primeru uporabe generalizirane logistične porazdelitve ali generalizirane porazdelitve ekstremnih vrednosti. Hosking in Wallis (1997) pa kot glavni test navajata H_1 . Druga dva testa naj ne bi dovolj dobro zaznamovala razlike med heterogenimi in homogenimi regijami. Vrednosti mere homogenosti, dobljene na ta dva načina, naj bi redko presegle vrednost 2, kar pomeni, da je zaznavanje heterogenih regij zelo šibko.

5 IZBIRA VERJETNOSTNE PORAZDELITVE ZA POSAMEZNE REGIJE

Pri hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz se, po oblikovanju homogenih regij, v vseh nadaljnjih korakih dela le še s hidrološko regijo in njenimi lastnostmi, posameznih postaj se ne upošteva več. Tako se tudi najbolj primerno verjetnostno porazdelitev išče za celo skupino in ne le za eno postajo. Ker pa hidrološka regija ni povsem homogena, ne bo mogoče najti tiste čisto prave porazdelitve. Zato je naš cilj, da najdemo tako porazdelitev, ki bo z dovolj veliko točnostjo omogočala oceno kvantilov za vsako postajo (Hosking in Wallis, 1997).

Porazdelitve ne izbiramo tako, da bi njena oblika najbolje sovpadala z merjenimi podatki, saj nimamo nobenega zagotovila, da bo razporeditev izmerjenih vrednosti tudi v prihodnje taka, saj gre za opazovanje naravnega pojava, pri katerem pogosto pride do velikih odstopanj, na katera vplivajo tudi podnebne spremembe. Zato Hosking in Wallis (1997) priporočata uporabo čim bolj robustne porazdelitve, ki bo dala dobre rezultate tudi v primeru, ko bo dejanska verjetnostna porazdelitev odstopala od izbrane regionalne. Take porazdelitve naj bi imele več parametrov; Hosking in Wallis (1997) priporočata uporabo porazdelitev s tri do pet parametri. Te naj bi dale veliko bolj nepristranske ocene kvantilov, predvsem v skrajnih delih krivulje porazdelitve.

Izbira verjetnostne porazdelitve za regijo pa temelji še na nečem. V primeru naravnih pojavov, kot so poplave, nas še posebej zanimajo vrednosti pretokov z večjo povratno dobo, za katere želimo oceniti tudi kvantile. To pomeni, da nas zanimajo predvsem vrednosti v zgornjem delu krivulje porazdelitve, zato bomo še posebej pozorni, da se bosta porazdelitvi na tem območju ujemali, tudi če bo v spodnjem delu večje odstopanje (Hosking in Wallis, 1997).

5.1 Priporočila za izbiro ustrezne verjetnostne porazdelitve

Verjetnostnih porazdelitev, ki bi jih lahko upoštevali pri tem koraku regionalne verjetnostne analize, je zelo veliko. Že na začetku lahko z osnovnimi opredelitvami o tem, kakšne lastnosti naj porazdelitev ima, izberemo nekaj takih, ki pridejo v poštev za nadaljnje delo, druge pa izključimo. S tem si olajšamo testiranje in izbiro, saj je množica porazdelitev, med katerimi iščemo pravo, veliko manjša.

Hosking in Wallis (1997) priporočata, da pred izbiranjem ustrezne verjetnostne porazdelitve preverimo nekaj zahtevanih lastnosti, ki so pomembne pri usklajevanju oblik teoretične in dejanske porazdelitve. Na osnovi teh lahko izberemo nekaj porazdelitev, katerih ustreznost glede na podatke še naknadno preverimo.

5.1.1 Zgornja meja porazdelitve

Naravni pojavi imajo večinoma navzgor omejene vrednosti. Skoraj nemogoče je, da bi na uro padlo 500 mm padavin ali da bi pihal veter s hitrostjo 800 km/h. Zato se poraja vprašanje, če ne bi bilo smiselno porazdelitve navzgor omejiti pri nekih vrednostih, preko katerih naravn pojni fizično niso več mogoči. Po drugi strani pa je cilj analize oceniti vrednosti kvantilov za zelo velike povratne dobe, mogoče tudi take, ki fizično niso mogoče, na primer 10.000 let (Hosking in Wallis, 1997).

Glede na zgoraj navedena dejstva se moramo odločiti, ali bomo porazdelitev navzgor omejili ali ne. Po navadi sklenemo nek kompromis. Povratne dobe, ki nas res zanimajo, niso tako zelo visoke, poleg tega pa je njihova ocena bolj zahtevna, pravilnost pa vprašljiva. Zato določimo zgornjo mejo, ki pa je lahko malo višja od nujno potrebne.

Primer navzgor omejene verjetnostne porazdelitve je GEV (generalizirana porazdelitev ekstremnih vrednosti), ko je njen parameter k večji od nič (Hosking in Wallis, 1997).

5.1.2 Zgornji del krivulje porazdelitve

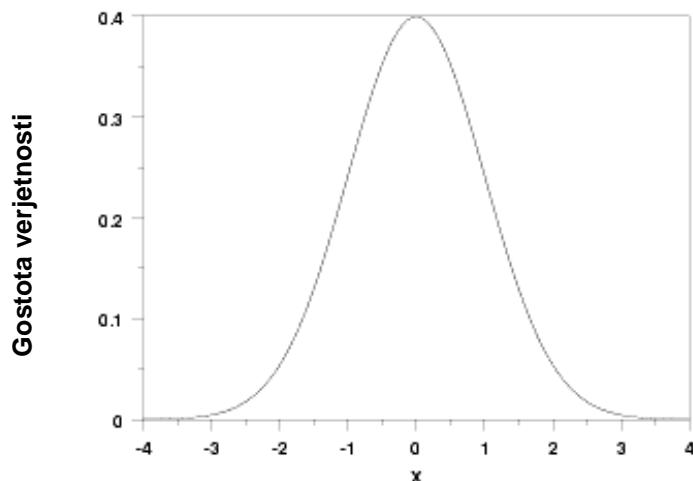
V številnih primerih nas najbolj zanimajo visoke, ekstremne vrednosti ocenjevanega dogodka, o katerih je po navadi znanega najmanj, saj je zelo malo ekstremnih vrednosti izmerjenih, vprašljiva pa je tudi njihova točnost. Zato je zelo pomembno, da se ta del krivulje dobro prilega dejanskim podatkom, kar pomeni, da bodo tudi v območju, kjer podatkov ni več na voljo, ocene dovolj dobre. Pri presojanju ustreznosti prilagoditve v tem območju, si lahko pomagamo tudi z uteževanjem dela krivulje. Priporočene uteži za posamezne verjetnostne porazdelitve navajata tudi Hosking in Wallis (1997).

5.1.3 Oblika osrednjega dela krivulje porazdelitve

Večina verjetnostnih porazdelitev, ki jih uporabljamo v statistiki, ima podobno obliko gostote verjetnosti. Ta ima en vrh, s katerega se vrednosti enakomerno spuščajo na obe strani (slika 6). Ta oblika ni najbolj primerna za delo s podatki, dobljenimi iz meritev naravnih pojavov. V primeru poplav se lahko pojavljata dva viška; prvi spomladi zaradi taljenja snega, drugi jeseni zaradi obilnih padavin. Zato v takem primeru Hosking in Wallis (1997) priporočata uporabo povsem nove verjetnostne porazdelitve, ki jo dobimo z združevanjem dveh "tradicionalnih", izmed katerih vsaka opiše pojavi, ki je posledica enega ali drugega vzroka:

$$F(x) = pG_1(x) + (1 - p)G_2(x). \quad (34)$$

$G_1(x)$ in $G_2(x)$ sta kumulativni porazdelitveni funkciji podatkov, ki so dobavljeni z meritvami dveh različnih povzročiteljev, p pa je skladen z opazovanji prvega povzročitelja.



Slika 6: Teoretični graf gostote verjetnosti (Povzeto po NIST/SEMATECH e-Handbook of Statistical Methods, 2013)

Čeprav ne obstaja teoretični razlog, da pri analizi ne bi uporabili te novo dobljene porazdelitve, bi bilo delo z njo verjetno zelo zahtevno, saj bi bila na primer uporaba obrazcev za izračun L-momentov vprašljiva.

5.1.4 Spodnji del krivulje porazdelitve

Priporočila za presojo omejitev v spodnjem delu krivulje so zelo podobna kot za njen zgornji del. Prav tako obstajajo uteži, ki jih za različne porazdelitve lahko uporabimo (Hosking in

Wallis, 1997). Ne glede na to pa spodnjemu delu le redko posvečamo pozornost, saj nas največkrat zanimajo večje vrednosti.

5.1.5 Spodnja meja porazdelitve

Prav tako kot pri zgornji meji, je postavitev omejitve vprašljiva pri spodnji. V nasprotju z zgornjo pa je spodnja meja pogosto znana; njena vrednost je v večini primerov naravnih pojavov enaka nič (vrednosti padavin, pretokov, hitrosti vetra ne morejo biti negativne). Če so kvantili, ki nas zanimajo, blizu vrednosti nič, je smiselno presoditi omejitev spodnje meje z vrednostjo nič. V takem primeru so za uporabo primerne porazdelitve Wakeby, Pearson III in Pareto (Hosking in Wallis, 1997).

V nekaterih primerih pa dejstvo, da je spodnja meja enaka nič, ni uporabno, saj bi boljše rezultate lahko dobili z višje postavljeno ali pa sploh ne omejeno spodnjo mejo. Do tega na primer pride pri pretokih velikih rek, ki nikoli ne presahnejo in imajo tudi v sušnih obdobjih v primerjavi s potoki še vedno zelo velik pretok. Taka je na primer Sava, katere pretok na vodomerni postaji Litija I med leti 1953 in 2010 ni padel pod $28 \text{ m}^3/\text{s}$.

5.2 Testi ustreznosti izbrane porazdelitve

Za preverjanje najustreznejše porazdelitve obstaja veliko različnih testov (ang. *goodness of fit*). Nekatere izmed njih lahko uporabljam neposredno za preverjanje celotnih regij, druge pa uporabljam za vsako postajo v regiji posebej, potem pa rezultate za celo regijo združimo. Za katerega izmed testov se odločimo in ali ga uporabimo, je odvisno predvsem od lastne presoje.

5.2.1 Regionalna mera ustreznosti porazdelitve Z

Izbiranje ustrezne porazdelitve glede na vrednost Z je test, ki ga predlagata Hosking in Wallis (1997). Na področju regionalne analize številni sledijo njunim predlogom, zato je ta test ustreznosti porazdelitve pogosto uporabljen. Pri regionalni verjetnostni analizi so ga, samega ali skupaj z drugimi testi, uporabili Burn in Goel (2000), Chavoshi Borujeni in Azmin Sulaiman (2009), Hassan in drugi (2012), Hussain in Pasha (2009), Norbiato in drugi (2007), Schaefer in drugi (2008), Yang in drugi (2009) ter Haile (2011).

Mera ustreznosti porazdelitve Z je posebej prilagojena hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz. Izhaja iz predpostavke, da je regija homogena in določa, kako dobro sovpadajo razmerja L-momentov, predvsem L-s in L-k izbrane verjetnostne porazdelitve in L-s ter L-k merjenih podatkov, kar v tem primeru pomeni regijska povprečja (Hosking in Wallis, 1997).

Naj ima hidrološka regija N vodomernih postaj, postajo i z dolžino merjenega niza n_i in razmerji L-momentov $t^{(i)}$, $t_3^{(i)}$ in $t_4^{(i)}$. Regionalna povprečja razmerij L-momentov, utežena po postopku, opisanem z enačbo (27), naj bodo označena z t^R , t_3^R in t_4^R . Po tem izberemo skupino troparametrskeih porazdelitev; Hosking in Wallis (1997) priporočata generalizirano logistično porazdelitev (GLO), generalizirano porazdelitev ekstremnih vrednosti (GEV), generalizirano Pareto porazdelitev, troparametrsko logaritemsko normalno porazdelitev in Pearson III porazdelitev. Za vsako porazdelitev glede na znana regionalna razmerja L-momentov določimo njihove parametre, s čimer jih definiramo. Ko so poznane splošne enačbe vsake teoretične porazdelitve za izbrano regijo, lahko ponovno izračunamo razmerja L-momentov, izhajajoč iz splošne enačbe porazdelitve (Hosking in Wallis, 1997). Tako dobimo koeficient sploščenosti L-k, ki ga označimo z τ_4^{DIST} , pri čemer je DIST oznaka izbrane porazdelitve.

Glede na utežena regionalna povprečja L-momentov določimo še parametre Kappa porazdelitve, ki jo pri velikem številu simulaciji N_{sim} regije z N vodomernimi postajami privzamemo za verjetnostno porazdelitev. Simulirane regije so homogene, brez medsebojne korelacije, nizi razpoložljivih podatkov na vodomernih postajah pa so enaki realnim. Za m -to simulirano regijo se izračuna regionalno povprečje L-s $t_3^{[m]}$ in L-k $t_4^{[m]}$ (Hosking in Wallis, 1997). Vpliv vrednosti t_4^R lahko izračunamo kot:

$$B_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R). \quad (35)$$

Standardna deviacija t_4^R pa je:

$$\sigma_4 = \left[(N_{sim} - 1)^{-1} \left\{ \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R)^2 - N_{sim} B_4^2 \right\} \right]^{1/2}. \quad (36)$$

Glede na zgoraj zapisana izraza je regionalna mera ustreznosti izbrane porazdelitve Z za splošno porazdelitev DIST (ang. *distribution*) enaka:

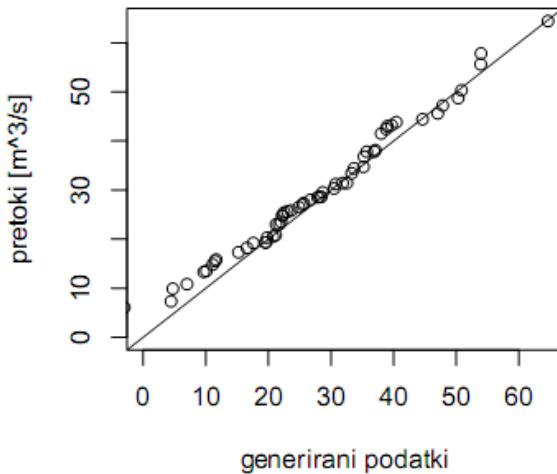
$$Z^{DIST} = \frac{\tau_4^{DIST} - t_4^R + B_4}{\sigma_4}. \quad (37)$$

Izbrano verjetnostno porazdelitev se upošteva za ustrezeno, če je absolutna vrednost Z^{DIST} manjša ali kvečjemu enaka 1,64 (Hosking in Wallis, 1997):

$$|Z^{DIST}| \leq 1,64. \quad (38)$$

5.2.2 QQ diagram

QQ diagrami (ang. *quantile – quantile plot / QQ plot*) spadajo med grafične teste in nam prikazujejo ujemanje podatkov obravnavanega vzorca z generiranimi podatki izbrane teoretične porazdelitve (slika 7). Kvantili, ki so osnova za ta graf, so izračunani na podlagi podatkov, ki nas zanimajo. S pomočjo tega diagrama lahko vizualno preverimo, katera porazdelitev se najbolje ujema z merjenimi podatki.



Slika 7: Primer QQ diagrama normalne porazdelitve za eno izmed obravnavanih vodomernih postaj

Na oseh QQ diagrama so prikazani kvantili posameznih nizov podatkov, enote na obeh oseh so tako enake tistim, ki jih imajo prikazani podatki. Če ta diagram uporabimo za presojo ustreznosti izbrane porazdelitve, na y os nanesemo dejanske vrednosti podatkov, na x os pa generirane vrednosti, dobljene s pomočjo izbrane verjetnostne porazdelitve.

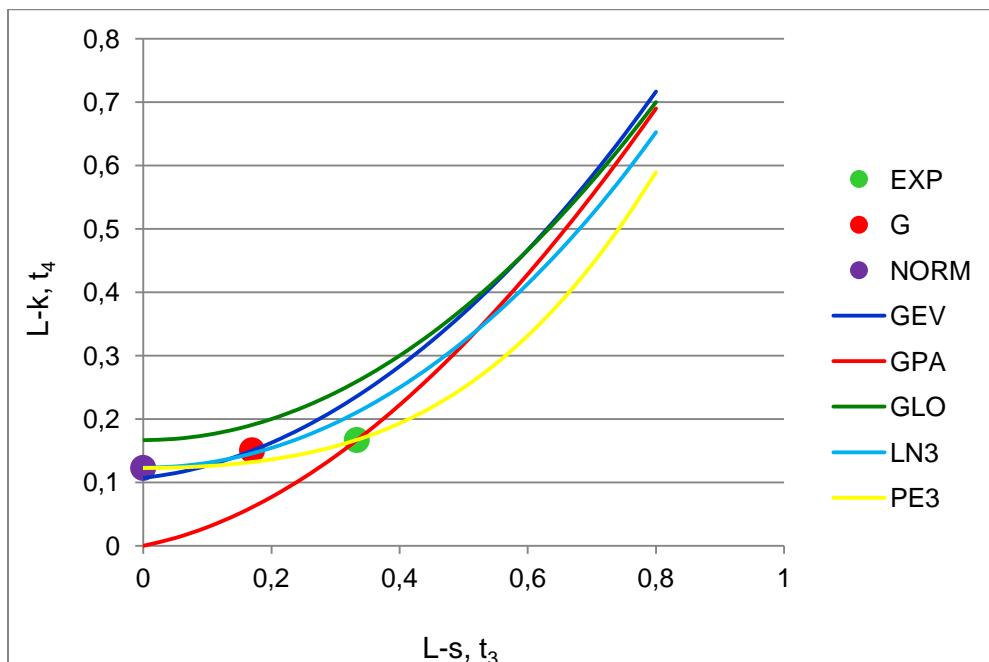
Glede na podatke na spletni strani ameriškega Narodnega urada za standarde in tehnologijo (NIST/SEMATECH e-Handbook of Statistical Methods, 2013) je prednost QQ diagrama pred

drugimi analitičnimi metodami v tem, da omogoča boljši vpogled v razlike med podatki in s tem tudi lažjo interpretacijo razlogov, ki te razlike povzročijo. Tako lahko zelo hitro opazimo razliko v legi točk, razliko v merilu, spremembe v simetriji in prisotnost izstopajočih vrednosti.

QQ diagrami se v regionalni verjetnostni analizi pojavljajo bolj redko, ne glede na to pa njihovo uporabo opisujejo Willems in drugi (2009) ter Haile (2011).

5.2.3 Diagram razmerij L-momentov

Diagram razmerij L-momentov (ang. *L-moment ratio diagram*) je graf, na katerem sta prikazani razmerji koeficiente asimetrije (L-s) in sploščenosti (L-k) izbranega seta podatkov skupaj s konstantnimi črtami in točkami, ki označujejo verjetnostne porazdelitve (slika 8) (Millington et al., 2011). Gre za eno izmed pogosteje uporabljenih tehnik ocene ustreznosti izbrane porazdelitve pri regionalni verjetnostni analizi, kar dokazuje tudi njegova uporaba v številnih študijah: Mkhandi in drugi (2000), Chavoshi Borujeni in Azmin Sulaiman (2009), Millington in drugi (2011), Sveinsson in drugi (2002), Norbiato in drugi (2007) ter Schaefer in drugi (2008).



Slika 8: Diagram razmerij L-momentov

Porazdelitve: EXP – eksponentna, G – Gumbelova, NORM – normalna, GEV – generalizirana ekstremnih vrednosti, GPA – generalizirana Pareto, GLO – generalizirana logistična, LN3 – troparameterska logaritemská, PE3 – Pearsonova III

V hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz so vrednosti vrisanih razmerij L-momentov enake povprečnim vrednostim celih hidroloških regij. Ustreznost izbrane porazdelitve je določena s primerjavo vrisanih vrednosti in fiksnih črt porazdelitev (Millington et al., 2011). Izberemo tisto porazdelitev, katere predhodno vrisana krivulja se najbolje ujema s podatki.

Ta diagram se lahko uporabi še v druge namene; kot je že napisano v 2. poglavju, z njim lahko manjše število postaj razdelimo v regije.

5.2.4 Kolmogorov-Smirnov test

Kolmogorov-Smirnov test je eden izmed bolj poznanih analitičnih testov za preverjanje ustreznosti izbrane verjetnostne porazdelitve, vendar se v hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz skoraj ne uporablja. Verjetno je razlog v tem, da ga je potrebno izvesti za vsako vodomerno postajo v regiji posebej, po tem pa iz teh rezultatov povzeti končno ugotovitev za celo regijo. To pa zna biti v primeru dela z večjim številom vodomernih postaj dokaj zamudno. Ne glede na to pa njegovo uporabo lahko zasledimo v poročilu, ki ga je napisal Millington s sodelavci (2011).

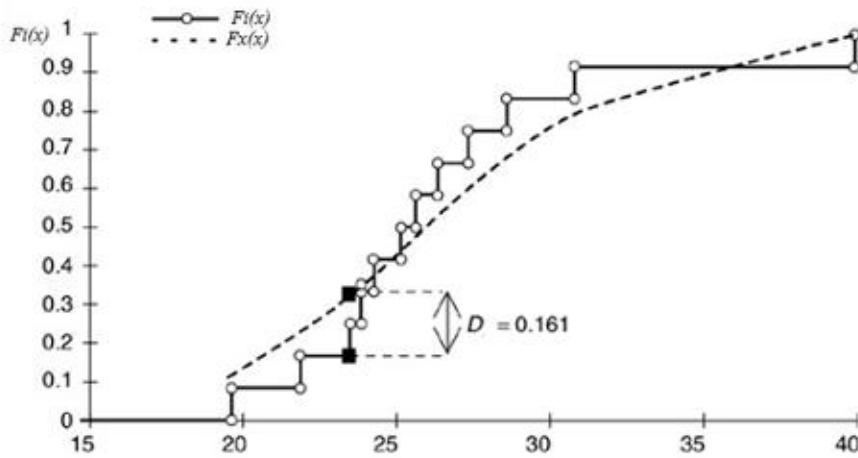
Ta test temelji na empirični porazdelitveni funkciji, primeren pa je le za testiranje zveznih porazdelitev. Z njegovo pomočjo lahko ugotavljamo le vrednost največjega odstopanja glede na katero domnevo zavrnemo ali ne, kar je odvisno od izbranega intervala zaupanja (Brilly in Šraj, 2005).

Kolmogorov-Smirnov test je osnovan na največji vertikalni razdalji med empirično in teoretično zbirno funkcijo verjetnosti (slika 9) (ang. *cumulative density function, CDF*). Hipoteza je zvrnjena, če je ta razdalja večja od kritične vrednosti (Millington et al., 2011). Glede na to je testna statistika podana kot:

$$D = \max |F_X(x_i) - F_n(x)|. \quad (39)$$

Za vzorec z n elementi, ki so razvrščeni od največjega do najmanjšega in označeni z zaporedno številko i , je $F_n(x)$ empirična porazdelitvena funkcija, določena z izrazom:

$$F_n(x) = \frac{i}{N}. \quad (40)$$



Slika 9: Grafični prikaz testa Kolmogorov-Smirnov (Povzeto po Vose, 2010)

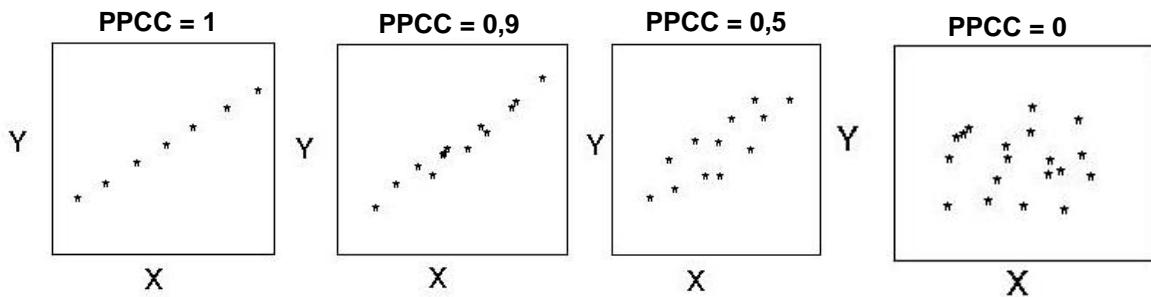
Mejne vrednosti, ki jih za ta test lahko najdemo v literaturi, običajno veljajo, če parametri izbrane verjetnostne porazdelitve niso določeni iz vzorca, ampak so definirani že prej (Haan, 2002). Če pa so ne glede na to parametri določeni glede na testirane podatke, je potrebno upoštevati določene korekcije. Za različne verjetnostne porazdelitve so mejne vrednosti podali različni avtorji; za normalno in logaritemsko normalno porazdelitev (pri določitvi parametrov iz vzorca) Lilliefors (1967), za porazdelitev ekstremnih vrednosti (GEV) Chandra s sodelavci (1981), za Gumbelovo in gama porazdelitev, v družino katere spadata tudi Pearson III in logaritemska Pearson III porazdelitev, Crutcher (1975), za Pareto porazdelitev Arshad in drugi (2002), za logistično porazdelitev, kot poseben primer generalizirane logistične porazdelitve (GLO), pa Stephens (1979).

Posebna različica testa Kolmogorov-Smirnov pa je test Anderson-Darling, pri katerem se ustreznosti izbrane porazdelitve ne ocenjuje le glede na največje odstopanje, ampak se upošteva vse obravnavane vrednosti. Kljub temu pa je pri uporabi v hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz potrebno tudi ta test izvesti za vsako postajo posebej, zato se tudi ta način ocenjevanja ustreznosti porazdelitve pojavlja redkeje. Njegovo uporabo smo zasledili v poročilih, ki so jih napisali Millington s sodelavci (2011) ter Haile (2011).

5.2.5 Test PPCC

Testiranje s korelacijskim koeficientom PPCC (ang. *probability plot correlation coefficient*) je v osnovi dokaj podobno načinu s QQ diagrami, le da gre pri tem namesto vizualne presoje za oceno na podlagi izračunane vrednosti (slika 10). Za oceno ustreznosti porazdelitve pri regionalni verjetnostni analizi sta ga uporabila Karim in Chowdhury (1995).

PPCC koeficient meri linearost grafičnega prikaza verjetnosti podatkov in podaja korelacijo med vrednostmi, dobljenimi z opazovanji in pripadajočimi generiranimi podatki (Karim in Chowdhury, 1995). Korelacija opisuje medsebojno povezanost dveh ali več spremenljivk, vrednost njenega koeficiente pa se giblje med -1 in 1. Vrednost koeficiente korelacije blizu 1 kaže na močno linearno povezanost dveh spremenljivk, če je njegova vrednost pozitivna, sta pozitivno povezani, če je negativna, pa sta negativno povezani. Če sta spremenljivki neodvisni, je njegova vrednost enaka nič, kar pa ne velja vedno tudi obratno (Brilly in Šraj, 2005). Če je torej vrednost koeficiente PPCC blizu 1 pomeni, da je izbrana verjetnostna porazdelitev ustrezna.



Slika 10: Različne vrednosti PPCC glede na razpršenost podatkov (Povzeto po Statistics Lecture, 2013)

Vrednost koeficiente PPCC za izračunano vrednost pretoka glede na izbrano porazdelitev x_i in izmerjeno vrednost pretoka $Q_{max,i}$ ter njuni povprečji pa se izračuna kot:

$$PPCC = \frac{\sum_{i=1}^n [(x_i - \bar{x}) \cdot (Q_{max,i} - \bar{Q}_{max})]}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^n (Q_{max,i} - \bar{Q}_{max})^2}}. \quad (41)$$

Čeprav je zaželjeno, da je vrednost koeficiente čim bliže 1, pa še vedno obstajajo omejitve, ki nam pomagajo pri odločitvi, ali je glede na izračunano vrednost PPCC izbrana porazdelitev ustrezna. Mejne vrednosti za normalno, logaritemsko normalno in Gumbelovo porazdelitev je podal Vogel (1986), za porazdelitev ekstremnih vrednosti Chowdhury s sodelavci (1991), za gama porazdelitev (Pearson III in logaritemski Pearson III) Vogel in McMartin (1991) ter za generalizirano logistično porazdelitev Kim s sodelavci (2008).

5.2.6 Test RMSE

Test RMSE (ang. *root mean square error*) je test, ki temelji na korenju srednjih vrednosti kvadratov napak. Pri hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz ga lahko zasledimo dokaj

pogosto, tudi za druge namene, kot je na primer preverjanje pravilnosti ocenjevanih kvantilov. V svojih študijah na področju verjetnostne analize so ga uporabili Abdo sodelavci (2005), Sveinsson sodelavci (2001) ter Karim in Chowdhury (1995).

Test RMSE temelji na preprosti enačbi, ki povezuje dejanske, izmerjene in izračunane podatke. Izmerjene vrednosti $Q_{max,i}$ naj bodo razvrščene od najmanjše do največje, pri čemer je vrstni red podatka označen z m . Glede na to se za niz podatkov, ki šteje N elementov, ponavadi z Weibullovo enačbo, izračuna verjetnost pojava posameznega podatka:

$$F_n = \frac{m}{N+1} . \quad (42)$$

Za to lahko uporabimo tudi katero drugo izmed empiričnih porazdelitvenih enačb, kot na primer Hazenovo ali Čegodajevo (Brilly in Šraj, 2005). Iz tako določenih verjetnosti podatkov z izbrano verjetnostno porazdelitvijo izračunamo nov set podatkov x_i . Testno statistiko RMSE izračunamo s preprosto enačbo:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - Q_{max,i})^2} . \quad (43)$$

Za razliko od drugih testov v tem primeru ne obstajajo nobene mejne vrednosti, s pomočjo katerih bi se odločali o ustreznosti izbrane porazdelitve. Velja le, da je najboljša tista porazdelitev, za katero so izračunane vrednosti RMSE najmanjše (Bezak, 2012).

6 OCENA PARAMETROV IZBRANE VERJETNOSTNE PORAZDELITVE REGIJE

Zadnji korak hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz naj bi bila ocena parametrov in kvantilov izbrane verjetnostne porazdelitve, kar je pravzaprav tudi cilj celotnega postopka. Z združevanjem postaj v regije in iskanjem ene porazdelitve za celo regijo zagotovimo, da bodo vrednosti, ocnjene za to večjo skupino podatkov bolj točne.

Ocena parametrov naj bi bil zadnji del hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz, vendar je pravzaprav šele začetek, saj odpira številne možnosti za nadaljevanje. Ko določimo parametre porazdelitve, lahko ocenimo tudi njene kvantile. To so vrednosti spremenljivke, za katere velja, da je določen delež vzorca manjši od njih (Turk, 2012). Različni avtorji so te podatke uporabili za nadaljevanje številnih študij na področju hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz; Begueria (2005) je iskal način za zagotovitev stabilnega računa kvantilov, Nuppel in drugi (2010) so pokazali, da se negotovost napovedanih vrednosti lahko zmanjša z upoštevanjem ustreznih kvantilov intervala zaupanja, Burn in Goel (2000) ter Chavoshi Borujeni in Azmin Sulaiman (2009) so s kvantili ocenjevali ekstremne pretoke na območjih brez vodomernih postaj, Das (2010) je naredil primerjavo standardnih napak računa kvantilov glede na različne verjetnostne porazdelitve, Martel in drugi (2011) so pokazali, da dajo kvantili, izračunani iz specifičnih podatkov, boljše rezultate kot tisti, izračunani iz absolutnih podatkov, Sveinsson in sodelavci (2001) pa so primerjali točnost metod za oceno kvantilov.

Metod za oceno lastnosti porazdelitve je veliko. Za primer regionalizacije, v katerem parametre in kvantile ocenjujemo glede na porazdelitev, ki je bila izbrana za regijo, torej za večje število vodomernih postaj, pa sta Hosking in Wallis (1997) priporočila prav poseben način. Gre za postopek, ki ga imenujeta regionalni algoritem L-momentov.

6.1 Regionalni algoritem L-momentov

Glede na podatke, ki so bili izmerjeni na vodomernih postajah hidrološke regije, želimo prilagoditi verjetnostno porazdelitev. Za to se uporablja metodo L-momentov, pri kateri se parametre ocenjuje z izenačevanjem vzorca L-momentov porazdelitve z vzorcem L-momentov, izračunanih iz podatkov. Glede na predpostavko, da je regija homogena, lahko razmerja L-momentov, izračunana iz podatkov različnih lokacij, kombiniramo in dobimo njihova povprečja za regijo. Da pa njihove vrednosti ne bi bile neodvisne od podatkov

majhnih vzorcev, so povprečja utežena glede na dolžino let dostopnih podatkov, kot je prikazano v enačbi (27).

Postopek temelji na tako imenovani metodologiji indeksa poplav, pri kateri gre za povzemanje statističnih vrednosti iz različnih skupin podatkov. Uporablja se lahko za katerekoli podatke, ne glede na poimenovanje, ki je posledica tega, da se je ta metodologija najprej uporabila za podatke o poplavah na področju hidrologije (Hosking in Wallis, 1997).

Naj bodo zbrani podatki za N postaj, postaja i ima dolžino merjenega niza in razpoložljivih podatkov n_i , ki so označeni z Q_{ij} ($j = 1, \dots, n_i$). Kvantilna funkcija verjetnostne porazdelitve za postajo i pa naj bo označena kot $Q_i(F)$, $0 < F < 1$. Glavna predpostavka metode indeksa poplav je ta, da postaje tvorijo homogeno regijo, kar pomeni, da je verjetnostna porazdelitev N postaj enaka, razen v primeru faktorja spremembe podatkov lokacije, ki ga imenujemo tudi indeks poplav (Hosking in Wallis, 1997). V spodnji enačbi je indeks poplav označen z μ_i :

$$Q_i(F) = \mu_i q(F) \quad (44)$$

Brezdimenzijska kvantilna funkcija, imenovana tudi regionalna krivulja rasti, je označena z $q(F)$. Osnova za njeno oceno pa so brezdimenzijski spremenjeni podatki q_{ij} (Hosking in Wallis, 1997):

$$q_{ij} = Q_{ij}/\hat{\mu}_i \quad (45)$$

Pri njihovem računu upoštevamo oceno srednje vrednosti vzorca podatkov postaje i , ki izhaja iz preprostega sklepanja, da je $\hat{\mu}_i = \bar{Q}_i$ (Hosking in Wallis, 1997).

Da bi vse skupaj poenostavili, privzamemo, da je indeks poplav kar srednja vrednost verjetnostne porazdelitve za vsako vodomerno postajo. Po tem je srednja vrednost spremenjenih podatkov za vsako postajo enaka 1, posledično pa toliko znaša tudi srednja vrednost za regijo. Prav tako pa so razmerja L-momentov za vsako postajo enaka, ne glede na to, ali so izračunana iz spremenjenih ali začetnih vrednosti podatkov, zato poseben izračun spremenjenih podatkov ni potreben (Hosking in Wallis, 1997).

Postaja i z dolžino podatkov n_i naj ima srednjo vrednost $l_1^{(i)}$ in razmerja L-momentov $t^{(i)}$, $t_3^{(i)}$ in $t_4^{(i)}$. Hidrološka regija, v katero spada ta postaja in ima skupno N elementov, pa ima regionalna razmerja L-momentov označena z t^R , t_3^R in t_4^R . Te vrednosti so utežene glede na

dolžino izmerjenega niza podatkov za postajo in izračunane po enačbi (27) (Hosking in Wallis, 1997).

Izbrano verjetnostno porazdelitev prilagodimo podatkom tako, da njena razmerja L-momentov izenačimo z regionalnimi povprečji, pri čemer pa upoštevamo, da je srednja vrednost enaka 1 ($l_1^R = 1$). Kvantilno funkcijo izbrane prilagojene verjetnostne porazdelitve za regijo označimo z $\hat{q}(\cdot)$ (Hosking in Wallis). Ocena kvantilov brez prekoračitve verjetnosti F je:

$$\hat{Q}_i(F) = l_1^{(i)} \hat{q}(F) \quad (46)$$

Oceno kvantilov glede na opredeljene parametre izbrane verjetnostne porazdelitve regije so v svojih analizah na primer podali Mkhandi in drugi (2000), Parida in drugi (1998), Hussain in Pasha (2009), Sveinsson in drugi (2002), Hassan in drugi (2012) ter Norbiato in drugi (2007).

7 HIDROLOŠKA REGIONALIZACIJA VERJETNOSTNIH ANLIZ VISOKOVODNIH KONIC NA VODOMERNIH POSTAJAH V SLOVENIJI

Osnovni koraki regionalne verjetnostne analize visokovodnih konic so štirje, vendar vsak izmed njih zahteva pozornost, številne odločitve in veliko natančnega dela. Obstajajo priporočila za izbiro metod, s katerimi bomo dosegli najboljše rezultate, vendar je možnosti za analizo, tudi če ta priporočila upoštevamo, zelo veliko. Večina izmed predlaganih metod po navadi združuje različne načine, ki omogočajo delo s podatki.

V tem poglavju je prikazan potek regionalne verjetnostne analize za podatke, zbrane na vodomernih postajah po vsej Sloveniji. Pri praktičnem delu smo uporabili metode, ki so predstavljene v prejšnjih poglavjih. Pri tem smo sledili predvsem navodilom Hoskinga in Wallisa (1997) ter napotkom, predstavljenim v člankih in poročilih različnih avtorjev, ki so navedeni v prejšnjih poglavjih.

7.1 Pregled in priprava podatkov

Prvi korak regionalne verjetnostne analize je izbira vodomernih postaj, ki bodo v analizo vključene, pridobivanje podatkov o visokovodnih konicah, izmerjenih na njih, njihova kontrola in priprava za nadaljnje delo.

7.1.1 Izbera vodomernih postaj za analizo

Za monitoring hidroloških razmer je pri nas zadolžena Agencija Republike Slovenije za okolje (ARSO), ki deluje pod okriljem Ministrstva za kmetijstvo in okolje Republike Slovenije. ARSO na področju spremnjanja voda med vsemi nalogami opravlja tudi (Agencija Republike Slovenije za okolje, 2013):

- pripravo programov za izvajanje monitoringa stanja voda,
- opazovanja in meritve posameznih elementov vodnega kroga na vodomernih postajah površinskih voda,
- določanje pretokov rek glede na hidrometrične meritve in meritve gladin,
- vodenje baz in evidenc s področja količin voda.

V Sloveniji je, po podatkih ARSA, trenutno 192 delajočih vodomernih postaj, izmed katerih je 24 takih, ki so nameščene na izvirih, jezerih ali morju in zato niso prišle v poštev za analizo.

Po posvetu s hidrološko službo ARSA (Petan, 2013) smo se odločili, da prav tako ne bomo upoštevali tistih postaj, na katerih se meritve opravljajo le z vodomeri. Na takih postajah vrednosti vodostaja po navadi enkrat na dan odčita za to zadolžena oseba. Čeprav je v času povečanih pretokov teh odčitavanj več, pa se lahko zgodi, da v trenutku najvišje vode vodostaj ni bil zabeležen, zato prava vrednost tako imenovane visokovodne konice ni poznana. Postaj, ki jih zaradi tega razloga v analizi nismo upoštevali, je 38.

Za drugih 130 vodomernih postaj smo pridobili podatke o pretokih za posamezna leta, ki so objavljeni na spletnih straneh ARSA (Agencija Republike Slovenije za okolje, 2013). Gre za dokumente oblike .xls, imenovane tudi obdobne statistike, razvrščene po porečjih. V vsakem dokumentu je več zavihkov, vsak za svojo vodomerno postajo. Za vsako postajo je navedeno njeno ime in šifra, vodotok, X in Y koordinate, obdobje opravljenih meritev ter podatki o pretokih (najmanjše konice, najmanjše vrednosti dnevnih povprečij, srednje vrednosti, najvišja dnevna povprečja in največje konice) razvrščeni po letih, navedeni za vsak mesec, ter celoletne najvišje, najnižje in srednje vrednosti.

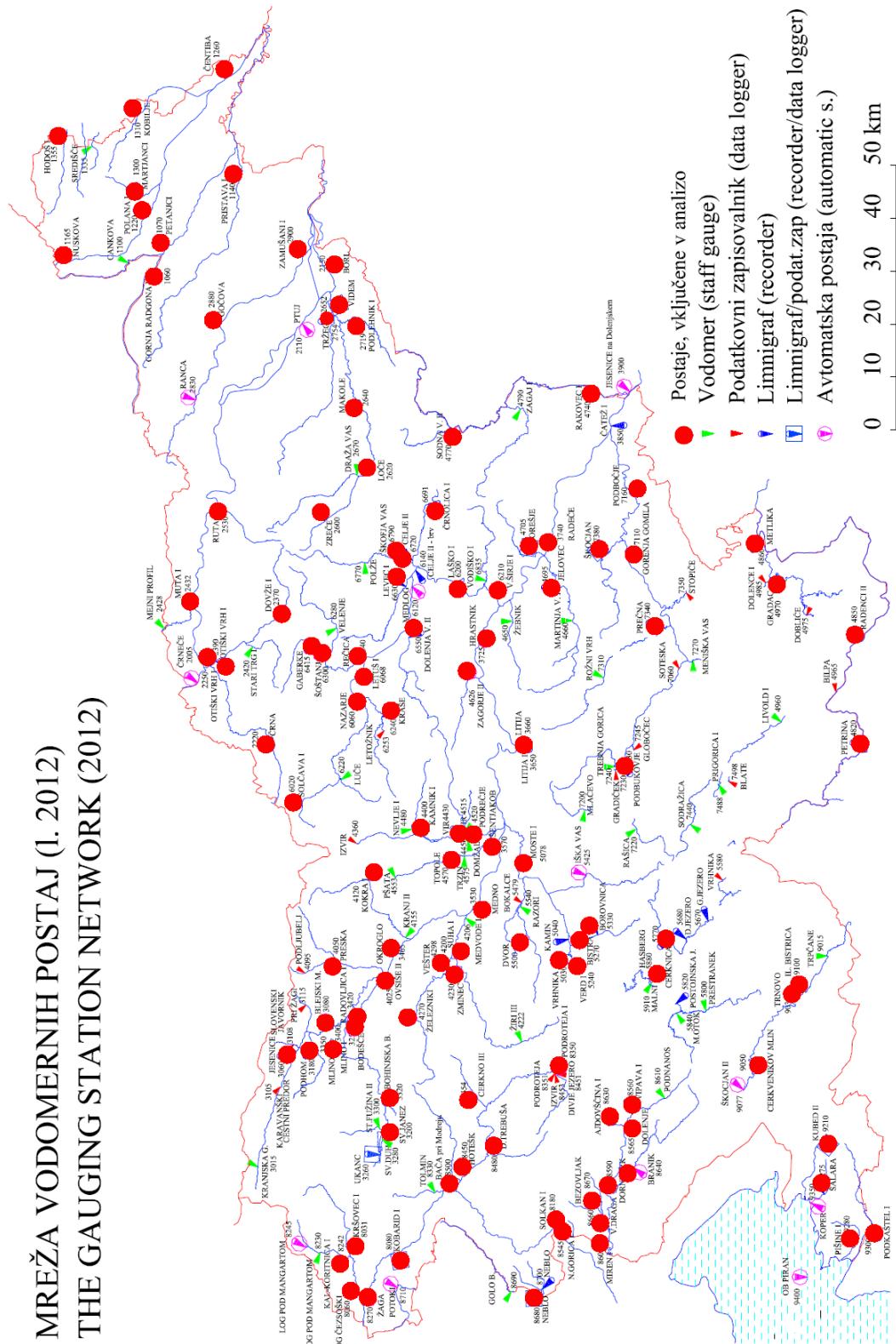
V primerih 35 vodomernih postaj je, zaradi majhne spremembe v njeni lokaciji ob obnovitvi ali zaradi namestitve drugega merilnega inštrumenta na isto lokacijo, nova postaja dobila drugo šifro in ime, čeprav je vodostaj merjen na skoraj istem mestu. Glede na to smo podatke teh postaj združili pod šifro zadnje, trenutno delujoče postaje, s čimer smo dobili daljše nize podatkov.

Ti nizi pa so bili različno dolgi in z nekaj manjkajočimi vrednostmi. Avtorji v različnih člankih priporočajo tudi najkrajše obdobje merjenja podatkov; Maleki-Nezhad (2007) priporoča vsaj 15 let, Bengston (2013) pa vsaj 10 let. Glede na to smo postavili še pogoja, da naj bo dolžina niza podatkov vsaj 15 let in da v njem ne sme manjkati več kot 10 % podatkov. Tako jih je izmed izbranih postaj izpadlo še 18. Še 12 postaj ne bi ustrezalo 10 % kriteriju, vendar smo obdobje meritev skrajšali in jih posledično lahko vključili v analizo.

Po nasvetu hidrološke službe ARSO (Petan, 2013) smo upoštevali le vrednosti pretokov, merjene po letu 1950, saj je pred tem njihova vrednost vprašljiva. Poleg tega pa je bilo delovanje kar nekaj postaj v času druge svetovne vojne prekinjeno, zato podatkov ni.

Glede na to je končno število izbranih trenutno delujočih postaj v Sloveniji, ki so vključene v analizo, 112 (slika 11). Vse postaje skupaj s šiframi, vodotokom, na katerem se nahajajo, obdobjem upoštevanih meritev in dolžino uporabljenega podatkovnega niza so prikazane v prilogi A.

MREŽA VODOMERNIH POSTAJ (1. 2012) THE GAUGING STATION NETWORK (2012)



Slika 11: Karta vseh vodomernih postaj, ki so vključene v analizo (Povzeto po ARSO, 2013)

7.1.2 Kontrola podatkov za analizo

Za 112 izbranih vodomernih postaj smo zbrali podatke o letnih konicah pretokov. Te vrednosti pa smo morali, kot na začetku vsake statistične analize, preveriti. Pri tem smo sledili navodilom Hoskinga in Wallisa (1997) ter preverjali posamezne vrednosti pretokov na vsaki posamezni postaji in za več postaj skupaj.

Najprej smo preverili manjkajoče podatke. Zapis v dokumentih, dostopnih na spletni strani ARSO, ne vsebuje letnic, za katere podatki niso znani oziroma so leta brez meritev kar izpuščena iz zapisa. Tako smo leta, v katerih so bili pretoki izmerjeni, razvrstili od najstarejših do najmlajših in preverili, če si sledijo po vrsti. Letnice, ki so manjkale, smo dopisali, pripadajoče podatke pa označili kot manjkajoče z ustrezno oznako. Manjkajočih vrednosti nismo dopolnjevali, saj brez ustreznega modela nikakor nismo mogli predvideti, kolikšne bi lahko bile visokovodne konice posameznega leta. Zato smo manjkajoče podatke izbrisali iz niza, če jih je bilo glede na celoten niz manj kot 10 %. Če pa je bil ta odstotek presežen, postaje sploh nismo upoštevali v analizi.

Pri preverjanju posameznih podatkov smo pazili predvsem na to, da njihove vrednosti niso bile prevelike ali premajhne v primerjavi z drugimi, torej da niso preveč odstopale od srednje vrednosti skupine. Konice pretokov smo najprej razvrstili od najmanjše do največje, nato pa izračunali razlike med podatkoma dveh zaporednih let; dopustni razpon razlike je bil odvisen od velikostnega reda podatkov. Večjih odstopanj nismo zasledili, zato popravki ali dodatna preverjanja izstopajočih vrednosti niso bila potrebna.

V drugem koraku smo pravilnost podatkov preverili tako, da smo med seboj primerjali leta, ko so se pojavile najniže in najvišje zabeležene konice pretokov na dveh zaporednih postajah. Pri tem smo izhajali iz predpostavke, da če je bil določenega leta na nekem vodotoku izmerjen izredno velik pretok, katerega konica je bila med najvišjimi na tem vodotoku v izbranem obdobju, bi se moralo to odražati na dveh zaporednih postajah, gorvodno in dolvodno od opazovane točke. Tako smo vrednosti konic pretokov, razvrščene od najmanjših do največjih, primerjali med seboj za določene pare postaj. Primer teh parov za postaje v Pomurju je prikazan na sliki 12.



Slika 12: Primer združevanja vodomernih postaj (primerjani sta bili postaji, označeni z isto barvo)

Med seboj smo primerjali 29 parov zaporednih vodomernih postaj po celi Sloveniji. Ujemanje let smo primerjali za deset najvišjih in najnižjih vrednosti konic pretokov. Označili smo jih kot zelo dobro (ujema se v več kot 80 % primerov), dobro (ujema se v več kot 65 % primerov), sprejemljivo (ujema se v več kot 50 % primerov) in slabo (ujema se v manj kot 50 % primerov). Upoštevali pa smo še to, da se v primeru, ko je neujemajoča se vrednost najvišja ali najnižja, nivo praga dvigne za 5 %. Število parov postaj, za katere se podatki ujemajo glede na zgornje kriterije, je prikazano v preglednici 2.

Preglednica 2: Ujemanje podatkov na zaporednih vodomernih postajah

	Zelo dobro	Dobro	Sprejemljivo	Slabo
Število VP	6	9	5	9

Vrednosti pretokov pa smo preverili še tako, da smo sešteli pretoke na dveh postajah gorvodno od sotočja in jih primerjali s tistimi, izmerjenimi na postaji dolvodno. Pričakovali smo, da je vrednost na vodomerni postaji dolvodno od sotočja enaka ali večja od vsote pretokov gorvodnih postaj, saj so na odseku med opazovanimi postajami možni še drugi dotoki vode, na primer manjši potočki, bazni odtok in medtok. Te račune smo naredili za 48 skupin vodomernih postaj; rezultat je bil ustrezen v malo več kot 80 % primerjav.

Glede na vse tri korake preverjanja posameznih vrednosti pretokov in primerjavo med lokacijami smo ugotovili, da so podatki dovolj kakovostni, da lahko z njimi nadaljujemo analizo. Kljub temu pa smo, kot priporočata Hosking in Wallis (1997), uporabili še test neskladnosti.

7.1.3 Test neskladnosti

Mero neskladnosti smo izračunali večkrat, za različne skupine podatkov (preglednica 3).

Najprej smo upoštevali delitev, ki je bila že narejena, to je po porečjih. Nato smo po priporočilih Hoskinga in Wallisa (1997), vse obravnavane vodomerne postaje razdelili v šest približno enako velikih skupin glede na površino hidrometričnega zaledja (F). Ena izmed skupin je vsebovala le osem postaj, za katere površina zaledja ni znana, saj se nahajajo na krasu, v drugih skupinah pa je bilo od dvajset do triindvajset postaj. Na koncu pa smo mero neskladnosti izračunali še za vse vodomerne postaje skupaj.

Preglednica 3: Največje vrednosti D_i

Skupina	Št. VP	max D_i v skupini
Porečje 1 - Pomurje	9	1,863 (2,33)
Porečje 2 – Podravje	15	3,259 (3,00)
Porečje 3 – Sava in pritoki	14	2,339 (2,97)
Porečje 4 – Sava brez rek	20	4,566 (3,00)
Porečje 5 - Ljubljanica	8	1,800 (2,14)
Porečje 6 – Savinja	14	3,153 (2,97)
Porečje 7 – Krka	5	1,303 (1,33)
Porečje 8 – Soča, Vipava	20	2,520 (3,00)
Porečje 9 – Jadransko morje	7	1,758 (1,92)
F 0 km ² – 60 km ²	20	3,155 (3,00)
F 60 km ² – 140 km ²	21	2,810 (3,00)
F 140 km ² – 260 km ²	20	2,385 (3,00)
F 260 km ² – 590 km ²	23	2,721 (3,00)
F 590 km ² – 1500 km ²	20	3,497 (3,00)
F neznan (kras)	8	1,940 (2,14)
vse postaje	112	7,86 (3,00)

Pri računu mere neskladnosti (D_i) smo upoštevali vrednosti L-momentov in razmerij L-momentov za posamezne postaje, ki so prikazane v prilogi B. Največje izračunane vrednosti za posamezne skupine so podane v preglednici 3, najvišje še dovoljene vrednosti za različno število elementov v skupini pa so prikazane v preglednici 1. Za vsako skupino posebej pa so za večjo jasnost še dopustne vrednosti D_i dopisane v oklepaju pod največjo izračunano vrednostjo v skupini (preglednica 3). Mera neskladnosti je bila presežena v 6 primerih. Največja je bila 7,86, in sicer za postajo Orešje v skupini vseh postaj. Prav v tej skupini je največ postaj presegalo mero neskladnosti; poleg postaje Orešje so bile to še Gaberke, Gorenja Gomila, Topole in Makole. Poleg teh, ki mero neskladnosti presegajo še v skupinah najmanjših (Orešje) in največjih (Gorenja Gomila) prispevnih površin ter v Porečju 4 (Topole in Orešje), še dve postaji presegata predpisano mero neskladnosti, vendar samo v eni skupini. To sta Podlehnik (Porečje 2) in Črnolica (Porečje 6).

Glede na rezultate je najbolj neskladna vodomerna postaja Orešje, saj njena vrednost D_i v prav vsaki skupini presega zgornjo mejo. Prav tako pa je pozornost potrebno nameniti še postajama Gorenja Gomila in Topole.

Za statistične analize je pomembno, da so uporabljeni podatki ustreznji. O tem smo se prepričali na več različnih načinov. Preverili smo manjkajoče podatke, izstopajoče vrednosti, odvisnost podatkov med zaporednimi postajami in mero neskladnosti. Glede na vse te kriterije smo ugotovili, da je večina podatkov primerna. Kljub zgornjim rezultatom testa neskladnosti smo se odločili, da nobene izmed postaj ne izključimo iz nadaljnje analize. Na tiste, katerih mera neskladnosti je bila presežena, bomo še posebej pozorni v nadaljevanju.

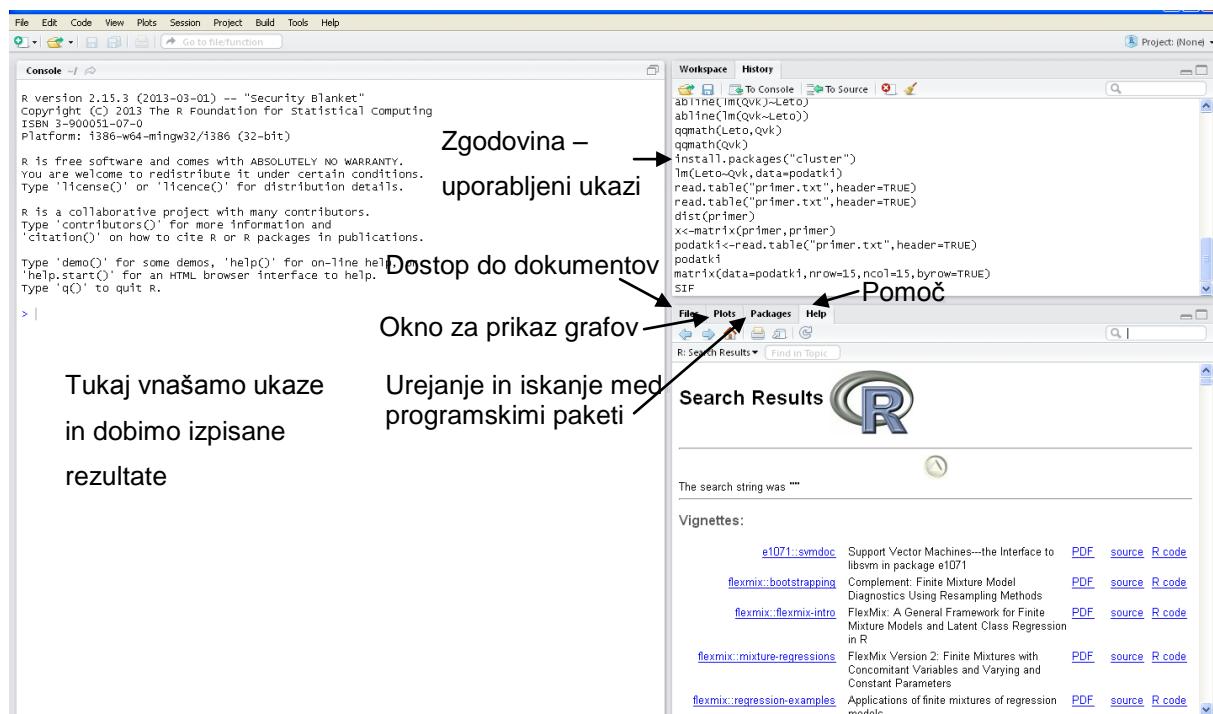
7.2 Program R

Hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz je statistična metoda, ki za svojo izvedbo zahteva uporabo več različnih statističnih postopkov. Tako je na primer pri določanju homogenih regij potrebno uporabiti različne metode razvrščanja, za račun mere heterogenosti so potrebne simulacije, za izris QQ diagramov generiranje podatkov in tako naprej. Za tako veliko število elementov se za statistično računanje uporabi različne programe, ki omogočajo hitro izvedbo vseh potrebnih postopkov. Za potrebe diplomske naloge smo uporabili program R.

Program R je brezplačen programski jezik za statistično računanje in grafiko, ki je dobil ime po začetnicah imen svojih avtorjev. Za razvoj statistične programske opreme in izvedbo različnih analiz podatkov ga uporablajo številni strokovnjaki po celi svetu.

Leta 1993 sta ga razvila Ross Ihaka in Robert Gentleman z univerze v Aucklandu na Novi Zelandiji. Ta program je nastal kot realizacija programskega jezika S, ki ga je razvil John Chambers iz laboratorijs Bell. Za njegov razvoj in posodabljanja skrbi razvojna skupina imenovana R Development Core Team. Poleg tega pa je koda programa odprta za vsakega, ki želi sodelovati pri nadgradnji tega programa ali mu dodati katerega izmed svojih paketov funkcij (R (programming language), 2013).

R omogoča izvajanje številnih statističnih (linearno in nelinearno modeliranje, klasične statistične teste, klasifikacije, razvrščanje ipd.) in grafičnih tehnik. Ena izmed njegovih prednosti je tudi ta, da na preprost način omogoča izris dobro oblikovanih kvalitetnih grafov, ki vsebujejo vse simbole in želene enačbe (The R Project, 2013).



Slika 13: Glavno pogovorno okno RStudia

Za delo s programom R lahko uporabimo osnovno pogovorno okno, ki pa je dokaj okorno in nerodno za delo z grafi. Obstajajo pa tudi različni grafični vmesniki, ki omogočajo bolj pregledno delo, kot so na primer R Commander, Tinn-R in RStudio (slika 13). Uporabili smo zadnjega, prednosti njegove uporabe pa so, da je sintaksa obravljana z drugo barvo kot

rezultati, da sam program kodo ustrezeno zaključi, da je omogočeno delo na več direktorijih hkrati in da grafične prikaze lahko takoj shranimo v PDF obliku. Poleg tega pa ima okno razdeljeno na več delov, ki omogočajo pregled zgodovine, pregled in nalaganje programskih paketov ter hitro in pregledno iskanje po pomoči (RStudio IDE, 2013).

Za program R je Hosking (2012) razvil poseben programski paket, imenovan lmomRFA, ki temelji na opisih iz knjige Hoskinga in Wallisa (1997) ter vsebuje vse funkcije za izvedbo hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz.

7.3 Določanje homogenih regij

Pri hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz je ureditev homogenih regij pri delu z velikim številom podatkov zelo pomembna. Hidrološke regije so osnova za nadaljnje delo, ko nič več ne računamo s podatki vsake postaje posebej ampak jih združimo v podatke ene regije. Zato je zelo pomembno, da so regije oblikovane pravilno in da so čim bolj homogene.

Oblikovanje regij za tako veliko število podatkov, kot jih je v primeru Slovenije, poteka v več korakih. Najprej z izbranim postopkom določimo začetne regije, ki jih nato z različnimi prilagoditvami oblikujemo v čim bolj homogene. Drugi del lahko naredimo takoj po osnovni določitvi regij ali pa hkrati s preverjanjem homogenosti. Odločili smo se, da bomo regije dokončno oblikovali med računanjem mere heterogenosti.

Za oblikovanje hidroloških regij je veliko različnih načinov. Med vsemi, ki so predstavljeni v poglavju 4.1 smo izbrali metodo razvrščanja. Tako smo se odločili predvsem zato, ker Hosking in Wallis (1997) ta način razvrščanja priporočata kot najbolj praktičnega za oblikovanje regij v primeru velikega števila podatkov. Metode za razvrščanje se v osnovi delijo na hierarhične, nehierarhične in geometrijske. Hosking in Wallis (1997) za razvrščanje vodomernih postaj v regije priporočata Wardovo metodo (hierarhična) in metodo voditeljev (nehierarhična). Ne glede na izbrano metodo pa za računanje razdalje med enotami predlagata evklidsko razdaljo.

Pri metodi razvrščanja je potrebnih pet korakov, to so: izbira objektov za razvrščanje, izbira množice spremenljivk, ki določajo lastnosti izbranih objektov, računanje podobnosti med enotami, uporaba ustrezne metode za razvrščanje in analiza rezultatov.

7.3.1 Izbira objektov in spremenljivk za razvrščanje

Izbira objektov za razvrščanje ni bila potrebna, saj je bilo jasno, da bodo regije sestavljene iz izbranih 112 vodomernih postaj iz cele Slovenije.

Težja naloga pa je bila izbira spremenljivk, ki bi pri razvrščanju definirale vodomerne postaje. Avtorji različnih del, ki so se ukvarjali z hidrološko regionalizacijo verjetnostnih analiz in so pri regionalizaciji uporabili metodo razvrščanja, niso skoparili z idejami, katere spremenljivke bi lahko uporabili. Poleg osnovnih značilnosti vodomernih postaj, kot so geografska širina in dolžina, nadmorska višina in površina porečja, so predlagali še povprečen naklon porečja, maksimalne enodnevne, maksimalne dvodnevne ali srednje letne padavine, indeks tipa zemljinje, odstotek površine, pokrite z gozdom in podobno. Še več možnosti je opisanih v poglavju 4.2.2.

Zaradi množice predlogov lahko hitro pride do prevelikega števila izbranih spremenljivk. Uporabili naj bi le tiste, ki najbolje opišejo obravnavani problem (Ferligoj, 1989). Glede na to, da je Slovenija, kljub dokaj majhni površini, izredno raznolika, smo se odločili, da bomo upoštevali tiste lastnosti, ki najbolj vplivajo na pretok. To so predvsem nadmorska višina postaje, površina hidrometričnega zaledja in letna vsota padavin, ki pade na to površino. Poleg tega pa smo upoštevali še podatke o zemljepisni širini in dolžini postaje, saj je količina padavin v Sloveniji tesno povezana tudi z zemljepisno dolžino (letna vsota padavin pada od zahoda proti vzhodu).

Namesto podatka o nadmorski višini postaje smo upoštevali "koto 0" vodomerne postaje; to je nadmorska višina kote "nulte" točke vodomera. Vrednosti kote 0, zemljepisne širine in dolžine ter površine zaledja postaje so objavljene v Seznamu vodomernih postaj (ARSO, 2012), podatki o padavinah pa so navedeni v Vodni bilanci Slovenije 1971–2000 (Bat et al., 2008). Vse vrednosti izbranih spremenljivk za posamezne vodomerne postaje so prikazane v prilogi C.

Za nekatere vodomerne postaje površina zaledja ni določena, saj ležijo na krasu, kar močno otežuje vsaj približno določanje površine. Voda na krasu namreč pogosto ponika in teče pod zemljo, kjer se preliva po številnih kraških rovih in jamah. Zaradi tega je njenemu toku skoraj nemogoče slediti, kar onemogoča tudi določanje prispevne površine zaledja.

Tudi letne količine padavin niso izračunane za vsako vodomerno postajo posebej; padavine so merjene na padavinskih postajah, katerih mreža je drugačna in bolj gosta od mreže

vodomernih postaj. Tako je potrebno iz prvotno izmerjenih podatkov s pomočjo različnih metod izračunati dejanske količine padavin na območjih, ki pripadajo vodomernim postajam.

Izbrane spremenljivke je bilo na to potrebno standardizirati. Odločili smo se za običajen način, pri katerem od vrednosti spremenljivke odštejemo njen srednjo vrednost μ_j in razliko delimo s standardno deviacijo σ_j :

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \mu_j}{\sigma_j} \quad (47)$$

Tako smo standardizirali vrednosti kote 0, zemljepisne širine in dolžine ter padavine. Po tem postopku so se njihove vrednosti gibale med -2,3 in 2,9. Na ta način standardizirane vrednosti zaledja, pa so se gibale med -0,4 in 6,4, zato smo jih najprej logaritmirali, po tem pa standardizirali po enakem postopku. Ker pa ima velikost zaledja vodomerne postaje največji vpliv na pretok, smo vrednosti te spremenljivke pomnožili še s 3 in s tem zagotovili, da je imela ta spremenljivka večji vpliv na razvrščanje postaj v regije kot vrednosti drugih spremenljivk. Podoben način sta v enem izmed svojih primerov regionalizacije uporabila tudi Hosking in Wallis (1997).

Pri spoznavanju različnih metod razvrščanja in ukazov za njihovo realizacijo v R smo ugotovili, da program vodomerno postajo, ki nima podatkov o vseh spremenljivkah, izloči iz analize. To se je zgodilo za postaje, ki niso imele podatkov o površini zaledja (5 postaj) ali o padavinah (13 postaj). V nasprotju z računom mene neskladnosti smo tokrat za tri postaje (Ajdovščina, Volčja Draga in Bohinjska Bistrica) upoštevali približne ocene pripadajočih površin. Glede na to, da R določenih postaj ni upošteval, smo vsako razvrščanje izvedli trikrat, za različno število upoštevanih spremenljivk; najprej samo za zemljepisno širino in dolžino ter koto 0, po tem smo upoštevali še površino zaledja in na koncu padavine. Pri razvrščanju so bile upoštevane samo tiste postaje, ki so imele poznane vse spremenljivke.

7.3.2 Wardova metoda razvrščanja

Najprej smo uporabili povsem osnovno razvrščanje s hierarhično metodo. Ustrezna funkcija v R je "hclust", ki upošteva določitve razlik za n objektov, ki jih razvrščamo. Osnovni ukaz za to funkcijo je:

```
hclust(d, method = "complete", members = NULL).
```

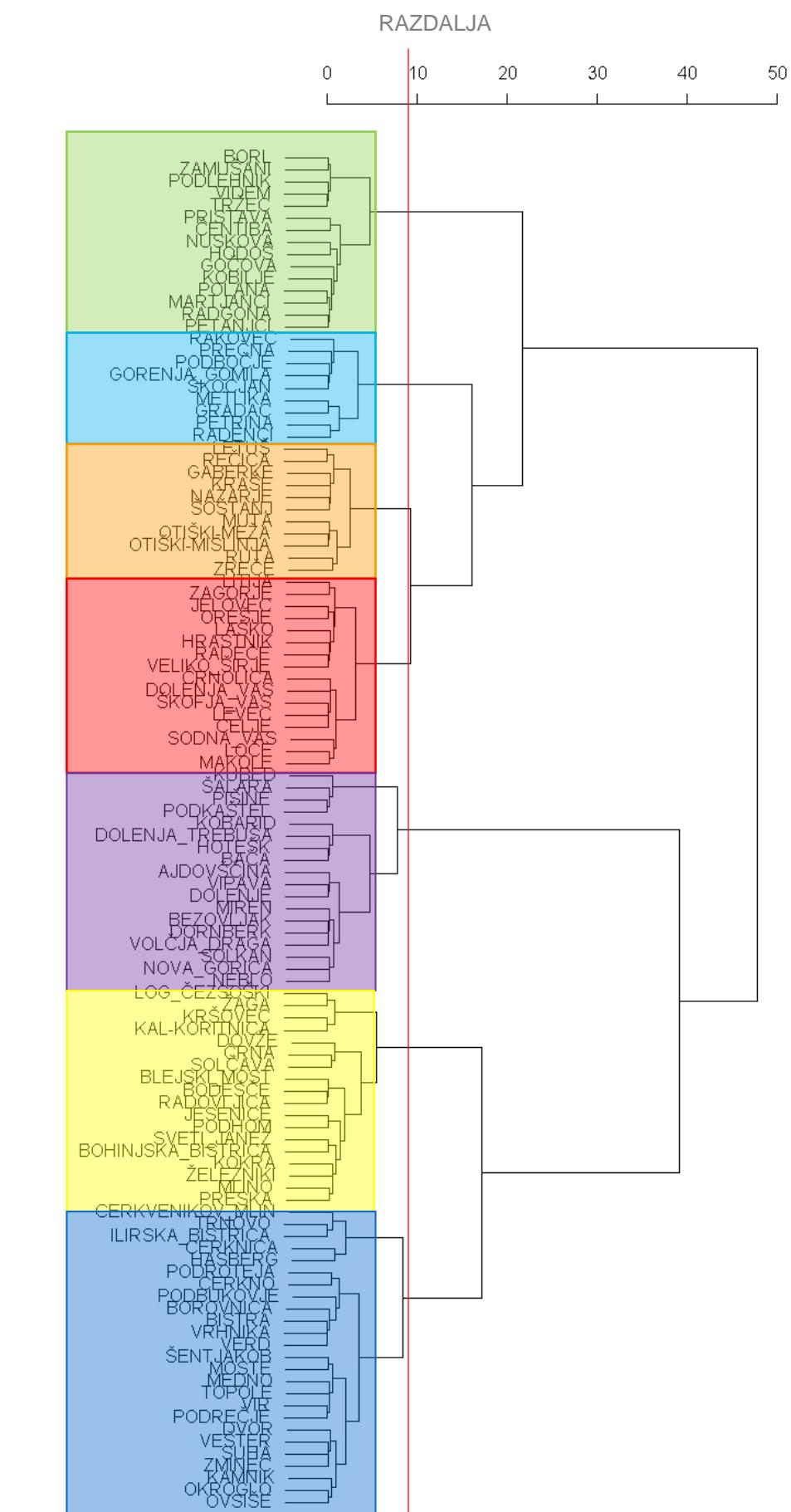
Pri tem je d matrika razlik, izračunana s funkcijo "dist" (evklidska razdalja), "method" pa ena izmed metod, ki se uporablja za hierarhično razvrščanje (na primer Wardova). Z ukazom "members" pa celoten dendrogram lahko prerežemo na izbranem nivoju, glede na to, koliko skupin želimo imeti; namesto grafičnega prikaza dobimo izpis postaj s pripadajočo številko regije, v katero je bila uvrščena.

Dendrogrami, dobljeni s tem postopkom, so prikazani na slikah od 14 do 16. Hidrološke regije dobimo tako, da združevanje prekinemo na določeni višini, kot je na slikah prikazano z rdečo črto. Kje ga prekinemo, je odvisno od tega, koliko skupin želimo imeti. Hosking in Wallis (1997) priporočata, da v skupini ni več kot 20 postaj. Glede na to smo se odločili, da bomo v prvem koraku upoštevali delitev na 6 ali 7 regij. Na slikah 14 – 16 so postaje, ki so uvrščene v isto regijo, označene z enako barvo.

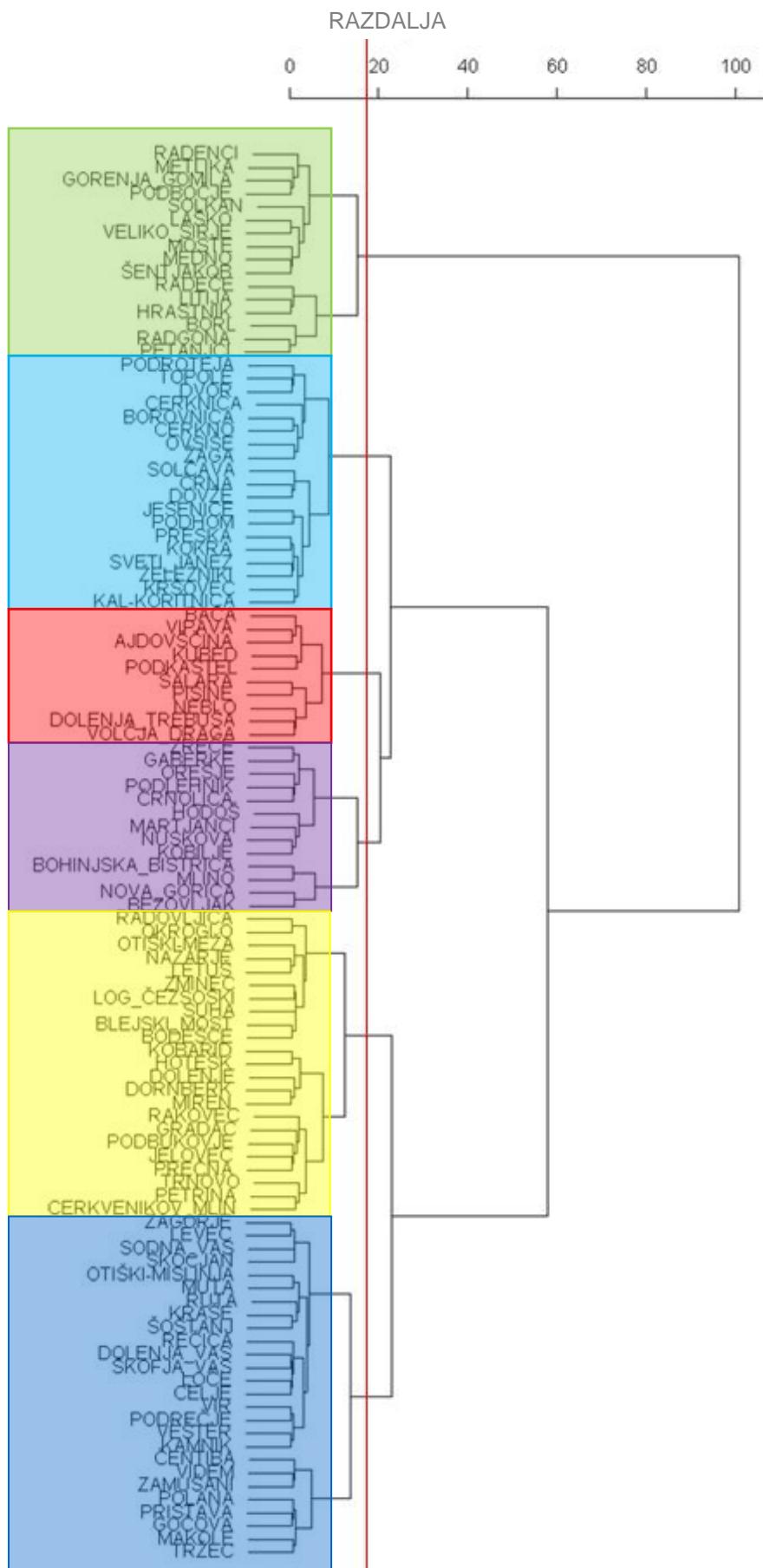
Postaje v hidroloških regijah, ki so dobljene z upoštevanjem različnega števila parametrov, se razlikujejo. Če poleg osnovnih treh spremenljivk (slika 14) upoštevamo še površino zaledja, se postaje iz prvih štirih obstoječih regij porazdelijo med štiri nove (slika 15). Deset postaj iz prvotne pete regije sedaj tvori tretjo, druge pa se porazdelijo. Večina postaj šeste in sedme regije pa skupaj tvori novonastalo drugo regijo. Razvrstitev vodomernih postaj po regijah z uporabo treh ali štirih spremenljivk se zelo razlikuje.

Ob razvrščanju s petimi parametri (slika 16) pa se porazdelitev postaj ponovno spremeni. V primerjavi s povsem začetnimi regijami, ki temeljijo na treh parametrih, se osnovne regije razbijejo, postaje iz posamezne skupine pa se razporedijo med v večini primerov tri novo nastale regije. Izjema je le prvotna osma skupina, iz katere se postaje porazdelijo med vse nove regije. Sestava regij pa je veliko bolj podobna, če razvrščamo s štirimi in petimi parametri. Tako dobljene regije so večinoma sestavljene iz istih postaj.

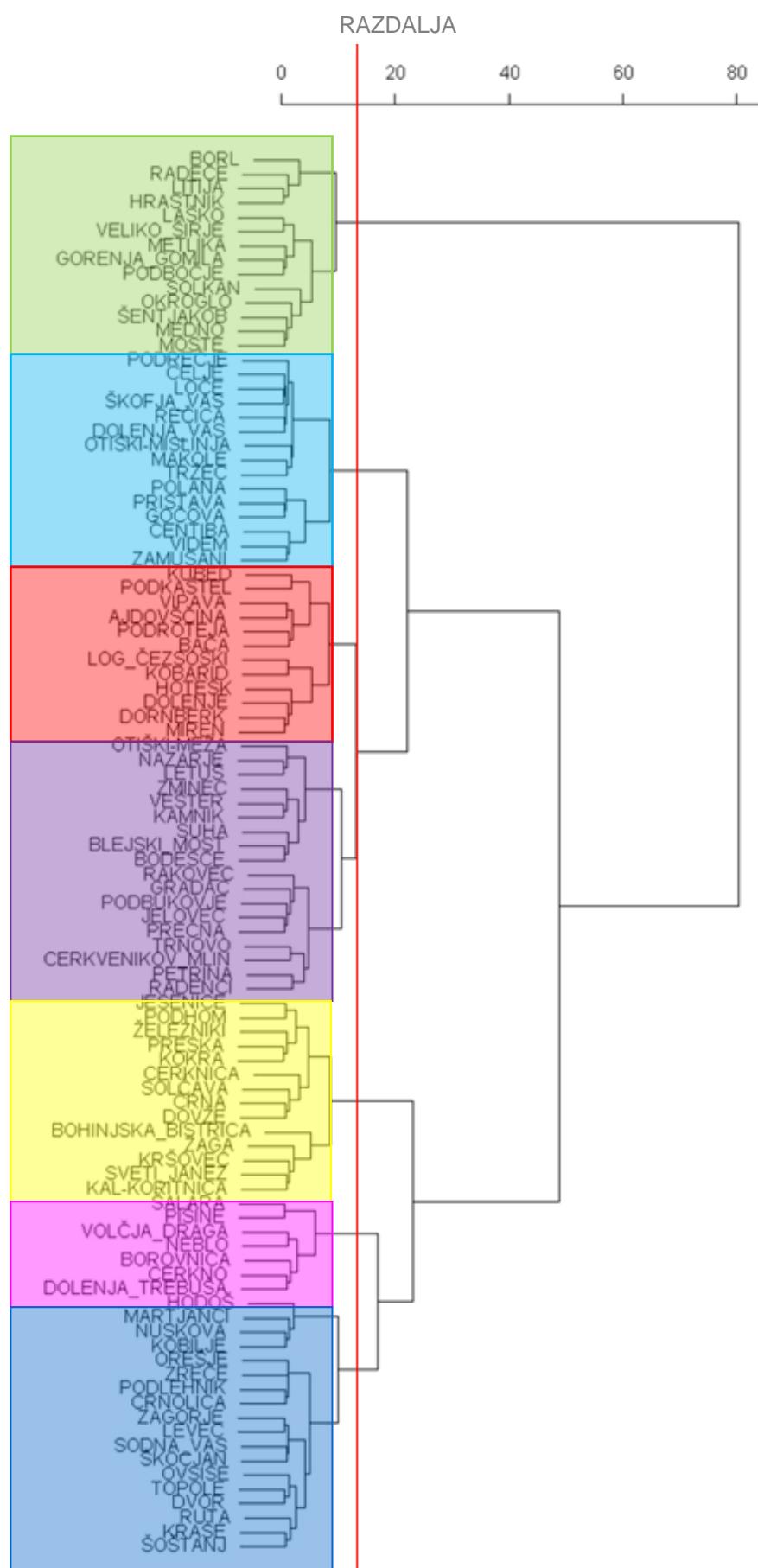
To, da se regije pri upoštevanju treh ali štirih spremenljivk močno spremeni, pri nadalnjem upoštevanju petih pa ne, kaže na to, da ima velik vpliv na razvrščanje res površina zaledja, kar smo tudi žeeli doseči.



Slika 14: Dendrogram hierarhičnega razvrščanja za 3 spremenljivke



Slika 15: Dendrogram hierarhičnega razvrščanja za 4 spremenljivke



Slika 16: Dendrogram hierarhičnega razvrščanja za 5 spremenljivk

Lastnosti regij, dobljenih z Wardovo hierarhično metodo grupiranja, so glede na različno število upoštevanih spremenljivk prikazane v preglednici 4. Edino v primeru razvrščanja s petimi spremenljivkami število vodomernih postaj v nobeni regiji ni večje od dvajset. Prav tako pa so v tem primeru dosežene najnižje mere heterogenosti, kar kaže povprečje vseh skupin in v tem primeru doseženi dve najnižji izračunani vrednosti mere heterogenosti H (1,05 in 2,1).

Izmed izvedenih načinov razvrščanja z Wardovo metodo bi, glede na rezultate, predlagali tisto s petimi spremenljivkami.

Preglednica 4: Rezultati Wardovega hierarhičnega razvrščanja

Hierarhična metoda	3 spremenljivke		4 spremenljivke		5 spremenljivk	
	7 regij		6 regij		7 regij	
	št. VP v regiji	H	št. VP v regiji	H	št. VP v regiji	H
Regija 1	15	9,36	16	13,10	14	12,30
Regija 2	9	9,59	19	4,38	15	2,10
Regija 3	11	2,44	10	8,03	12	9,19
Regija 4	16	10,39	13	6,23	18	10,02
Regija 5	18	10,91	23	6,87	18	5,93
Regija 6	18	4,78	26	3,54	14	3,55
Regija 7	25	19,96			7	1,05
povprečje	16	9,63	17.83	7,03	14	6,31

7.3.3 Metoda voditeljev

Metoda voditeljev je ena izmed nehierarhičnih metod, kjer je že na začetku potrebno podati želeno število končnih skupin. Ukaz za to razvrščanje v programu R je:

```
kmeans(x, centers, iter.max = 10, nstart = 1,  
        algorithm = c("Hartigan-Wong", "Lloyd", "Forgy",  
        "MacQueen")) .
```

Pri tem so "x" vhodni podatki, "centers" pa število želenih skupin. Če želimo, lahko podamo tudi največje število iteracij ("iter.max"), ki jih program izvede med razvrščanjem. S številom "nstart" podamo število skupin, ki so oblikovane še pred začetkom razvrščanja. Ukaz "algorithm" pa je postopek, ki se lahko uporabi pri tej metodi razvrščanja; če ga ne izberemo sami, je avtomatično nastavljen Hartigan-Wongov algoritem.

Ta metoda razvrščanja temelji na ponovljenih iteracijah, zato so dobljeni rezultati vsakič malo drugačni, ne glede na to, koliko iteracij predpišemo. Rezultati enega izmed vseh narejenih

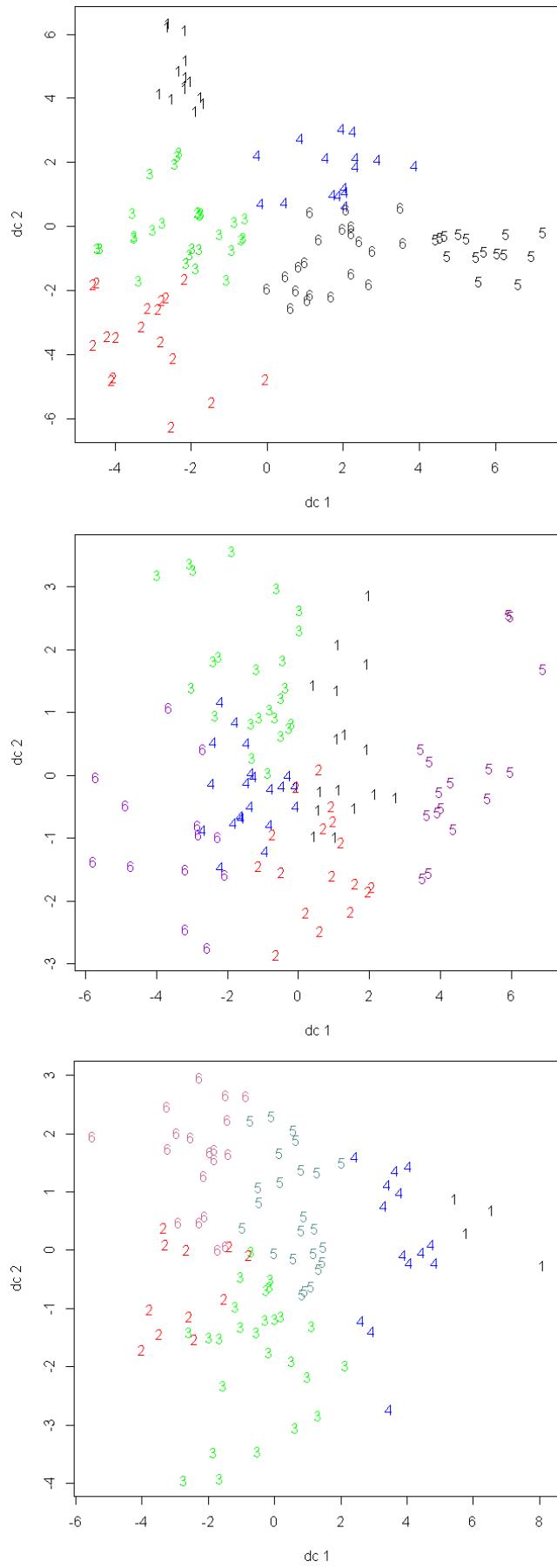
razvrščanj so prikazani v prilogi D. Osnovni rezultati v tem primeru namreč niso predstavljeni grafično, ampak gre za seznam vseh postaj, vsaki pa je pripisana številka skupine, v katero je bila uvrščena. Zato smo uporabili še dodatno funkcijo "plotcluster", ki grafično predstavi vodomerne postaje glede na navadne diskriminantne koordinate, izračunane med razvrščanjem. Grafi se razlikujejo glede na predstavitev regij, ki jo lahko izvedemo z desetimi različnimi metodami prikazovanja. Ena izmed njih so tudi klasične diskriminantne koordinate, uporabljene v primeru grafov, ki so prikazani v nadaljevanju.

Ne glede na to, da so oblikovane regije v primeru vsakega ponovnega razvrščanja s to metodo drugačne, smo za enega izmed rezultatov primerjali vodomerne postaje v skupinah s tistimi, ki so bile za isto število spremenljivk dobljene z Wardovo metodo in z različnim številom spremenljivk dobljene z metodo voditeljev.

Število upoštevanih spremenljivk pri delitvi z različno metodo ni imelo večjega vpliva, saj so bile skupine, dobljene z Wardovo metodo ali z metodo voditeljev, sestavljene iz skoraj istih vodomernih postaj. Prišlo je le do prenestitve kakšne postaje v drugo regijo, kar se odraža predvsem s spremembou števila elementov v regijah.

Med seboj pa smo primerjali tudi sestavo regij, dobljenih z metodo voditeljev pri upoštevanju različnega števila spremenljivk. Tudi v tem primeru se je izkazalo, da ima površina zaledja velik vpliv. Postaje, ki so bile pri razvrščanju s tremi parametri najprej združene v skupine, so bile po delitvi s štirimi parametri povsem pomešane po novonastalih regijah. V nadaljevanju, z upoštevanjem petih parametrov, pa so bile razlike dosti manjše kot pri razvrščanju s tremi ali štirimi parametri. Pet novonastalih skupin je imelo skoraj vse elemente enake kot regije, dobljene z upoštevanjem štirih spremenljivk, ena pa je bila sestavljena iz vodomernih postaj, ki so prvotno pripadale dvema regijama.

Razlika v rezultatih, ki so dobljeni z metodo voditeljev, pa je opazna tudi na grafih slike 17. Dobljeni so s funkcijo "plotcluster" v programu R, na njih pa so s številkami, ki označujejo določeno regijo, označene vodomerne postaje. Številke regij program določi povsem naključno, kar na primer pomeni, da lahko iste vodomerne postaje, ki v primeru treh spremenljivk sestavljajo prvo regijo, v primeru štirih predstavljajo tretjo regijo, v primeru petih spremenljivk pa šesto regijo.



Slika 17: Rezultati razvrščanja z metodo razbrščanja za 3, 4 in 5 spremenljivk

V prvem primeru (tri spremenljivke) so oblaki, ki jih tvorijo postaje v posameznih regijah, dokaj pravilnih oblik in se med seboj skoraj ne prekrivajo. Ta prikaz se močno razlikuje od drugih dveh, kjer se oblaki podatkov veliko bolj prekrivajo, njihova oblika pa je bolj razpotegnjena v vertikalni smeri. Tudi ta grafični prikaz potrjuje, da na razvrstitev vodomernih postaj v regije močno vpliva površina zaledja, ki je upoštevana v drugih dveh primerih. Razlika med prvim in drugim ali prvim in tretjim prikazom je dokaj velika in opazna, med tem ko sta si druga dva diagrama med seboj veliko bolj podobna.

Mera heterogenosti H in število elementov regij, dobljenih z metodo voditeljev za šest skupin, sta, glede na različno število upoštevanih spremenljivk, prikazana v preglednici 5.

Preglednica 5: Rezultati razvrščanja z metodo voditeljev v šest razredov

Metoda voditeljev	3 spremenljivke		4 spremenljivke		5 spremenljivk	
	št. VP v regiji	H	št. VP v regiji	H	št. VP v regiji	H
Regija 1	18	1,11	25	11,41	15	11,78
Regija 2	16	12,12	15	15,33	14	8,56
Regija 3	15	9,47	17	8,55	19	2,12
Regija 4	14	11,40	6	0,87	22	6,23
Regija 5	28	18,85	30	4,30	19	4,49
Regija 6	21	7,40	11	2,64	9	3,41
povprečje	18,67	10,06	17,33	7,18	16,33	6,10

Tudi z uporabo te metode so najboljši povprečni rezultati dobljeni z upoštevanjem petih spremenljivk. Le ena regija ima več kot dvajset elementov, s štirimi spremenljivkami je v eni izmed regij kar 30 postaj, s tremi spremenljivkami pa 28 postaj. Najnižja mera heterogenosti, ki določa edino homogeno regijo pri razvrščanju z metodo voditeljev, je dosežena v primeru štirih spremenljivk in znaša 0,87. Z upoštevanjem petih spremenljivk je dobljena šele tretja najnižja vrednost, vendar so na splošno mere heterogenosti v tem primeru nizke, zato je tudi povprečen rezultat najbolj sprejemljiv.

7.3.4 Oblikovanje končnih homogenih hidroloških regij

Ne glede na to, katero metodo smo uporabili za hidrološko regionalizacijo vodomernih postaj in koliko spremenljivk smo pri tem upoštevali, tako oblikovane regije še ne morejo biti končne, saj njihova mera heterogenosti ni sprejemljiva.

Oblikovanja končnih hidroloških regij smo se lotili tako, da smo kot začetne privzeli že oblikovane skupine. Izhajali smo iz skupin, ki smo jih dobili z metodo voditeljev s štirimi spremenljivkami in sedmimi skupinami. Za tako začetno razvrščanje smo se odločili iz več razlogov. Metoda voditeljev je spremenljiva in ne da enakega končnega rezultata ob vsaki ponovitvi, ampak se sestava skupin spreminja. Zato smo predvidevali, da bo odziv regij na spremembe, ki jih bomo uvedli boljši, kot bi bil v primeru delitve z Wardovo metodo.

Upoštevali smo samo štiri spremenljivke (zemljepisna širina in dolžina, kota 0 in površina zaledja), saj ima, kot smo že večkrat dokazali, površina zaledja velik pomen na razvrščanje, upoštevanje padavin pa regij ne spremeni več veliko. S tem da smo jih izpustili, smo si želeli zagotoviti malo več manevrskega prostora pri preoblikovanju regij. Glede na število vseh postaj, ki se razvrščajo, pa se je sedem skupin zdela ravno pravšnja številka, saj naj bi tako bilo v vsaki skupini povprečno 15 postaj. Tem začetnim že oblikovanim skupinam pa smo dodali še eno sestavljeno iz petih vodomernih postaj (Verd, Vrhniška, Bistra, Hasberg in Ilirska Bistrica), ki v razvrščanje s štirimi parametri niso bile vključene, saj podatki o površini zaledja zanje niso bili znani, pri nadalnjem "ročnem" razvrščanju pa ta podatek ni imel več velikega vpliva. Mera heterogenosti te skupine je bila 22,76.

Za začetne skupine smo upoštevali prilagoditve, ki so opisane v poglavju 4.2.5. Pričeli smo preoblikovati prvo in sicer tako, da smo iz nje odstranjevali posamezne postaje in po vsaki spremembi s pomočjo funkcije "regtst" v programske paketu lmomRFA programa R izračunali novo mero heterogenosti. Glavni ukaz za to funkcijo je:

```
regtst(regdata, nsim=1000).
```

Glede na izračunano mero heterogenosti smo presodili, ali je postajo iz skupine smiselnno odstraniti ali ne. Ta postopek smo ponavljali še za druge regije, skupaj z odstranjevanjem postaj iz določene regije pa smo vanjo postaje, ki so bile izločene iz drugih skupin, tudi dodajali. Če je bila sprememba ustrezna, smo preverjali z računom mere heterogenosti. Da bi bilo delo bolj pregledno, smo v tem koraku analize uporabljali izraz skupina izključno za rezultate, dobljene z metodo voditeljev, končno oblikovane pa smo imenovali regije.

S premikanjem postaj med skupinami smo dobili devet končnih, homogenih hidroloških regij. Sestava prvotnih skupin in končnih regij je prikazana v preglednicah od 6 do 8 . V preglednici 6 je z barvami označeno tudi, kateri skupini so pred končnim razvrščanjem pripadale vodomerne postaje.

Preglednica 6: Začetna razvrstitev vodomernih postaj v hidrološke regije

Prva skupina $H = 13,01$	Radgona	Dovže	Bodešče
2. skupina $H = 9,94$	Hrastnik	Jesenice	Okroglo
	Metlika	Kokra	Letuš
	Solkan	Vešter	Čentiba
	Gorenja_Gomila	Topole	Blejski_Most
	Radeče	Dvor	Suha
	Medno	Kal-Koritnica	Zminec
	Borl	Kršovec	Log_Čezsoški
	Petanjci	Cerknica	Kobarid
	Šentjakob	Kamnik	Nazarje
	Moste	Črna	Radovljica
	Veliko Širje	Podhom	Zamušani
	Podbočje	Ovsše	Videm
	Litija	Vir	Otiški-Meža
	Laško	Solčava	Rakovec
	Polana	Žaga	Podbukovje
	Hodoš	Bača	Hotešk
	Podlehnik	Podroteja	Miren
	Šoštanj	Kraše	Gradac
	Levec	Podrečje	Jelovec
	Škocjan	Železniki	Petrina
	Črnolica	Preska	Dolenje
	Rečica	Sveti_Janez	Cerkvenikov_Mlin
	Sodna_vas	Trnovo	Kubed
	Zagorje	Zreče	Dornberk
	Tržec	Nova_Gorica	Prečna
	Loče	Cerkno	Radenci
	Otiški-Mislinja	Bohinjska_Bistrica	Neblo
	Pristava	Martjanci	Šalara
	Muta	Mlino	Vipava
	Makole	Gaberke	Ajdovščina
	Gočova	Brezovljak	Pišine
	Celje	Borovnica	Dolenja_Trebuša
	Škofja_vas	Orešje	Volčja_Draga
	Dolenja_vas		Podkaštel
	Ruta		Ilirska_Bistrica
	Nuskova		Hasberg
	Kobilje		Verd
4. skupina $H = 4,33$			Bistra
3. skupina $H = 4,07$			Vrhnika
5. skupina $H = 2,42$			
6. skupina $H = 7,29$			
7. skupina $H = 8,47$			
8. skupina $H = 22,76$			

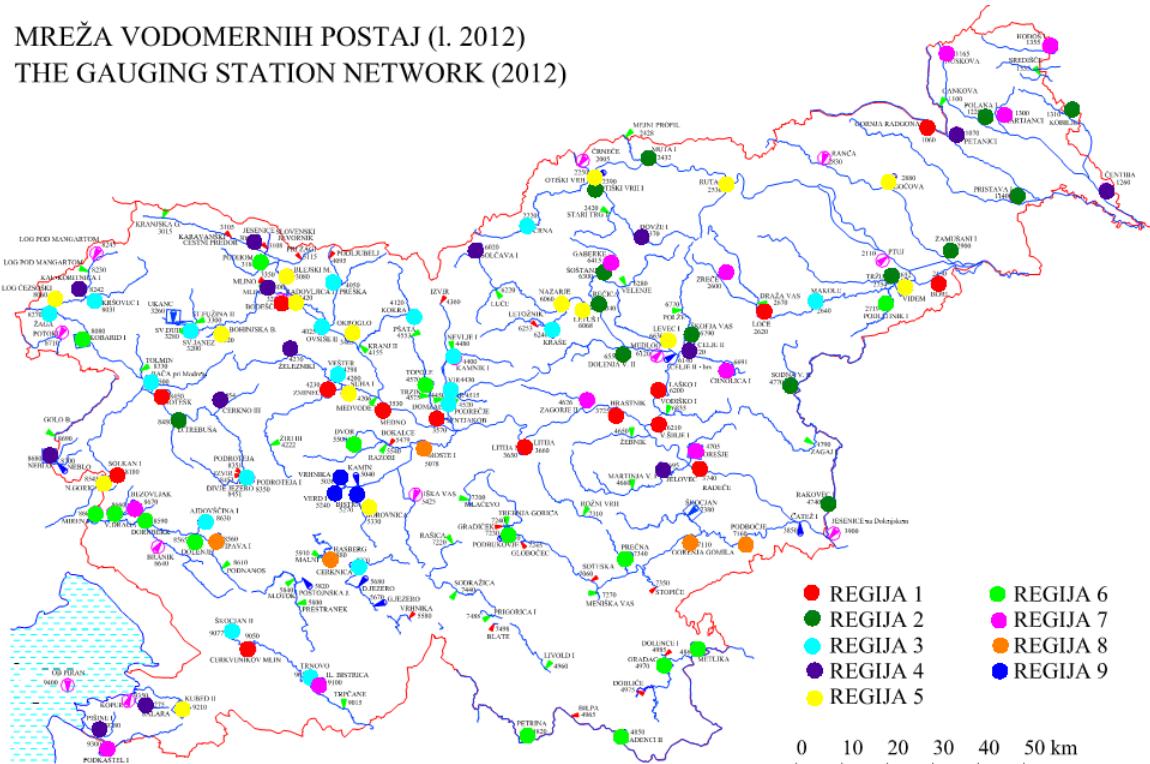
Preglednica 7: Končna razvrstitev vodomernih postaj v hidrološke regije

Prva skupina $H = 0,45$	Radgona	3. skupina $H = 0,8$	Kokra	5. skupina $H = 0,05$	Okroglo
	Hrastnik		Vešter		Letuš
	Radeče		Kršovec		Videm
	Medno		Cerknica		Blejski_Most
	Borl		Kamnik		Suha
	Šentjakob		Črna		Log_Cezsoški
	Solkan		Ovsiše		Otiški-Meža
	Veliko_Sirje		Vir		Nazarje
	Litija		Žaga		Radovljica
	Laško		Bača		Bohinjska_Bistrica
	Loče		Podroteja		Nova_Gorica
	Bodešče		Kraše		Borovnica
	Zminec		Podrečje		Levec
	Cerkvenikov_Mlin		Preska		Ruta
	Hotešk		Sveti_Janez		Gočova
2. skupina $H = 0,66$	Šoštanj	4. skupina $H = 0,1$	Trnovo	6. skupina $H = 0,13$	Kubed
	Otiški-Mislinja		Makole		Miren
	Pristava		Škocjan		Podbukovje
	Muta		Ajdovščina		Petrina
	Rečica		Kal-Koritnica		Dolenje
	Sodna_vas		Železniki		Dornberk
	Tržec		Jesenice		Prečna
	Škofja_vas		Solčava		Radenci
	Dolenja_vas		Dovže		Gradac
	Polana		Cerkno		Volčja_Draga
	Kobilje		Mlino		Podhom
	Dolenja_Trebuša		Šalara		Topole
	Zamušani		Pišine		Dvor
	Rakovc		Neblo		Kobarid
7. skupina $H = 0,51$	Hodoš	8. skupina $H = 0,79$	Čentiba	9. skup. $H = -1,21$	Metlika
	Črnllica		Petanjci		Podlehnik
	Nuskova		Celje		Verd
	Zagorje		Jelovec		Bistra
	Martjanci		Gorenja_Gomila		Vrhnika
	Gaberke		Moste		
	Orešje		Podbočje		
	Zreče		Vipava		
	Brezovljak		Hasberg		
	Podkaštel				
	Ilirska_Bistrica				

Preglednica 8: Lastnosti začetnih in končnih regij (število postaj in mera heterogenosti H)

Urejanje končnih regij	Začetne regije		Končne regije	
	št. VP v regiji	H	št. VP v regiji	H
Regija 1	15	13,01	15	0,45
Regija 2	23	9,94	14	0,66
Regija 3	24	4,07	19	0,80
Regija 4	10	4,33	14	0,10
Regija 5	14	2,42	16	0,05
Regija 6	13	7,29	15	0,13
Regija 7	8	8,47	11	0,51
Regija 8	5	22,76	5	0,79
Regija 9			3	-1,21
povprečje	14,00	9,04	12,444	0,25

Hidrološke regije, ki smo jih dobili s tem postopkom, so prikazane v prilogi E, lega postaj po regijah pa je razvidna s slike 18. Vse so sprejemljivo homogene, poleg tega pa imajo tudi manj kot dvajset elementov. Le osma in deveta regija se morda zdita nesmiselni, saj vsako sestavlja zelo malo elementov. Vendar smo se za tako sestavo odločili zato, ker imajo vse tri vodomerne postaje v deveti regiji zelo specifične lastnosti, ki v primeru priključitve postaje k drugi regiji močno povečajo njen mero heterogenosti.



Slika 18: Karta razporeditve postaj glede na končne homogene hidrološke regije (Povzeto po ARSO, 2013)

Za vsako končno regijo smo preverili tudi vrednosti mere neskladnosti postaj. Vse so bile nižje od predpisanih vrednosti, tudi za postajo Orešje, ki je bila pri prvem preverjanju najbolj kritična, torej je bilo pravilno, da je iz analize nismo odstranili.

7.4 Izberite verjetnostne porazdelitve za regije

Verjetnostnih porazdelitev, ki se uporabljajo v hidrologiji, je zelo veliko. Tisto izmed njih, ki najbolje opisuje opazovane podatke, določimo s pomočjo različnih testov ustreznosti. Ti testi pa temeljijo na že izbrani porazdelitvi, kar pomeni, da jih moramo najprej nekaj izbrati, potem pa s pomočjo testov med njimi lahko določimo najboljšo. Hosking in Wallis (1997) priporočata, da najbolj ustrezen porazdelitev iščemo med lognormalno troparametrsko, Pearsonovo III, generalizirano Pareto in generalizirano logistično porazdelitvijo ter generalizirano porazdelitvijo velikih vrednosti. Upoštevali smo ta predlog, poleg vseh teh porazdelitev pa smo upoštevali še štiri druge; normalno porazdelitev, ki je v statistiki najpogosteje uporabljen, ter iz nje izhajajočo logaritemsko normalno (lognormalno), logaritemsko Pearsonovo III porazdelitev, ki je predvsem v ZDA najpogosteje uporabljen porazdelitev verjetnostnih analiz visokovodnih konic ter Gumbelovo porazdelitev, ki se tudi pogosto uporablja za analizo visokih voda.

Izbrane verjetnostne porazdelitve, med katerimi smo izbirali najbolj ustrezen za celo regijo, in kratice, ki smo jih zanje uporabljali med analizo, so zbrane v preglednici 9. Pod kratico v oklepaju je zapisano število parametrov porazdelitve.

Preglednica 9: Uporabljene verjetnostne porazdelitve in njihove kratice

Porazdelitev	Kratica	Porazdelitev	Kratica	Porazdelitev	Kratica
Normalna	Norm (2 p)	Pearson III	PE3 (3 p)	Gener. ekstremnih vrednosti	GEV (3 p)
Lognormalna dvoparametrská	LN (2 p)	Logaritemská Pearson III	LPE3 (3 p)	Generalizirana logistična	GLO (3 p)
Lognormalna troparametrská	LN3 (3 p)	Gumbelova	Gumbel (2 p)	Generalizirana Pareto	Pareto (3 p)

Izmed zgoraj navedenih porazdelitev smo najbolj ustrezeno izbirali s pomočjo testov ustreznosti, ki so opisani v poglavju 5.2. Regionalno mero ustreznosti porazdelitve Z smo uporabili za preverjanje petih porazdelitev, ki jih priporočata Hosking in Wallis (1997) in katerih kratice so v preglednici 9 označene z modro barvo. Razlog za to je, da sta ta test razvila ravno ta dva avtorja in je prilagojen delu s temi petimi verjetnostnimi porazdelitvami. Poleg tega pa s programskim paketom ImomRFA v programu R mero Z lahko izračunamo

samo za te porazdelitve. Na grafu razmerij L-momentov pa so prikazane le krivulje troparametrskeih porazdelitev, pri čemer je potrebno upoštevati, da je krivulja za Pearsonovo III in logaritemsko Pearsonovo III porazdelitev ista.

Ustrezno verjetnostno porazdelitev za regijo smo izbirali na dva načina. Najprej smo jo poiskali s pomočjo regionalne mere ustreznosti Z ter grafa razmerij L-momentov za skupne podatke cele regije, nato pa smo za vsako vodomerno postajo posebej ustreznost preverjali še z grafičnim testom – QQ diagramom, testom Kolmogorov-Smirnov, testom PPCC in testom RMSE. Ustrezne porazdelitve postaj smo združili glede na regije in izbrali tisto, ki je ustreza največ postajam v regiji.

7.4.1 Izbera verjetnostne porazdelitve glede na splošne podatke hidroloških regij

Po določitvi končnih homogenih regij smo s pomočjo enačb v poglavju 4.3.1 izračunali regionalna povprečja vrednosti L-momentov in njihovih razmerij (preglednica 10). Te vrednosti smo nato uporabili pri računu regionalne mere ustreznosti porazdelitve Z , vrisali pa smo jih tudi na diagram razmerij L-momentov.

Preglednica 10: Regionalne vrednosti L-momentov in njihovih razmerij

	l_1	t	t_3	t_4
1. regija	219,969	0,194	0,121	0,107
2. regija	53,931	0,270	0,212	0,147
3. regija	91,107	0,219	0,157	0,146
4. regija	57,386	0,264	0,231	0,199
5. regija	177,409	0,209	0,156	0,161
6. regija	199,001	0,139	0,099	0,208
7. regija	23,286	0,383	0,289	0,165
8. regija	39,006	0,083	0,062	0,192
9. regija	43,962	0,043	0,118	0,217

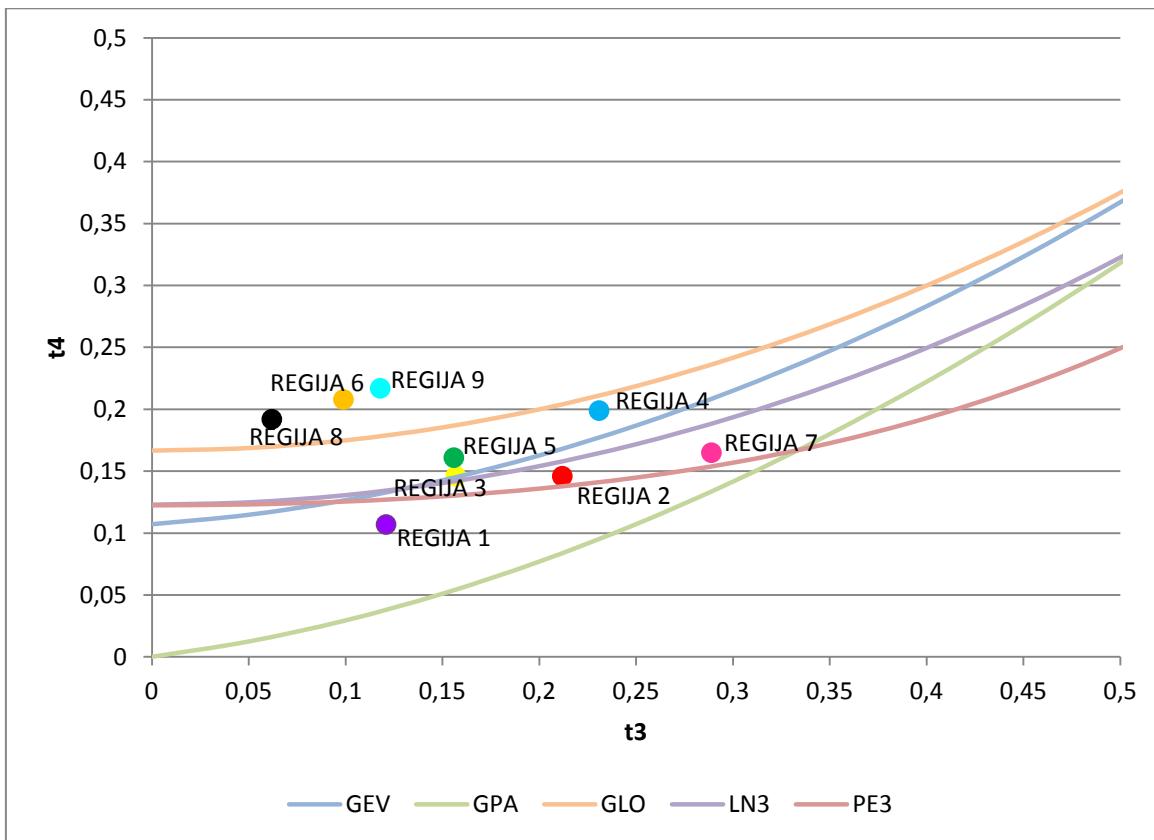
Regionalno mero ustreznosti Z za vsako izmed regij smo izračunali s pomočjo funkcije "regtst" programskega paketa lmomRFA v programu R. Tako izračunane vrednosti Z za regije po posameznih verjetnostnih porazdelitvah so prikazane v spodnji preglednici. Porazdelitev je ustreza, če je absolutna vrednost Z manjša od 1,64, kar je v preglednici 11 označeno z modro barvo.

Preglednica 11: Vrednosti regionalne mere ustreznosti Z za posamezne regije

	1. regija	2. regija	3. regija	4. regija	5. regija	6. regija	7. regija	8. regija	9. regija
GLO	5,79	3,63	3,24	0,30	1,71	-4,53	2,69	-1,99	-2,34
GEV	2,15	1,34	-0,06	-1,22	-1,29	-7,83	1,59	-4,31	-3,69
LN3	2,23	0,68	-0,33	-1,79	-1,52	-7,57	0,80	-3,95	-3,65
PE3	1,67	-0,63	-1,25	-2,86	-2,33	-7,89	-0,58	-4,03	-3,85
Pareto	-5,42	-4,08	-7,24	-4,92	-7,80	-14,48	-1,37	-8,82	-6,49

Najbolj primerno porazdelitev glede na diagram razmerij L-momentov smo določili tako, da smo na diagram z že vrisanimi teoretičnimi krivuljami troparametrskih porazdelitev dodali točke s koordinatami, ki so enake povprečnim regionalnim razmerjem L-momentov posameznih regij (slika 19). Tako vrisane točke kažejo, da so za posamezne regije najprimernejše naslednje porazdelitve:

- | | |
|-----------------------|----------------|
| Regija 1 – PE3 | Regija 6 – GLO |
| Regija 2 – PE3 | Regija 7 – PE3 |
| Regija 3 – GEV in LN3 | Regija 8 – GLO |
| Regija 4 – GLO | Regija 9 – GLO |
| Regija 5 - GEV | |



Slika 19: Izbera ustrezne porazdelitve za regije s pomočjo diagrama razmerij L-momentov

Podatke o najbolj primerni porazdelitvi obeh testov smo prikazali v skupni preglednici 12, s pomočjo katere smo se odločili, katera porazdelitev bo predstavljala določeno regijo. Če s testom ustreznosti Z nismo dobili nobene rešitve, smo upoštevali samo tisto z diagrama razmerij L-momentov.

Preglednica 12: Pregled najustreznejše porazdelitve za regije glede na splošne podatke regij

	1. regija	2. regija	3. regija	4. regija	5. regija	6. regija	7. regija	8. regija	9. regija
Regionalna mera ustreznosti Z	PE3	PE3 GEV LN3	PE3 GEV LN3	GLO GEV	GEV LN3	/	GEV LN3 PE3 Pareto	/	/
Diagram razmerij L-momentov	PE3	PE3	GEV LN3	GLO	GEV	GLO	PE3	GLO	GLO
Najustreznejša porazdelitev	PE3	PE3	LN3	GLO	GEV	GLO	PE3	GLO	GLO

7.4.2 Izbira verjetnostne porazdelitve glede na podatke vodomernih postaj

Drugi testi, s katerimi smo nameravali preveriti ustreznost izbranih porazdelitev, omogočajo testiranje posameznega seta podatkov za vsako vodomerno postajo posebej. Glede na to smo s pomočjo ustreznih funkcij v programu R za vsako vodomerno postajo izračunali testne statistike za test Kolmogorov-Smirnov (KS), test PPCC in test RMSE. Pri testu Kolmogorov-Smirnov smo izhajali iz mejnih vrednosti D, ki smo jih dobili iz literature, navedene v poglavju 5.2 in so za stopnjo značilnosti 0,05 povzete tudi v prilogi G. Če je za posamezno porazdelitev izračunana vrednost D manjša od še dovoljene, je porazdelitev primerna. Najboljšo porazdelitev za druga dva testa pa smo določili glede na najvišjo (PPCC) in najnižjo (RMSE) izmed vseh izračunanih vrednosti. Vsi rezultati testov, dobljeni z uporabo programa R, so podani v prilogi F.

Za vsako posamezno postajo pa smo zrisali tudi QQ diagrame za izbrane porazdelitve. Z opazovanjem smo med njimi izbrali do tri najboljša sovpadanja točk podatkov s teoretično premico. Ker je za vsako vodomerno postajo izrisanih devet diagramov, so vsi prikazani v prilogi H na priloženem disku, le eden, za prvo vodomerno postajo glede na šifro, pa je prikazan v prilogi H na koncu diplomske naloge.

Rezultate izbranih porazdelitev smo združili za vsako regijo posebej in se pri vsakem izvedenem testu odločili, katera porazdelitev je najustreznejša za celotno regijo (preglednice 13 do 21).

Za prvo regijo bi bila glede na QQ diagram in test Kolmogorov-Smirnov najustreznejša porazdelitev logaritemska normalna, po drugih dveh testih pa Pareto (preglednica 13). Glede na to, da končna izbira iz teh rezultatov ni očitna, smo naredili nadaljnjo analizo rezultatov PPCC in RMSE testov; zanimalo nas je, na katero porazdelitev nakazuje druga največja oziroma najmanjša vrednost. Z upoštevanjem tudi druge najboljše porazdelitve po testih PPCC in RMSE smo ponovno pregledali rezultate, za vsako vodomerno postajo upoštevali vse teste in izbrali najboljšo porazdelitev. Končni rezultat je pokazal, da je za pet postaj najustreznejša GEV porazdelitev, za tri pa PE3, LPE3 in Pareto. Glede na te rezultate smo se odločili, da je najustreznejša porazdelitev za prvo regijo generalizirana ekstremna porazdelitev, ki na začetku, po rezultatih predstavljenih v preglednici 13, ni bila izbrana po nobenem testu.

Preglednica 13: Izbrane porazdelitve za 1. regijo

Postaja	QQ diagram	Kolmogorov-Smirnov	PPCC	RMSE
Radgona	LPE3	PE3	PE3	Gumbel
Hrastnik	LN / LN3	Norm / LPE3 / Gumbel / Pareto	Pareto	Pareto
Radeče	PE3 / Gumbel	Norm / LN / LPE3 / Pareto	Pareto	Pareto
Medno	GLO / Pareto	VSE	PE3	GLO
Borl	GEV / PE3	/	Gumbel	Norm
Šentjakob	LPE3	Norm / GEV / GLO	GEV	GEV
Solkan	GEV / Gumbel	GEV	Gumbel	GEV
Veliko Širje	GEV / LPE3	Norm / LN / LPE3	LPE3	GLO
Litija	LN / Gumbel	/	GEV	LN3
Laško	LPE3	Norm / LN3 / PE3 / Gumbel / GEV	Gumbel	LN
Loče	LN / GEV	GLO	LPE3	LPE3
Bodešče	LN / LPE3	LN / PE3 / Gumbel / GEV	GLO	GLO
Zminec	LN / GLO	Norm / LN / PE3 / Gumbel	Norm	PE3
Cerkvenikov Mlin	LN / LPE3 / Pareto	Gumbel	Pareto	PE3
Hotešk	GLO / LPE3	Norm / LN / PE3 / LPE3	GEV	Pareto
IZBRANO	LPE3, LN	Norm, LN, PE3	Pareto	Pareto

Za drugo regijo so bili rezultati bolj jasni in nadaljnja analiza ni bila potrebna. Kljub temu smo se odločali med porazdelitvama GEV in Pareto (preglednica 14). Prva je bila med najustreznejšimi pri vseh testih; po QQ diagramih je ustrezala štirim postajam, po testu Kolmogorov-Smirnova petim, po tri postaje pa so dale ta rezultat po testih PPCC in RMSE.

Generalizirana Pareto porazdelitev pa je, kljub temu da je bilo prileganje pri QQ diagramih slabo, najbolje ustrezala kar petim postajam pri testih KS in PPCC ter štirim pri testu RMSE. Na koncu smo se za najprimernejšo porazdelitev odločili s pomočjo povprečja. GEV je bila med najbolj ustreznimi porazdelitvami za povprečno 4,25 postaje na test, Pareto pa za 3,5. Zato smo tudi za drugo regijo izbrali porazdelitev GEV.

Preglednica 14: Izbrane porazdelitve za 2. regijo

Postaja	QQ diagram	Kolmogorov-Smirnov	PPCC	RMSE
Šoštanj	LPE3	LPE3 / GLO	Pareto	LN
Otiški vrh - Mislinja	PE3 / GEV	GEV / GLO	Gumbel	Gumbel
Pristava	Norm / GLO	Pareto / Norm	PE3	Pareto
Muta	LPE3 / LN3	LN / LN3 / PE3 / GEV	Pareto	Pareto
Rečica	Gumbel / GLO / LN	Norm / LPE3 / GEV / Pareto	Pareto	LN
Sodna vas	GEV / Pareto	GEV / Pareto	GEV	GEV
Tržec	LPE3 / Gumbel	/	LN	LN
Škofja vas	PE3	GEV	Gumbel	GLO
Dolenja vas	GLO	LN3 / Gumbel	GEV	GEV
Polana	PE3 / LPE3	LN / Pareto	Pareto	Pareto
Kobilje	LN	GEV	Pareto	Pareto
Dolenja Trebuša	GEV / LPE3	LN3 / Gumbel	LN	GLO
Zamušani	Gumbel / LPE3 / PE3	Norm / GEV / Pareto	GEV	GEV
Rakovc	Pareto / GEV	LN3 / PE3 / LPE3 / Gumbel	LPE3	LPE3
IZBRANO	LPE3, PE3, GEV	GEV, Pareto	Pareto, GEV	Pareto, GEV

Ker pri tretji regiji prav tako nismo takoj vedeli, katero porazdelitev naj izberemo, smo tudi tukaj poiskali druge največje in najmanjše vrednosti testov PPCC in RMSE ter jih analizirali. Izbrali smo porazdelitev PE3, saj je bila pri obeh testih druga najbolje prilegajoča se porazdelitev (preglednica 15).

Preglednica 15: Izbrane porazdelitve za 3. regijo

Postaja	QQ diagram	Kolmogorov-Smirnov	PPCC	RMSE
Kokra	Gumbel / LPE3	Norm / LN3 / PE3 / LPE3	LN3	PE3
Vešter	LN3 / PE3	LN / LPE3	Pareto	Gumbel
Kršovec	LN3 / GEV	Gumbel	Pareto	Norm
Cerknica	PE3 / GEV / Pareto	Norm / LN3 / LPE3	GEV	LPE3
Kamnik	Gumbel / LN3	Norm / LN / LPE3 / Pareto	LPE3	LPE3
Črna	Gumbel / LN3	Norm / Gumbel	LN3	Gumbel
Ovsije	LPE3 / LN3	Norm / LN / LPE3 / GEV	Gumbel	LPE3
Vir	GLO / LN3	PE3 / Gumbel	Gumbel	Gumbel

Se nadaljuje ...

... nadaljevanje preglednice 15.

Žaga	PE3 / LN3	/	LN	LN
Bača	PE3 / Gumbel	Norm	LN3	Pareto
Podroteja	Gumbel / PE3	LN / PE3 / Gumbel / GEV / Pareto	GEV	GEV
Kraše	LN3 / Pareto	PE3 / LPE3 / GEV / GLO / Gumbel	LN	Gumbel
Podrečje	LPE3 / LN	PE3 / LPE3 / GEV / GLO	PE3	PE3
Preska	PE3 / GEV	LN / PE3 / LPE3 / Gumbel / GEV	GLO	Gumbel
Sveti Janez	Pareto / LN3	LPE3 / Pareto	Pareto	Pareto
Trnovo	LN / LN3	LN3 / GEV / GLO	LPE3	LN
Makole	LN / PE3	Norm / Gumbel / GEV	GEV	GEV
Škocjan	LN3 / LPE3	Norm / PE3 / LPE3	GLO	LN
Ajdovščina	PE3	PE3 / Pareto	GLO	LPE3
IZBRANO	LN3, PE3	LPE3, PE3	LN3, GEV, GLO	Gumbel, LPE3

Verjetnostne porazdelitve, izbrane glede na rezultate posameznih testov za četrto regijo, nakazujejo, da je najboljša izbira porazdelitev LPE3 (preglednica 16). Kljub temu da po testu RMSE daje najboljši približek le eni vodomerni postaji, je pri vseh drugih med prvima dvema najustreznejšima porazdelitvama.

Preglednica 16: Izbrane porazdelitve za 4. regijo

Postaja	QQ diagram	Kolmogorov-Smirnov	PPCC	RMSE
Kal-Koritnica	LN3 / LPE3	LN3 / LPE3 / GEV	GEV	LN3
Železniki	Gumbel / LN	GEV / Pareto	GEV	Pareto
Jesenice	LN3 / PE3 / Gumbel	GEV	GEV	Pareto
Solčava	LPE3 / LN3	Gumbel	GLO	GLO
Dovže	LN3 / LPE3	PE3 / LPE3 / Gumbel / GEV	LPE3	LPE3
Cerkno	GLO / LN	LPE3 / GLO / Pareto	Pareto	LN
Mlino	PE3 / LN	LN / GLO / Pareto	GLO	LN
Šalara	PE3 / LPE3	LN / LN3 / GEV / GLO / Pareto	GLO	LN
Pišine	Pareto	PE3 / LPE3 / Gumbel / GLO	LN3	GEV
Neblo	LN3 / GEV	Norm	LPE3	PE3
Čentiba	GLO	Norm	GEV	Norm
Petanjci	Pareto / LN	Pareto	Pareto	Pareto
Celje	LPE3 / GLO	PE3 / LPE3 / Gumbel	LPE3	PE3
Jelovec	GLO	LN3 / LPE3 / Gumbel	Gumbel	Gumbel
IZBRANO	LPE3, LN3	LPE3, GEV, Pareto	GEV, LPE3	Pareto, LN

Nadaljnja analiza je potrebna tudi za peto regijo; uporabili smo isti postopek kot za prvo regijo. Glede na rezultate, ki so pokazali, da je druga najpogosteje sprejeta porazdelitev pri testih PPCC in RMSE LPE3, smo se odločili za to porazdelitev (preglednica 17). Ta na QQ

diagramih zagotavlja najboljše prileganje za največ postaj, med najboljšimi tremi pa je tudi po testu Kolmogorov-Smirnov.

Preglednica 17: Izbrane porazdelitve za 5. regijo

Postaja	QQ diagram	Kolmogorov-Smirnov	PPCC	RMSE
Okroglo	Gumbel / LN	LN / GEV	Gumbel	Gumbel
Letuš	Pareto	PE3 / LPE3 / Gumbel / GEV / GLO	LN3	LN3
Videm	GLO / LN / Norm	LN / GLO	GEV	Norm
Blejski Most	GEV / LN	LN / LPE3 / Gumbel	Pareto	LN
Suha	GLO	/	PE3	GEV
Log Čezsoški	LPE3	Norm / GEV	Norm	Pareto
Otiški vrh - Meža	GLO / LPE3	Norm / Pareto	LN3	Pareto
Nazarje	LN / GLO	/	PE3	LN
Radovljica	LPE3 / Pareto	Pareto	LN3	Pareto
Bohinjska Bistrica	GLO / Gumbel	LN / GLO	LN3	GLO
Nova Gorica	LPE3 / Gumbel	Norm / GLO	PE3	PE3
Borovnica	Gumbel / GEV	Norm / PE3 / Gumbel / GLO	GEV	Norm
Levec	LPE3 / GEV	PE3	Norm	LPE3
Ruta	LPE3	Norm / LPE3 / Gumbel / GLO	Pareto	LPE3
Gočova	PE3 / GEV	PE3 / LPE3	GEV	PE3
Kubed	LN3 / Norm	/	GLO	LN
IZBRANO	LPE3, GLO	GLO, Norm, LPE3	LN3, PE3, GEV	LN, Pareto

Preglednica 18: Izbrane porazdelitve za 6. regijo

Postaja	QQ diagram	Kolmogorov-Smirnov	PPCC	RMSE
Miren	LN3	LN / PE3 / LPE3 / Gumbel	LN	LN
Podbukovje	GLO	LN	GEV	GEV
Petrina	GLO / Gumbel	LN / GEV	LN	LN
Dolenje	LN3 / Gumbel	/	GEV	LPE3
Dornberk	PE3 / GLO	Pareto	PE3	Gumbel
Prečna	PE3 / LN3	LN3	GLO	LN3
Radenci	GEV / PE3	/	Norm	Norm
Gradac	GLO	/	Gumbel	Gumbel
Volčja Draga	LN3	Norm / LN3 / PE3 / Gumbel / GEV	Gumbel	LN
Podhom	LPE3 / Pareto	LN / PE3 / GEV / GLO / Pareto	GLO	GEV
Topole	GEV / GLO	LN / PE3 / LPE3	Gumbel	GLO
Dvor	GEV	LN3 / Gumbel / GEV	GEV	LN3
Kobarid	GLO / LN3	LN3 / GEV	PE3	Norm
Metlika	GEV / Norm	PE3 / LPE3	LPE3	LPE3
Podlehnik	LN	/	LPE3	LPE3
IZBRANO	GLO, LN3, GEV	LN, PE3, GEV	Gumbel, GEV	LN, LPE3

Tudi za šesto regijo smo še enkrat pregledali rezultate testov PPCC in RMSE. Ko smo te dopolnjene podatke preverili še za vsako postajo posebej, smo se odločili, da za šesto regijo upoštevam porazdelitev GEV, ki je šele tretja najbolj ustreznata porazdelitev glede na QQ diagram, se pa pojavi za pet postaj pri testu KS, pri testu PPCC pa za tri postaje predstavlja prvo najboljšo, kar za pet pa drugo najboljšo porazdelitev (preglednica 18).

Rezultati testov za sedmo regijo so izpostavili porazdelitev, ki se med najbolj ustreznimi pojavi v vseh primerih. To je porazdelitev GEV, zato smo jo tudi privzeli za najbolje prilegajočo se porazdelitev sedme regije (preglednica 19).

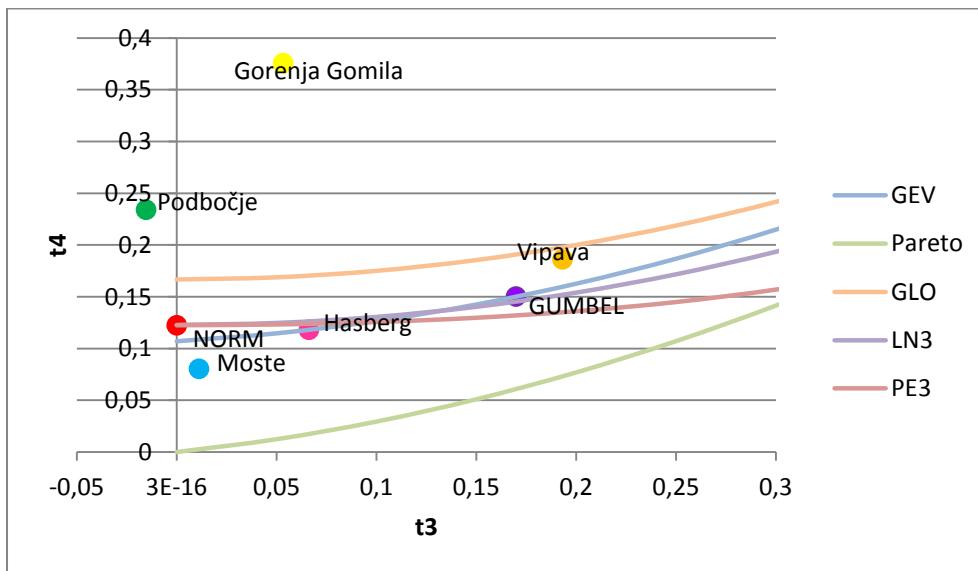
Preglednica 19: Izbrane porazdelitve za 7. regijo

Postaja	QQ diagram	Kolmogorov-Smirnov	PPCC	RMSE
Hodoš	LPE3	Gumbel	GEV	GEV
Črnlonica	LN3	LN / LN3 / LPE3 / Pareto	LPE3	GLO
Nuskova	Pareto	PE3 / LPE3	Gumbel	Gumbel
Zagorje	GEV / PE3	LN / GLO / Pareto	GEV	LN
Martjanci	Pareto / GLO / GEV	Pareto / GEV / PE3	Gumbel	Pareto
Gaberke	LN3 / Pareto	Gumbel / GEV / Pareto	LPE3	GEV
Orešje	GEV / PE3	GEV	LN3	LN3
Zreče	PE3 / Pareto	LN3	Gumbel	Gumbel
Brezovljak	Pareto / Gumbel / PE3	PE3 / GLO	Norm	GEV
Podkaštel	Gumbel / Pareto	GEV	GEV	LN3
Iliirska Bistrica	LN / GEV	LN3 / PE3	Pareto	Pareto
IZBRANO	Pareto, GEV, PE3	PE3, GEV, Pareto	Gumbel, GEV	GEV, Gumbel, Pareto

Osma in deveta regija sta bolj kritični, saj združujeta zelo malo postaj. Zato smo rezultate pregledali še bolj natančno, pomagali pa smo si tudi z diagramom razmerij L-momentov (slike 20 in 21). Kot najbolj ustrezena porazdelitev za osmo regijo smo izbrali porazdelitev GLO, pri čemer smo upoštevali predvsem prikaz na diagramu L-momentov, saj so bili vsi drugi rezultati preveč različni (preglednica 20).

Preglednica 20: Izbrane porazdelitve za 8. regijo

Postaja	QQ diagram	Kolmogorov-Smirnov	PPCC	RMSE
Gorenja Gomila	Gumbel	Norm	Gumbel	Norm
Moste	LPE3 / Gumbel / GEV	Pareto	Norm	Pareto
Podbočje	LN / GEV / PE3	Norm / PE3 / Gumbel	Norm	GLO
Vipava	GEV	LN3	LPE3	GLO
Hasberg	Gumbel / GEV / GLO	LN	LN3	LN3
IZBRANO	GEV, Gumbel	Norm	Norm	GLO

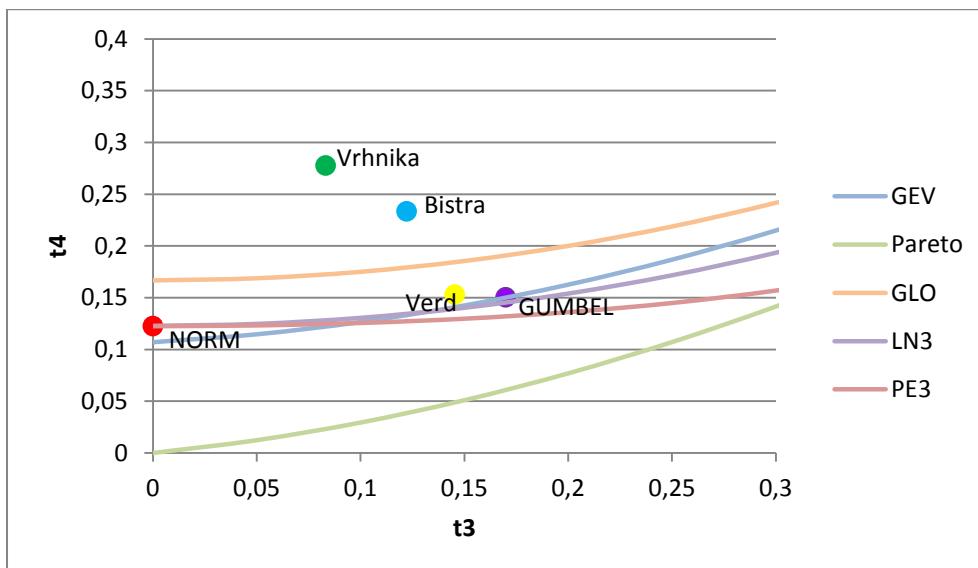


Slika 20: Izbira ustrezne porazdelitve za osmo regijo z diagramom L-momentov

Preglednica 21: Izbrane porazdelitve za 9. regijo

Postaja	QQ diagram	Kolmogorov-Smirnov	PPCC	RMSE
Verd	GLO / Pareto / PE3	Gumbel	Gumbel	Gumbel
Bistra	PE3 / LN3	LN / LN3 / PE3	Gumbel	Gumbel
Vrhnika	GLO / LPE3	/	GEV	LPE3
IZBRANO	PE3, GLO	/	Gumbel	Gumbel

S podobnimi problemi kot za osmo regijo smo se srečevali tudi pri zadnji, deveti regiji, ki jo sestavljajo le tri vodomerne postaje. Tudi v tem primeru je končna izbira porazdelitve temeljila na diagramu L-momentov; izbrali smo porazdelitev GLO (preglednica 21).



Slika 21: Izbira ustrezne porazdelitve za deveto regijo z diagramom L-momentov

Vse verjetnostne porazdelitve, ki so bile s pomočjo različnih testov ustreznosti izbrane za posamezne regije, so predstavljene v preglednici 22.

Preglednica 22: Pregled najustreznejše porazdelitve za posamezne regije glede na podatke vodomernih postaj

	1. regija	2. regija	3. regija	4. regija	5. regija	6. regija	7. regija	8. regija	9. regija
Najustreznejša porazdelitev	GEV	GEV	PE3	LPE3	LPE3	GEV	GEV	GLO	GLO

7.5 Ocena parametrov in kvantilov izbrane regionalne porazdelitve

Ko so hidrološke regije oblikovane, izračunana regionalna povprečja njihovih L-momentov in razmerij L-momentov ter izbrane verjetnostne porazdelitve, ki se najbolje prilegajo vodomernim postajam v regiji, je na vrsti še zadnji korak hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz; to je ocena parametrov in kvantilov. Ocenjujejo se za cele regije in so pravzaprav standardizirani kvantili visokovodnih konic na vodomernih postajah (Parida in drugi, 1998).

Glede na to, da smo najbolj ustrezen verjetnostne porazdelitve izbirali na dva načina in da smo pri tem dobili različne rezultate, smo tudi oceno parametrov in kvantilov naredili dvakrat, za vsak primer posebej. Le za regiji osem in devet postopka nismo ponavljali, saj sta izbrani porazdelitvi v obeh primerih enaki.

7.5.1 Ocena parametrov in kvantilov za podatke celotnih hidroloških regij

Ocena kvantilov temelji na poznavanju parametrov verjetnostne porazdelitve. Zato smo najprej za vsako izmed izbranih porazdelitev izračunali njene parametre. Pri tem smo izhajali iz vrednosti L-momentov in razmerij L-momentov za regije. Za oceno parametrov smo v programu R uporabili funkcijo "regfit" paketa lmomRFA:

```
regfit(regdata, dist).
```

Ukaz "regdata" združuje podatke vseh vodomernih postaj v regiji, "dist" pa je oznaka za izbrano verjetnostno porazdelitev (ang. *distribution*). Vrednosti ocenjenih parametrov za vsako izmed regij so prikazane v preglednici 23.

Preglednica 23: Ocenjeni parametri najstreznejših porazdelitev glede na regije

	Izbrana porazdelitev	Ocenjeni parametri		
1. regija	PE3	$\mu = 1,0000$	$\sigma = 0,3503$	$\gamma = 0,7373$
2. regija	PE3	$\mu = 1,0000$	$\sigma = 0,5040$	$\gamma = 1,2825$
3. regija	LN3	$\mu = 0,1393$	$\sigma = 0,3239$	$\zeta = -0,2114$
4. regija	GLO	$\xi = 0,9025$	$\alpha = 0,2414$	$k = -0,2307$
5. regija	GEV	$\xi = 0,8293$	$\alpha = 0,3071$	$k = 0,0222$
6. regija	GLO	$\xi = 0,9777$	$\alpha = 0,1364$	$k = -0,0985$
7. regija	PE3	$\mu = 1,0000$	$\sigma = 0,7446$	$\gamma = 1,7379$
8. regija	GLO	$\xi = 0,9915$	$\alpha = 0,0824$	$k = -0,0620$
9. regija	GLO	$\xi = 0,9916$	$\alpha = 0,0424$	$k = -0,1181$

Z uporabo funkcije "regquant" v programu R pa smo ocenili še vrednosti kvantilov:

```
regquant(f, rfd).
```

Oznaka "f" v zgornjem ukazu pomeni vektor verjetnostni dogodka, za katerega računamo kvantile, "rfd" pa združuje parametre izbrane verjetnostne porazdelitve. Verjetnosti, ki smo jih upoštevali pri računu in so navedene v zgornji vrstici preglednice 24, lahko opišemo tudi s povratnimi dobami 1, 2, 10, 50, 100 in 1000 let.

Preglednica 24: Ocenjeni kvantili glede na splošne podatke regij

Verjetnost	0,1	0,5	0,9	0,98	0,99	0,999
1. regija	0,5877	0,9573	1,4674	1,8492	1,9980	2,4552
2. regija	0,4617	0,8953	1,6751	2,3406	2,6131	3,4854
3. regija	0,5452	0,9371	1,5363	2,0099	2,1986	2,7889
4. regija	0,4817	0,8887	1,6640	2,3421	2,6222	3,5246
5. regija	0,5672	0,9409	1,5095	1,9579	2,1363	2,6942
6. regija	0,7019	0,9752	1,3300	1,5863	1,6848	1,9834
7. regija	0,2849	0,7965	1,9841	3,1056	3,5805	5,1389
8. regija	0,8177	0,9907	1,1943	1,3326	1,3843	1,5374
9. regija	0,9078	0,9907	1,1042	1,1888	1,2217	1,3226

Vrednosti kvantilov se, glede na rezultate analiz drugih avtorjev, na katere smo se že sklicevali, gibljejo znotraj pričakovanih vrednosti. Presenetljivo je le to, da ne izstopajo vrednosti osme ali devete regije, ki imata zelo malo elementov, ampak sedme. V primeru povratnih dob enega in dveh let so vrednosti ocenjenih kvantilov sedme regije najnižje, za druge povratne dobe pa najvišje.

7.5.2 Ocena parametrov in kvantilov za podatke posameznih vodomernih postaj

Pri iskanju ustrezone verjetnostne porazdelitve za vsako postajo posebej s pomočjo različnih testov smo vključili tudi nekaj takih porazdelitev, ki imajo manj kot tri parametre, saj nas je zanimalo, če bi lahko predstavljale najboljšo prilagoditev celi regiji. Vendar smo med tro- in dvoparametrsko porazdelitvijo vedno rajši izbrali prvo, saj je bolj robustna, kar priporočata tudi Hosking in Wallis (1997). Do tega je na primer prišlo pri osmi in deveti regiji, ko bi lahko izbrali normalno ali Gumbelovo porazdelitev, vendar smo se iz prej omenjenega razloga rajši odločili za GLO. Ocenjeni parametri izbranih porazdelitev in kvantili za povratne dobe 1, 2, 10, 50, 100 in 1000 let so podani v preglednicah 25 in 26.

Preglednica 25: Ocenjeni parametri najustreznejših porazdelitev za posamezne regije

	Izbrana porazdelitev	Ocenjeni parametri		
1. regija	GEV	$\xi = 0,8485$	$\alpha = 0,2998$	$k = 0,0779$
2. regija	GEV	$\xi = 0,7639$	$\alpha = 0,3658$	$k = -0,0648$
3. regija	PE3	$\mu = 1,0000$	$\sigma = 0,4003$	$\gamma = 0,9565$
4. regija	LPE3	$\mu = 1,0000$	$\sigma = 0,2679$	$\gamma = -0,0996$
5. regija	LPE3	$\mu = 1,0000$	$\sigma = 0,0879$	$\gamma = -0,2001$
6. regija	GEV	$\xi = 0,8956$	$\alpha = 0,2199$	$k = 0,1143$
7. regija	GEV	$\xi = 0,6409$	$\alpha = 0,4554$	$k = -0,1778$
8. regija	GLO	$\xi = 0,9915$	$\alpha = 0,0824$	$k = -0,0620$
9. regija	GLO	$\xi = 0,9916$	$\alpha = 0,0424$	$k = -0,1181$

Preglednica 26: Ocenjeni kvantili za posamezne regije

Verjetnost	0,1	0,5	0,9	0,98	0,99	0,999
1. regija	0,5902	0,9568	1,4673	1,8572	2,0076	2,4501
2. regija	0,4668	0,8996	1,6502	2,3881	2,7246	3,9514
3. regija	0,5452	0,9371	1,5363	2,0099	2,1986	2,7889
4. regija	0,6539	1,0044	1,3403	1,5358	1,6035	1,7899
5. regija	0,8856	1,0029	1,1106	1,1709	1,1914	1,2468
6. regija	0,7032	0,9746	1,3319	1,5877	1,6822	1,9457
7. regija	0,2879	0,8134	1,9011	3,2053	3,8828	6,8254
8. regija	0,8177	0,9907	1,1943	1,3326	1,3843	1,5374
9. regija	0,9078	0,9907	1,1042	1,1888	1,2217	1,3226

Tudi ob upoštevanju verjetnostnih porazdelitev, ki so najboljša izbira glede na testne statistike posameznih vodomernih postaj, so vrednosti kvantilov ustrezeni. Izstopa sedma regija, kvantili so za vse verjetnosti razen 0,1 največji.

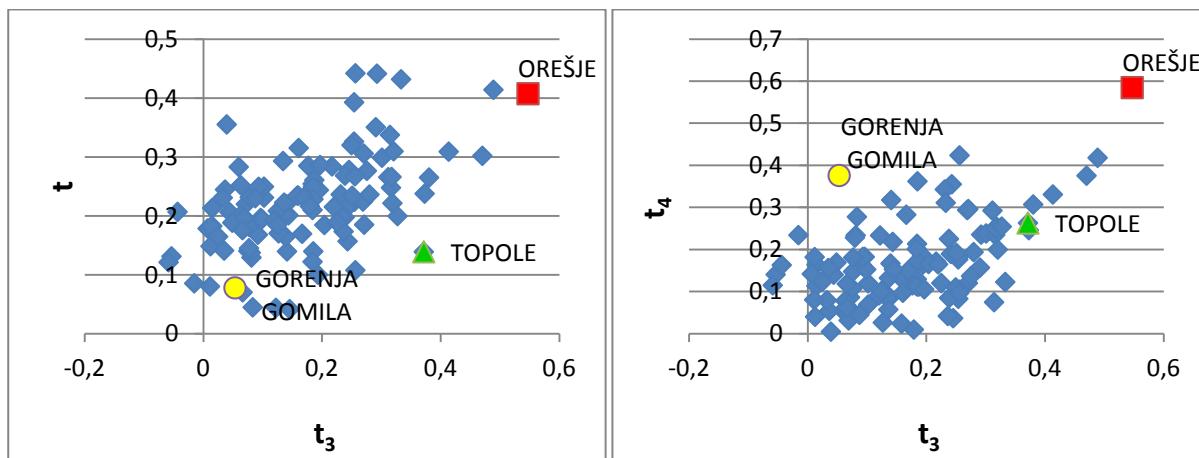
8 ANALIZA REZULTATOV

Hidrološko regionalizacijo verjetnostnih analiz lahko naredimo z različnimi postopki, da le na koncu dobimo regije, ki zadoščajo pogoju homogenosti. Za primer vodomernih postaj v Sloveniji so osnovni rezultati, dobljeni s priporočenimi metodami, prikazani in opisani v poglavju 7, še nekatere druge možnosti analize pa so predstavljene v nadaljevanju.

8.1 Upoštevanje mere neskladnosti vodomernih postaj

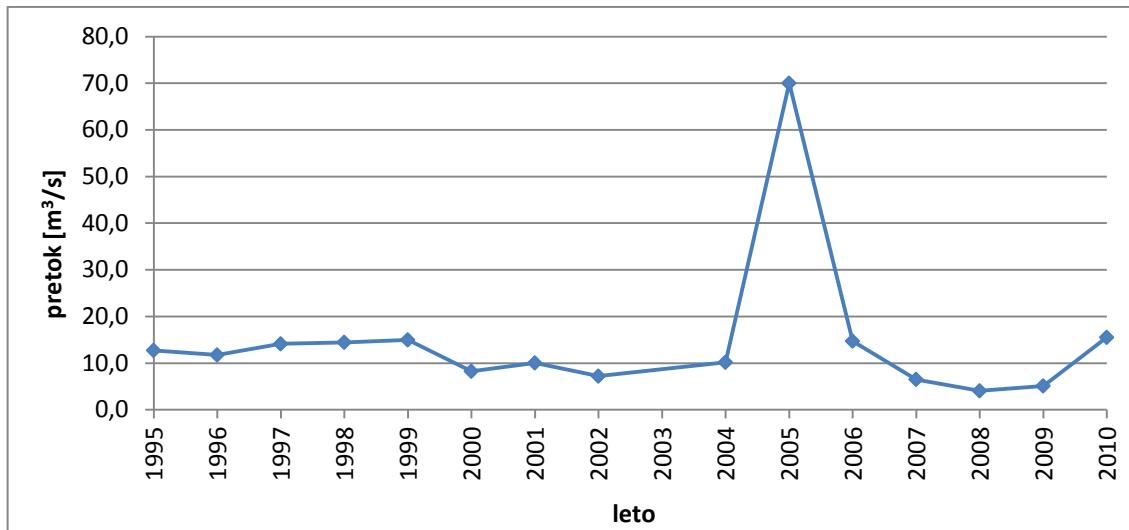
V preglednici 3 so prikazane največje mere neskladnosti posameznih vodomernih postaj za različne skupine. Že na začetku smo se odločili, da analizo nadaljujemo tudi s postajami Orešje, Topole in Gorenja Gomila, ki so največkrat presegli dovoljeno vrednost mere neskladnosti. Med razvrščanjem postaj v skupine in preverjanju homogenosti regij smo bili nanje bolj pozorni. Ne glede na to pa se je na koncu izkazalo, da je bila odločitev, da jih iz analize ne odstranimo, pravilna. Vseeno pa nas zanima razlog za njihovo večkrat preseženo zgornjo mejo D_i .

Vse tri postaje s kritičnimi vrednostmi mere neskladnosti presegajo vrednost 3 v skupini vseh postaj. Vrednosti razmerij L-momentov za vse vodomerne postaje so prikazane na sliki 22.



Slika 22: Diagrami razmerij L-momentov za vse vodomerne postaje

Postaja Orešje, katere mera neskladnosti je presežena kar v treh primerih, ima zmersno velik koeficient variacije (t) ter zelo velika koeficiente asimetrije (t_3) in sploščenosti (t_4). Hidrogram izmerjenih pretokov na tej postaji (slika 23) kaže, da je bil leta 2005 izmerjen zelo velik pretok, ki je znašal kar $70 \text{ m}^3/\text{s}$, kar je razlog za veliki vrednosti koeficientov asimetrije in sploščenosti.



Slika 23: Pretoki na vodomerni postaji Orešje

Avgust 2005 je bil zelo moker mesec, nadpovprečna količina padavin pa je za ta mesec povzročila nepričakovano velike preteke. Med 21. in 22. avgustom je v jugovzhodni Sloveniji in Posavju padlo preko 100 mm padavin, kar je povzročilo poplavljajanje številnih rek. Med njimi je bila tudi reka Sevnična, na kateri stoji vodomerna postaja Orešje. Po podatkih ARSA je narasla voda odnesla kovinsko hišico z aparatom za zvezno beleženje višine vodne gladine in vodomerno letev, zato točnih hidroloških podatkov ni (Kobold, 2006). Obstaja pa ocena pretoka, ki je navedena v njihovih arhivih in znaša 70 m³/s. Točnost podatka je zaradi tega vprašljiva, vendar ni dvoma, da je bila visokovodna konica tega leta izredno visoka.

Vodomerna postaja Gorenja Gomila ima glede na sliko 22 majhno vrednost koeficienta variacije, zmerno vrednost koeficienta asimetrije in veliko vrednost koeficienta sploščenosti. Kot je s slike 22 razvidno, je ta postaja neskladna z ostalimi predvsem zaradi velikega koeficienta sploščenosti v kombinaciji z dokaj majhnim koeficientom asimetrije.

Na neskladnost postaje Topole pa vpliva predvsem zelo velik koeficient asimetrije skupaj z dokaj povprečnima vrednostma drugih dveh koeficientov.

Razlog za to, da je vodomerna postaja neskladna z ostalimi v skupini je predvsem v izstopajočih vrednostih razmerij njihovih L-momentov. Najbolj je to opazno za postajo Orešje, katere koeficient asimetrije je največji med vsemi. Manj očitno pa je za primer drugih dveh postaj, pri katerih neskladnost ni posledica zelo velikih izmerjenih pretokov, ampak kombinacije vrednosti vseh koeficientov.

8.2 Vpliv izbire spremenljivk na razvrščanje

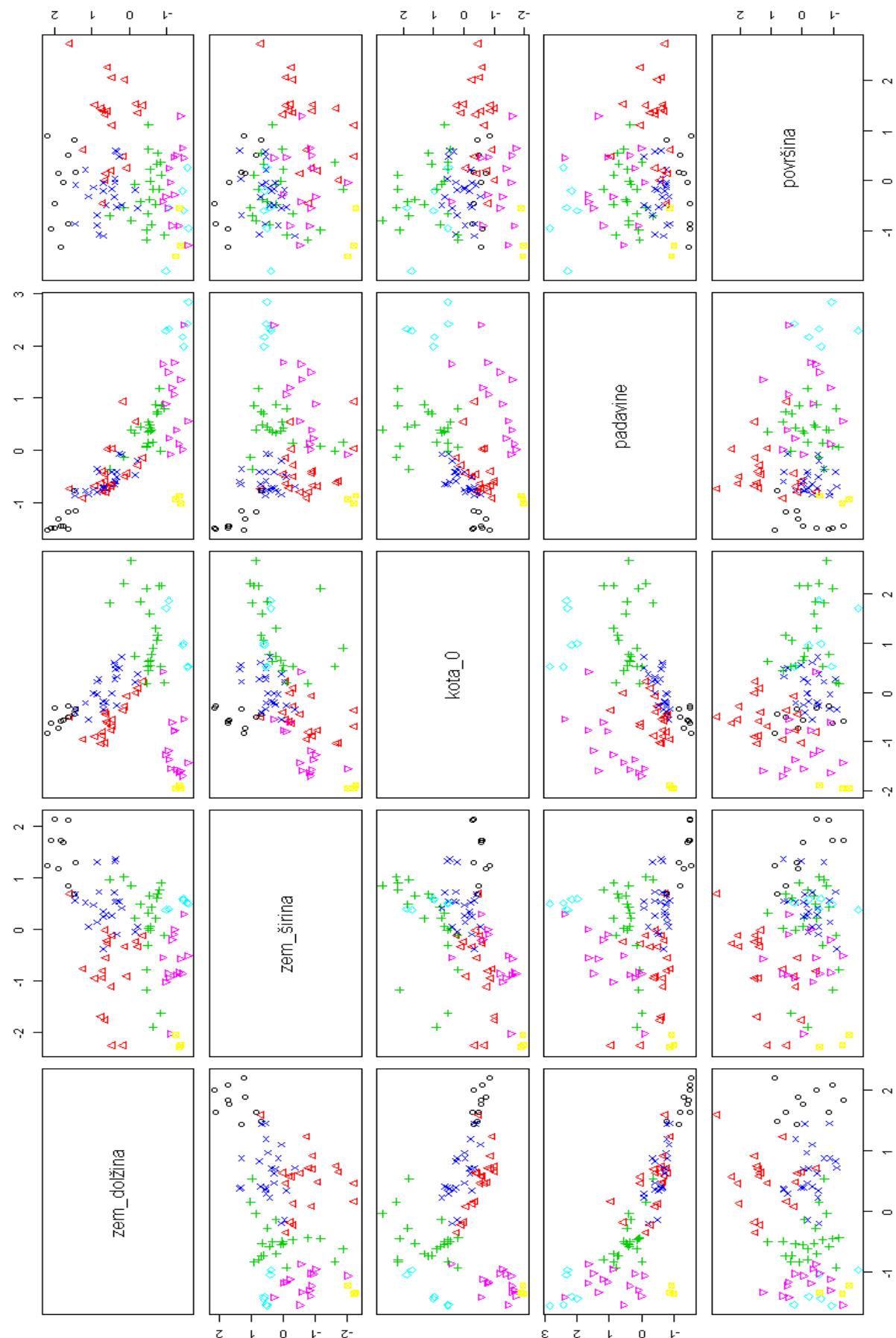
Izbira spremenljivk, ki jih lahko uporabimo pri razvrščanju vodomernih postaj, je zelo velika. Najprej smo se odločili, da upoštevamo pet dokaj osnovnih spremenljivk, ki so po navadi za vodomerne postaje že znane, tako da njihovo zbiranje ne bi vzelo preveč časa.

Kako je razvrščanje dejansko odvisno od njih, pa je prikazano na sliki 24. Na njej so za odvisnost od dveh spremenljivk za vsako možno kombinacijo prikazane razvrstitev postaj v sedem skupin po Wardovi metodi. Vsaka skupina je prikazana z drugače obarvanim znakom. Spremenljivke so standardizirane, nobeni izmed njih pa ni z množenjem pripisan večji pomen. Upoštevali smo zemljepisno dolžino (LON, ang. *longitude*) in širino (LAT, ang. *latitude*), koto 0, padavine ter površino zaledja postaje.

S slike 24 lahko povzamemo nekaj dejstev, ki jih vsi poznamo. Padavine in kota 0 sta odvisni spremenljivki. Prikaz skupin v odvisnosti od teh dveh spremenljivk je zelo jasen, oblaki, ki jih tvorijo oznake posameznih regij, so strnjeni in se skoraj ne prekrivajo, meje med njimi so jasne. To potrjuje vsem znano dejstvo, da se količina padavin spreminja z nadmorsko višino. Zanimiva je tudi odvisnost med padavinami in zemljepisno dolžino. Vse oznake vodomernih postaj se nahajajo v spodnjem delu okvirčka pod diagonalo in sledijo obliki krivulje (slika 24). S tem je prikazana značilnost padavin, katerih količina v Sloveniji pada od zahoda proti vzhodu, torej večja ko je zemljepisna dolžina in bolj ko se odmikamo od Greenwicha proti vzhodu, manj je padavin. Dokaj pregledni so tudi oblaki regij, ki so prikazani v odvisnosti od kote 0 in zemljepisne dolžine (slika 24). V tem primeru so sicer bolj razpotegnjeni, še vedno pa se skoraj ne prekrivajo. Ta odvisnost odraža dejstvo, da je Slovenija na zahodu bolj gorata kot na vzhodu, zato so vodomerne postaje v splošnem na zahodu postavljene na lokacijah z višjo nadmorsko višino kot na vzhodu.

Vse odvisnosti ostalih spremenljivk s površino pa so zelo nepregledne, oblaki regij so razpršeni in med seboj pomešani, razporejeni pa so po celiem okvirčku. To pomeni, da med njimi ne obstaja nobena v prvem trenutku očitna povezava, zato naj bi bile te spremenljivke med seboj neodvisne.

Zemljepisna dolžina in širina, padavine ter kota 0 so najmanj odvisne od površine zaledja postaje. Tako je bila odločitev, da površino kot najbolj vplivno spremenljivko pomnožimo z dodatnim faktorjem, pravilna.



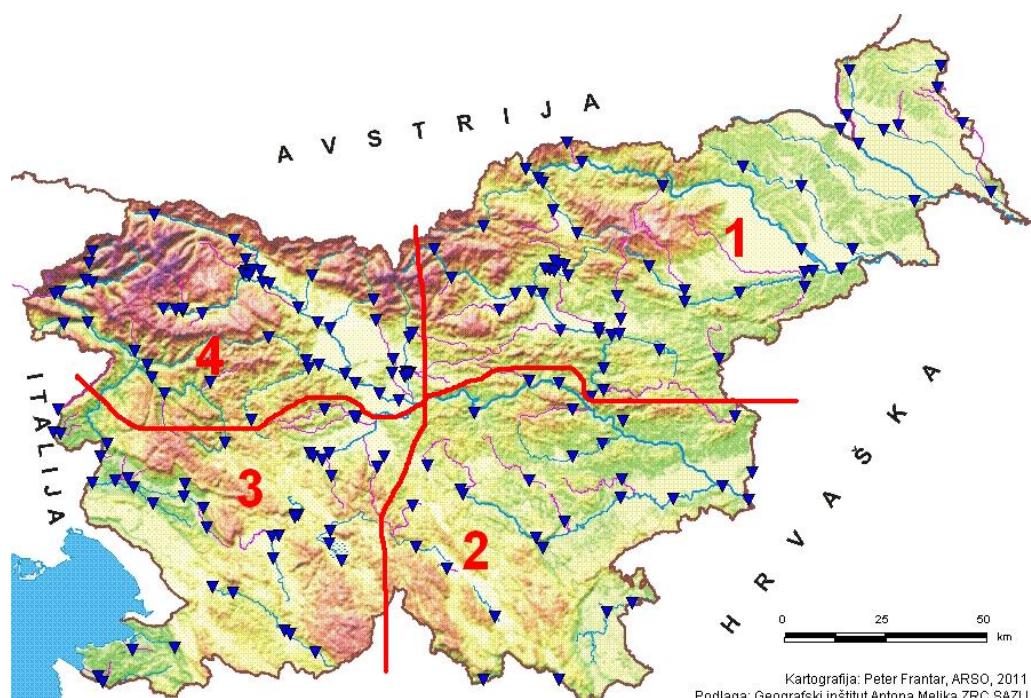
Slika 24: Odvisnost razvrščanja po hidroloških regijah glede na spremenljivke

8.3 Vpliv predhodne delitve na razvrščanje

Predstavljena hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz v Sloveniji vključuje 112 vodomernih postaj. V splošnem to število v primerjavi z drugimi analizami niti ni tako zelo veliko. Razlika je le v tem, da je Slovenija izredno raznolika država, v tujini pa analize s takim številom postaj lahko delajo le za kakšno pokrajino, katere površina pa je lahko celo večja od površine Slovenije. Primer ene izmed takih analiz sta opisala tudi Hosking in Wallis (1997). Šlo je za regionalizacijo 104 vodomernih postaj na območju osrednjih Apalačev v Združenih državah Amerike. Tako imajo vodomerne postaje, razporejene po Sloveniji, zelo različne lastnosti, med tem ko so lastnosti postaj iz opisanega primera podobne.

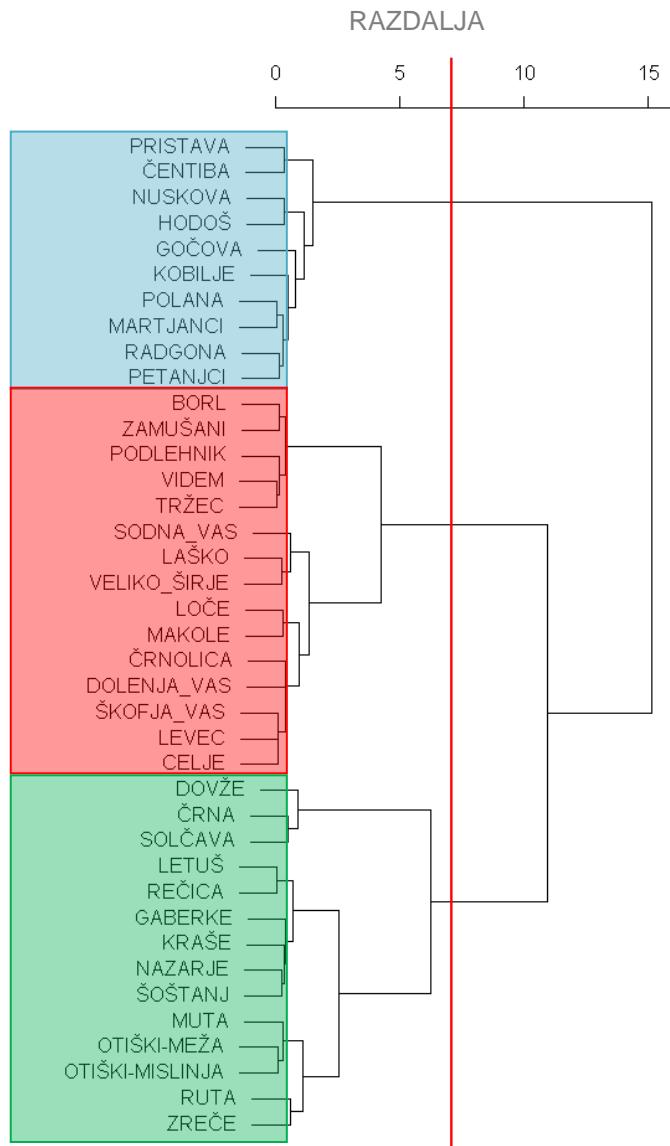
Hosking in Wallis (1997) pišeta, da ni nujno, da so končne homogene regije geografske. Bolj ko so postaje razpršene, manjša je tudi verjetnost, da so med seboj odvisne. Ker pa so lastnosti vodomernih postaj, ki so vključene v analizo, med seboj zelo različne, bi bilo mogoče vseeno smiselno, če bi jih že pred začetkom regionalizacije razporedili v nekaj bolj geografsko skladnih skupin.

Zanimalo nas je, če bi lahko že po prvi delitvi postaj v skupine dobili skoraj homogene ali mogoče heterogene regije. Ker je vseh končnih homogenih regij osnovne analize devet, bi najprej vse vodomerne postaje glede na geografsko lego razdelili v štiri skupine (slika 25), te pa bi nato z Wardovo metodo z upoštevanjem treh parametrov še prepolovili.



Slika 25: Začetna delitev Slovenije na štiri regije

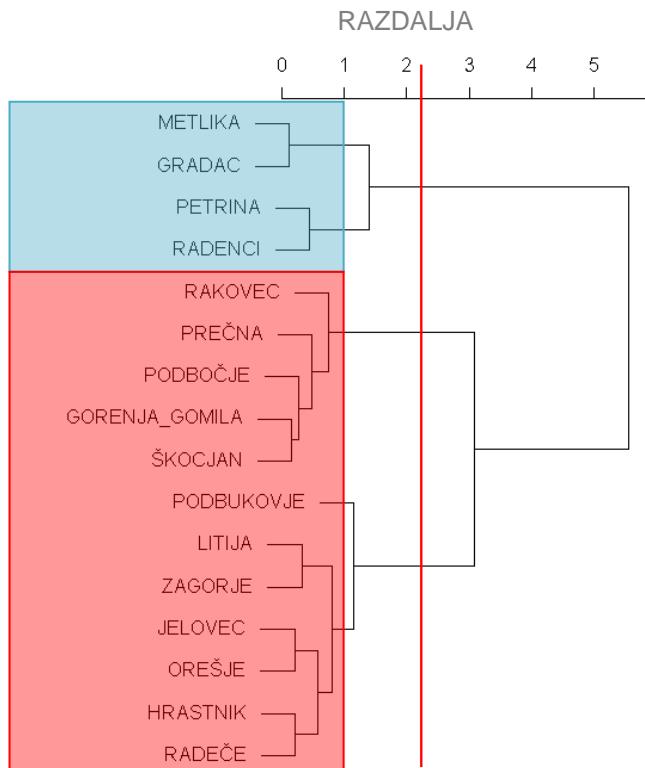
Prvo skupino sestavlja 39 postaj v severovzhodnem delu Slovenije. Vanjo smo uvrstili vse postaje z začetnimi številkami šifre 1, 2 in 6 ter postajo Sodna vas s šifro 4740.



Slika 26: Dendrogram delitve prve skupine (SV Slovenije)

Ker je v prvi skupini največ postaj smo se odločili, da jo razdelimo v tri regije (slika 26). V prvo regijo je uvrščenih deset vodomernih postaj, njena mera heterogenosti pa je 8,01, v drugi regiji je bilo petnajst postaj, mera heterogenosti pa je znašala 8,21, za tretjo skupino s štirinajst postajami pa je bila mera heterogenosti enaka 3,42.

Druga skupina je zajemala jugovzhodni del Slovenije, v katerem je bilo najmanj vodomernih postaj, le 16 (slika 27). Vanjo so bile uvrščene vse, katerih šifra se začne s številom 7 ter postaje z višjimi vrednostmi šifer, ki se začnejo s 3 in 4.

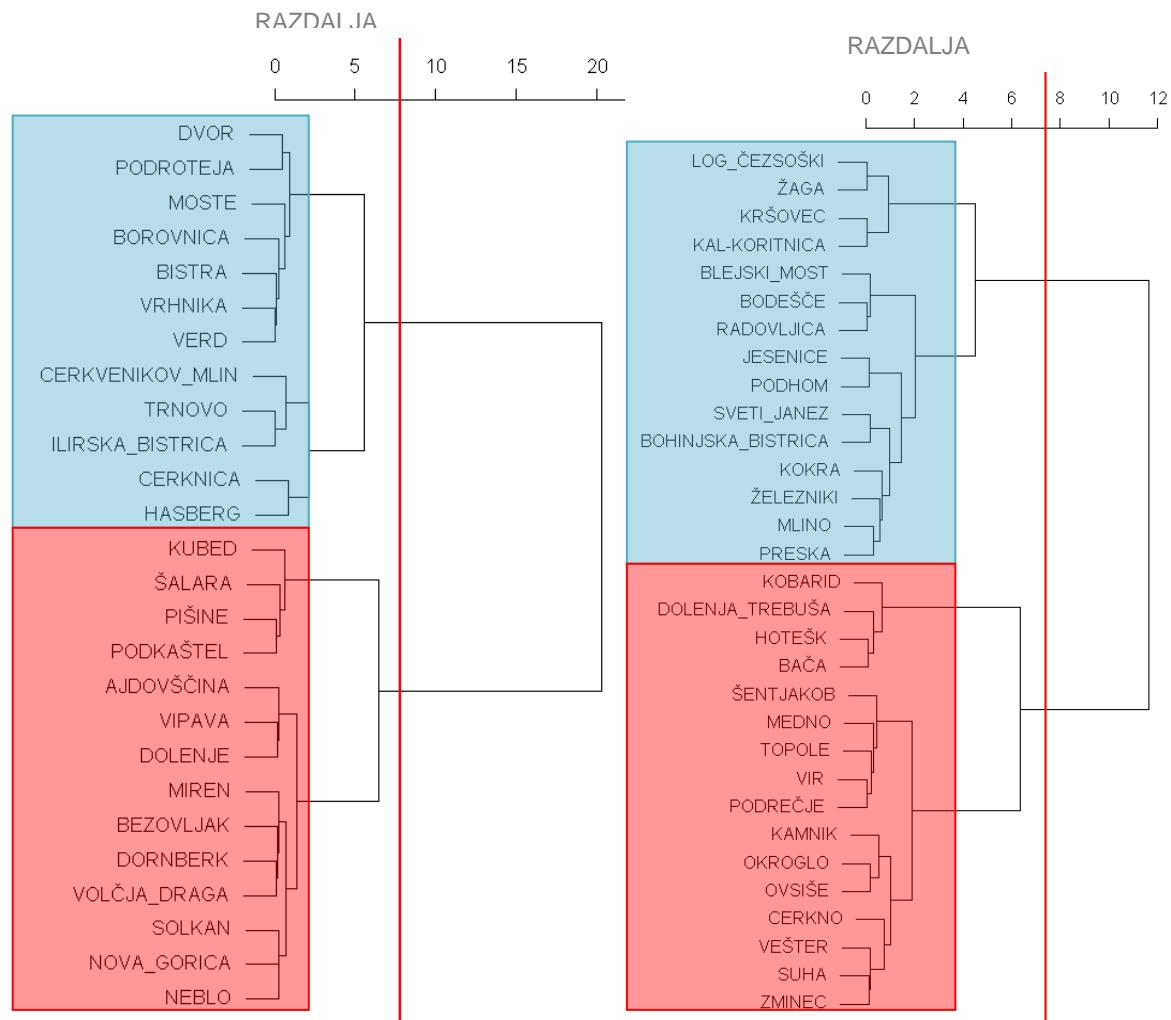


Slika 27: Dendrogram delitve druge skupine (JV Slovenije)

Delitev postaj v tem primeru sploh ni smiselna zaradi majhnega števila postaj v prvi tako ustvarjeni skupini. V tem primeru bi bile v njej le štiri vodomerne postaje, mera heterogenosti pa bi bila 1,06, kar je sicer ustrezeno, vendar je mera heterogenosti druge regije z ostalimi dvanajstimi postajami 12,28. Mera heterogenosti celotne druge skupine brez delitve pa znaša 15,32.

V tretji skupini je 26 postaj iz jugozahodne Slovenije (slika 28). Med njimi so bile vse z začetno številko šifre 5 in 9 ter višje vrednosti šifer z začetno številko 8.

V prvi regiji, ki jo dobimo z delitvijo tretje skupine, je dvanajst vodomernih postaj, njihova mera heterogenosti pa je 23,94. Tako visoka vrednost je pričakovana, saj so bile v to regijo uvrščene vse tri izmed kritičnih postaj, ki so v prvotni analizi tvorile deveto regijo (Vrhnik, Verd, Bistra). V drugi regiji te delitve pa je bilo štirinajst postaj z mero heterogenosti 11,15.



Slika 28: Dendrogram delitve tretje skupine – JZ Slovenije (levo) in četrte skupine – SZ Slovenije (desno) (Povzeto po ARSO, 2013)

V četrti skupini, ki je pokrivala severozahodni del Slovenije je 31 vodomernih postaj (slika 28). Med njimi so postaje z nižjimi vrednostmi šifer, ki se začnejo s 3, 4 in 8.

Iz četrte skupine smo oblikovali dve regiji. V prvi, katere mera heterogenosti je znašala 4,02, je bilo petnajst vodomernih postaj, v drugi, s šestnajstimi postajami, pa je bila mera heterogenosti H enaka 3,45.

Prvi rezultati delitve, dobljeni za predhodno razdeljene vodomerne postaje, so skoraj enaki kot pri prvi delitvi v sklopu osnovne analize (preglednica 27). Povprečno število vodomernih postaj v regiji je za oba primera enako, povprečje mere heterogenosti pa je bilo pri osnovni analizi še celo malo nižje. Iz tega sledi, da tudi delitev iz že osnovanih skupin, ki temeljijo na smereh neba, ne da takih rezultatov, kot bi jih želeli.

Preglednica 27: Primerjava rezultatov prve delitve

Hidrološka regija	Regije osnovne analize		Regije s predhodno delitvijo	
	št. VP v regiji	H	št. VP v regiji	H
Regija 1	15	13,01	10	8,01
Regija 2	23	9,94	15	8,21
Regija 3	24	4,07	14	3,42
Regija 4	10	4,33	16	15,32
Regija 5	14	2,42	12	23,94
Regija 6	13	7,29	14	11,15
Regija 7	8	8,47	15	4,02
Regija 8	5	22,76	16	3,45
povprečje	14,00	9,04	14,00	9,69

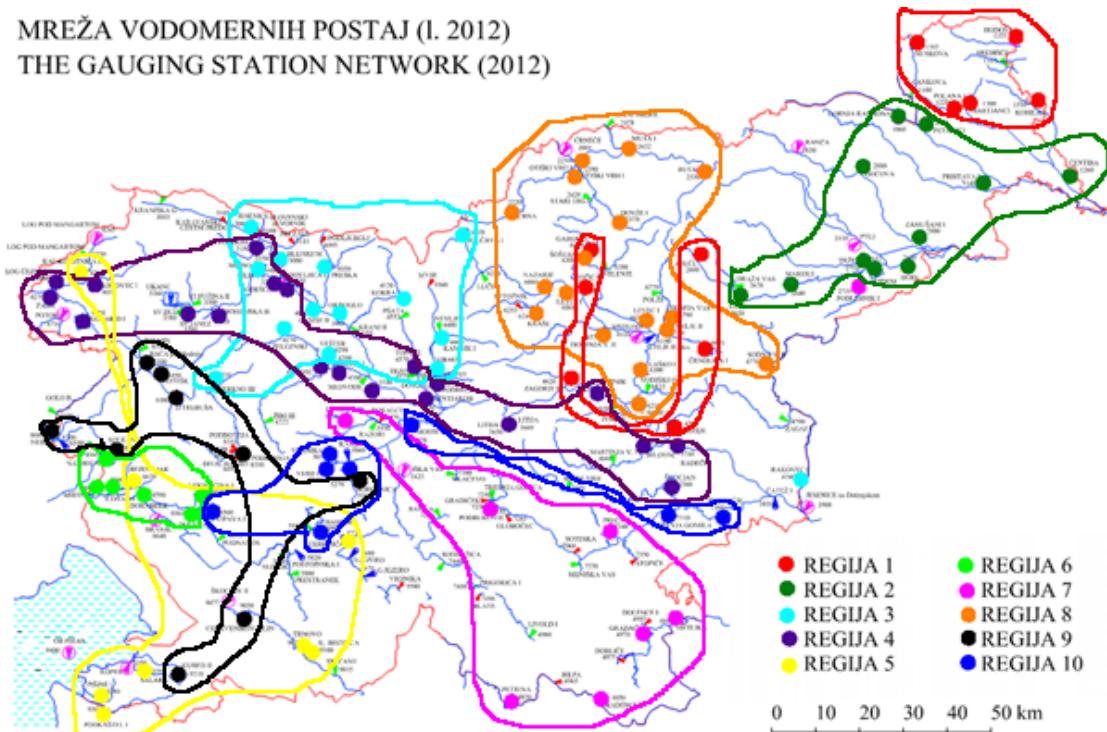
8.4 Razvrščanje s subjektivno metodo

Pri osnovni analizi smo z razvrščanjem dobili regije postaj, ki pa so bile zelo razpršene. Hosking in Wallis (1997) sicer navajata, da ni nujno, da so regije geografske, vendar nas zanima, če je vseeno mogoče oblikovati sklenjene regije, ki bi še vedno bile homogene. S tem ciljem smo se lotili delitve s subjektivno metodo, ki je temeljila le na tem, da so postaje v eni regiji blizu med seboj. Pri delu smo si pomagali s karto vodomernih postaj (priloga A) in pazili, da so bile ustvarjene regije, če se je le dalo, sklenjene (priloga I).

Na ta način smo dobili deset manjših regij, po osem do enajst postaj, le dve sta večji in zajemata sedemnajst oziroma dvajset postaj, ena pa je z le šestimi postajami najmanjša (preglednica 28). Za dve izmed njih je vrednost mere heterogenosti H presegala vrednost 1. Največ, kar 6,25 je znašala za deseto regijo, v kateri se nahajajo vse tri postaje, ki so bile za kritične spoznane že v osnovni analizi (Vrhnik, Verd in Bistra). Vse ostale regije pa so homogene, nekatere izmed njih imajo vrednost H celo negativno. Regiji 1 in 10 sta sestavljeni iz dveh delov, ostale pa so enotne. Le postaje Podlehnik (7. regija), Rakovec (3. regija) in Kal-Koritnica (5. regija) se ne nahajajo v bližini drugih postaj iz "svoje" regije (slika 29). Razlog je v tem, da smo stremeli k temu, da bi bila ustrezna tudi mera heterogenosti, kar smo uspeli doseči s tako ureditvijo.

Regija 1 je sestavljena iz dveh delov; prvi združuje najbolj vzhodne vodomerne postaje v Sloveniji, drugi pa se prekriva z 8. regijo na Savinjskem. Za to regijo nismo uspeli doseči vrednosti mere heterogenosti H nižje od 1. Nobena izmed postaj ni kritična, kombinacija vseh skupaj povzroči, da je dosežena vrednost H 1,65, kar pa pravzaprav ni slab rezultat, saj to še vedno pomeni, da je regija le mogoče heterogena. Regija 2 se nahaja predvsem na območju

Podravske regije, je sklenjena in se ne prekriva z nobeno drugo. V 3. regijo so bile poleg desetih postaj na Gorenjskem uvrščene še postaja Solčava iz Savinjske regije, postaji Kamnik in Vir iz osrednje Slovenije ter Rakovec iz spodnjega Posavja. Razen zadnje postaje, ki je oddaljena od ostalih, je regija sklenjena, prekriva pa se s 4. regijo. Regija 4 se v smeri vzhod – zahod razteza skoraj čez celo državo in je največja. Združuje tri postaje iz porečja Soče in sedemnajst postaj porečja Save. 5. regija pa je v nasprotju s prejšnjo razpotegnjena v smeri sever – jug. V njej so povezane postaje iz priobalnega območja ter porečja Soče in Ljubljanice. Sestava regije je glede na ostale dokaj razpršena, zato se prekriva tudi s kar štirimi drugimi regijami. Med njimi je tudi regija 6, ki je najmanjša izmed vseh. V njej je vseh pet postaj, ki merijo pretoke na reki Vipavi ter postaja Nova Gorica, ki se nahaja na enem izmed pritokov reke Soče. Mera heterogenosti te regije je najnižja, -0,13. Regija 7 se razteza po Beli Krajini in Dolenjski, sega pa tudi v osrednjo Slovenijo, do postaje Dvor. V to regijo zaradi doseganja nižje mere heterogenosti spada tudi oddaljena postaja Podlehnik. Regija 8 povezuje sedemnajst postaj Savinjske in Koroške, prepleta pa se z drugim delom regije 3. Regija 9 se nahaja v zahodnem delu države in je razpotegnjena v smeri sever – jug. Večinoma jo sestavljajo postaje iz porečja Soče, dve sta priobalni ena pa meri pretoke na pritoku Ljubljanice. Zadnja, 10. regija je razdeljena na dva dela. V zahodnem se poleg postaj Bistra in Hasberg nahajajo še vse tri kritične postaje. Vzhodni del pa v ozkem pasu med regijama 4 in 7 združuje še tri postaje. Mera heterogenosti te regije je ravno zaradi treh kritičnih postaj najvišja in označuje regijo za heterogeno.



Slika 29: Rezultat razvrščanja v regije s subjektivno metodo (Povzeto po ARSO, 2013)

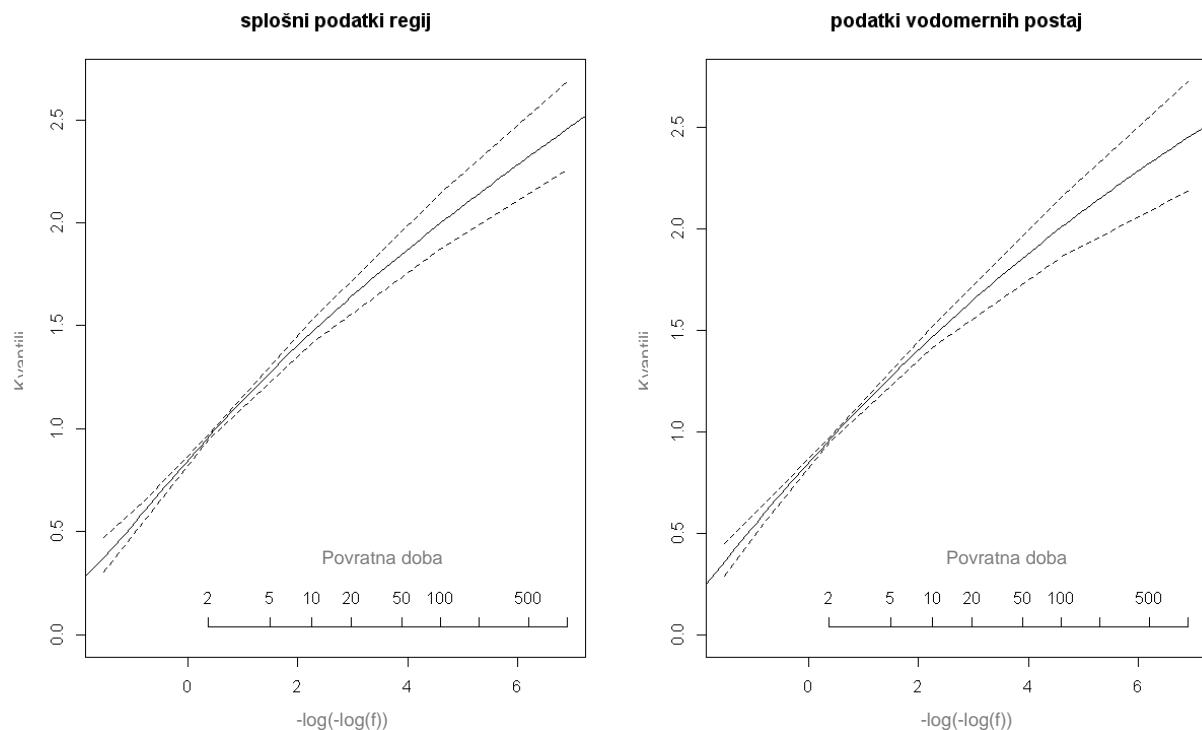
Preglednica 28: Razporeditev postaj po regijah s subjektivno metodo

3. regija, $H = -0,07$	2. regija, $H = 0,80$	1. regija, $H = 1,65$	Zagorje	Kršovec	Laško		
			Polana	Log Čezsoški			
			Hodoš	Kobarid			
			Kobilje	Žaga			
			Martjanci	Sveti Janez			
			Nuskova	Radovljica			
			Zreče	Podhom			
			Črnolica	Bodešče			
			Rečica	Bohinjska Bistrica			
			Gaberke	Suha			
			Orešje	Zminec			
			Zamušani	Podrečje			
			Tržec	Topole			
			Borl	Medno			
			Videm	Šentjakob			
			Čentiba	Škocjan			
			Gočova	Radeče			
			Pristava	Jelovec			
7. regija, $H = 0,79$	6. regija, $H = -0,13$	5. regija, $H = 0,10$	Radgona	Litija	8. regija, $H = 0,91$		
			Petanjci	Hrastnik			
			Makole	Kal - Koritnica			
			Loče	Podkaštel			
			Rakovec	Ilirska Bistrica			
			Solčava	Brezovljak			
			Preska	Šalara			
			Kokra	Cerknica			
			Blejski Most	Trnovo			
			Jesenice	Pišine			
			Okroglo	Nova Gorica			
			Ovsiše	Miren			
			Vešter	Ajdovščina			
			Kamnik	Volčja Draga			
			Vir	Dolenje			
			Železniki	Dornberk			
			Mlino	Podlehnik			
			Cerkno	Podbukovje			
				Prečna			
				Petrina			
				Radenci			
				Metlika			
				Gradac			
				Dvor			
			10. regija, $H = 6,25$	9. regija, $H = -0,10$			

8.5 Primerjava izbire porazdelitve za podatke celotnih hidroloških regij in podatke posameznih vodomernih postaj

Pri hidrološki regionalizaciji verjetnostnih analiz visokovodnih konic v Sloveniji smo upoštevali dva načina izbire ustrezne porazdelitve, za podatke celotnih hidroloških regij in za podatke posameznih vodomernih postaj. Izbrane porazdelitve, dobljene s temo dvema načinoma izbiranja, so se razlikovale za vse hidrološke regije, razen za osmo in deveto (preglednici 12 in 22). V primeru, ko imamo dva različna rezultata ali ko se ne moremo odločiti med dvema enako ustreznima porazdelitvama, si lahko pomagamo tudi z ocenjenimi kvantili. Zanje lahko zrišemo krivuljo z mejami, ki predstavljajo interval zaupanja. Upoštevan je bil 90 % interval zaupanja.

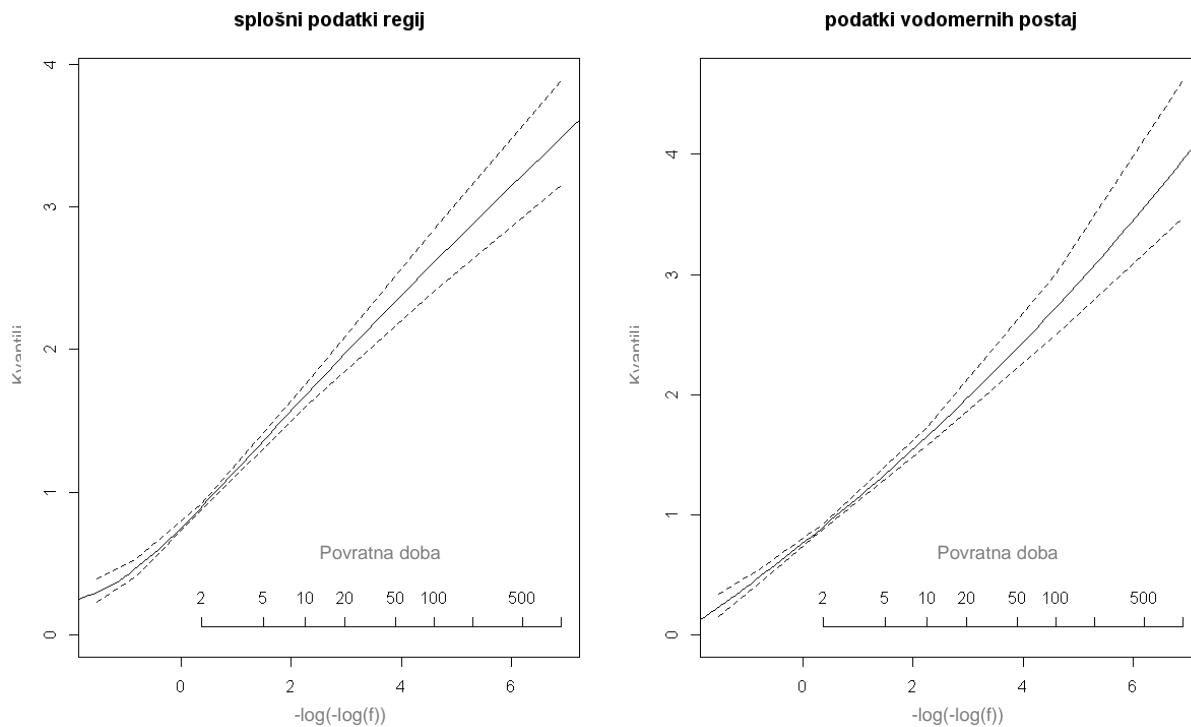
Za prvo regijo smo za podatke cele hidrološke regije izbrali Pearsonovo III porazdelitev (PE3), za podatke vodomernih postaj pa generalizirano porazdelitev ekstremnih vrednosti (GEV). Na sliki 30 lahko primerjamo rezultate obeh metod. Obe krivulji sta v spodnjem delu zelo podobni, v zgornjem pa se območje znotraj meja intervala zaupanja za primer posameznih postaj bolj razširi. Vrednosti kvantilov obeh krivulj so zelo podobne.



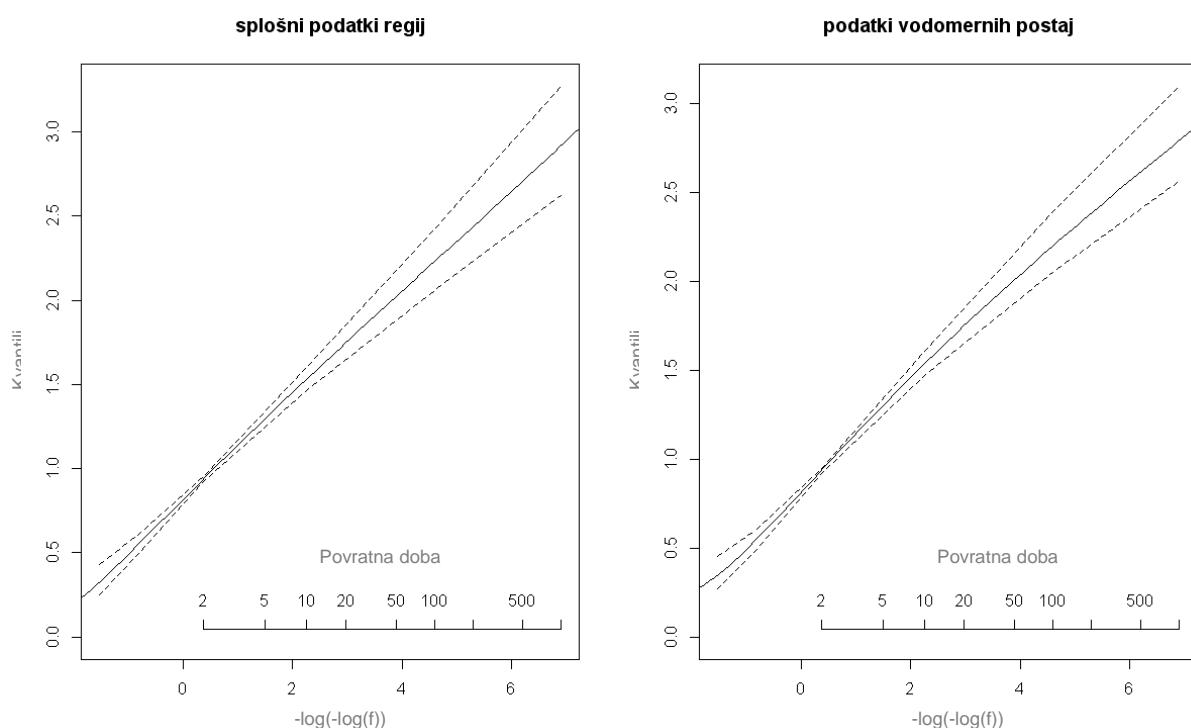
Slika 30: Primerjava rezultatov za prvo regijo

Podatki druge regije naj bi prav tako glede na regionalne lastnosti najbolje sovpadali s Pearson III porazdelitvijo (PE3) in glede na lastnosti posameznih postaj z generalizirano

porazdelitvijo ekstremnih vrednosti (GEV). Iz slike 31 lahko vidimo, da se vrednosti kvantilov za oba primera pri večjih povratnih dobah rezlikujejo (za približno pol kvantila). Uporaba podatkov posameznih vodomernih postaj da pri večjih povratnih dobah više ocene kvantilov.



Slika 31: Primerjava rezultatov za drugo regijo

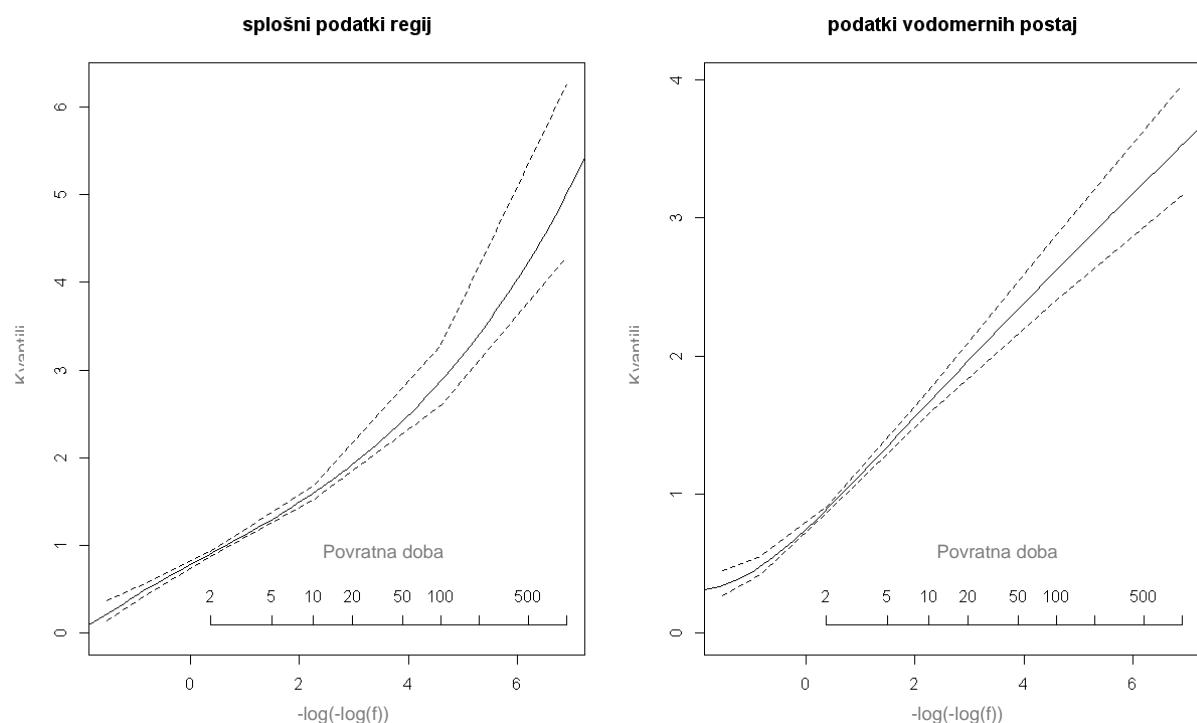


Slika 32: Primerjava rezultatov za tretjo regijo

Izbrana porazdelitev tretje regije za splošne podatke je bila logaritemsko normalna s tremi parametri (LN3), za podatke vodomernih postaj pa Pearsonova III porazdelitev (PE3).

V primeru tretje regije so rezultati skoraj identični, opaziti ni niti večjih odstopanj med mejami intervala zaupanja niti med vrednostmi kvantilov (slika 32).

S podatki četrte regije glede na splošne rezultate najbolje sovpada generalizirana logistična porazdelitev (GLO), glede na podatke posameznih postaj pa logaritemsko Pearson III porazdelitev (LPE3).

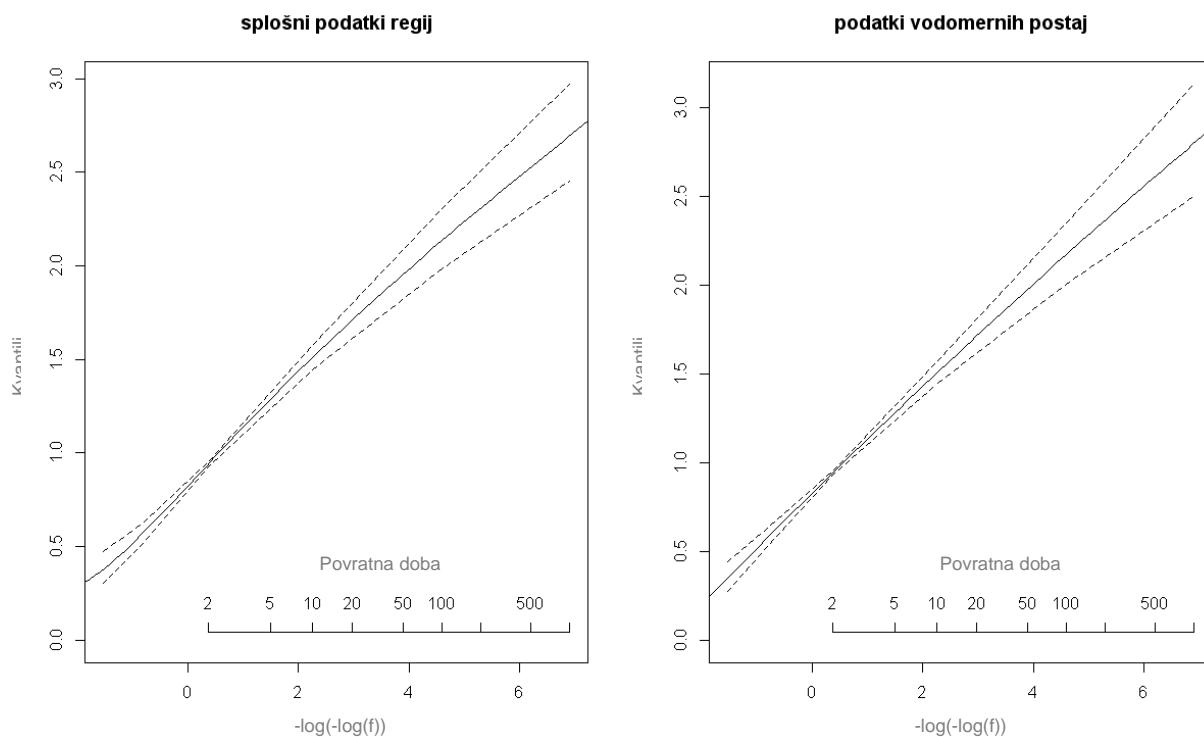


Slika 33: Primerjava rezultatov za četrto regijo

Iz slike 33 je razvidno, da uporaba podatkov za celotno četrto regijo da precej više ocene kvantilov pri večjih povratnih dobah; pri posameznih vodomernih postajah znašajo do približno štiri, pri regijah pa čez šest.

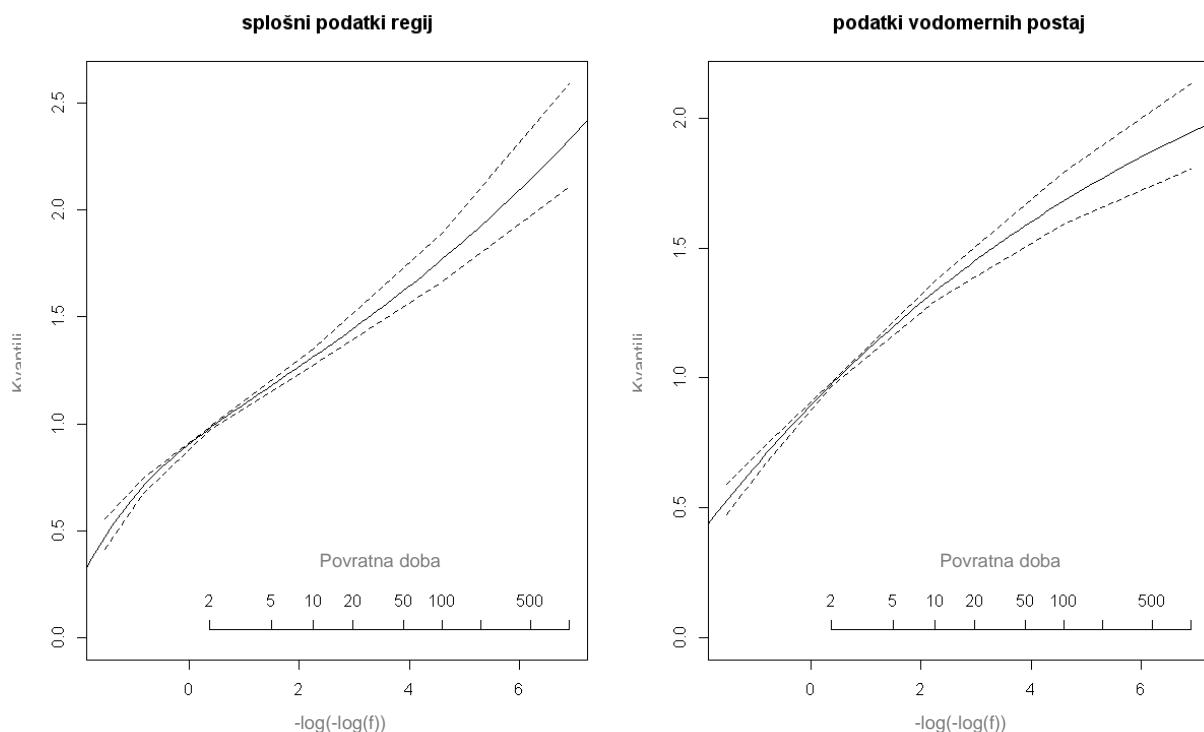
Najbolj ustrezena porazdelitev po splošnih podatkih pete regije je generalizirana porazdelitev ekstremnih vrednosti (GEV), po podatkih vodomernih postaj pa logaritemsko Pearson III porazdelitev (LPE3).

Neodvisno od postopka izbire ustrezne porazdelitve tudi za peto regijo dobimo skoraj identičn krivulji s podobnimi vrednostmi mej intervalov zaupanja (slika 34).



Slika 34: Primerjava rezultatov za peto regijo

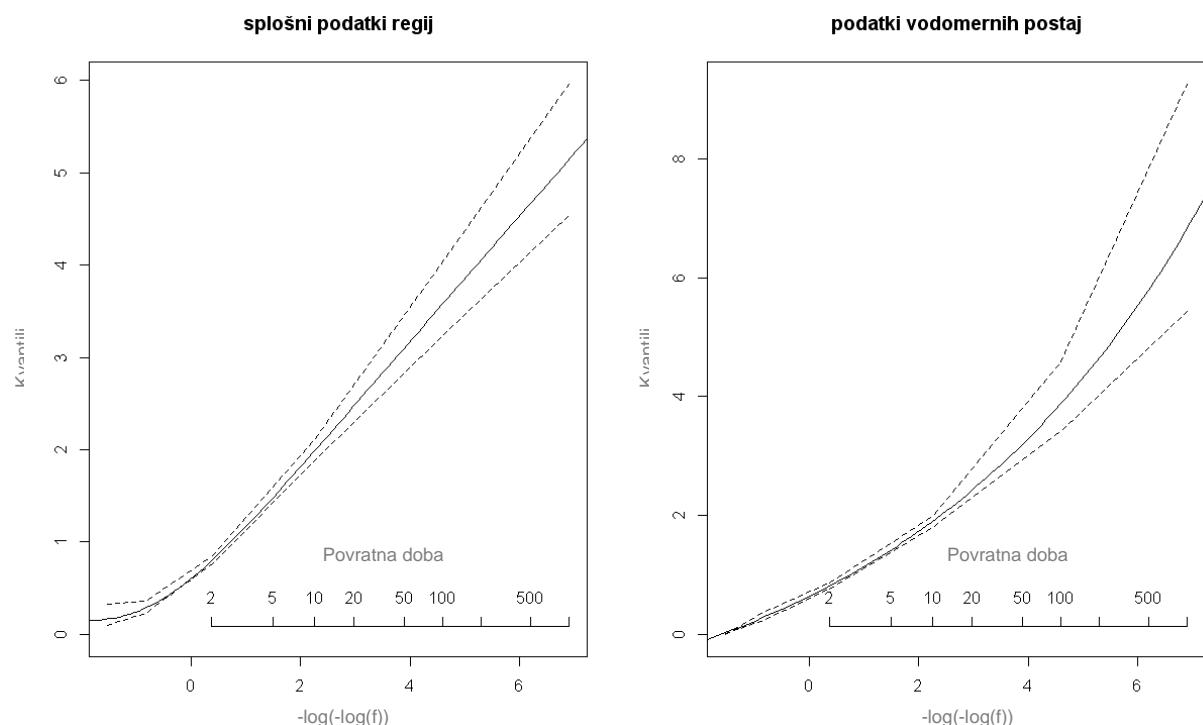
Za šesto regijo smo za podatke cele regije izbrali generalizirano logistično porazdelitev (GLO), za podatke vodomernih postaj pa generalizirano porazdelitev ekstremnih vrednosti (GEV).



Slika 35: Primerjava rezultatov za šesto regijo

V primeru šeste regije pa sta obliki krivulj različni glede na izbrano porazdelitev (slika 35). Uporaba podatkov za celotno šesto regijo da pri večjih povratnih dobah nekoliko višje ocene kvantilov (za približno pol kvantila).

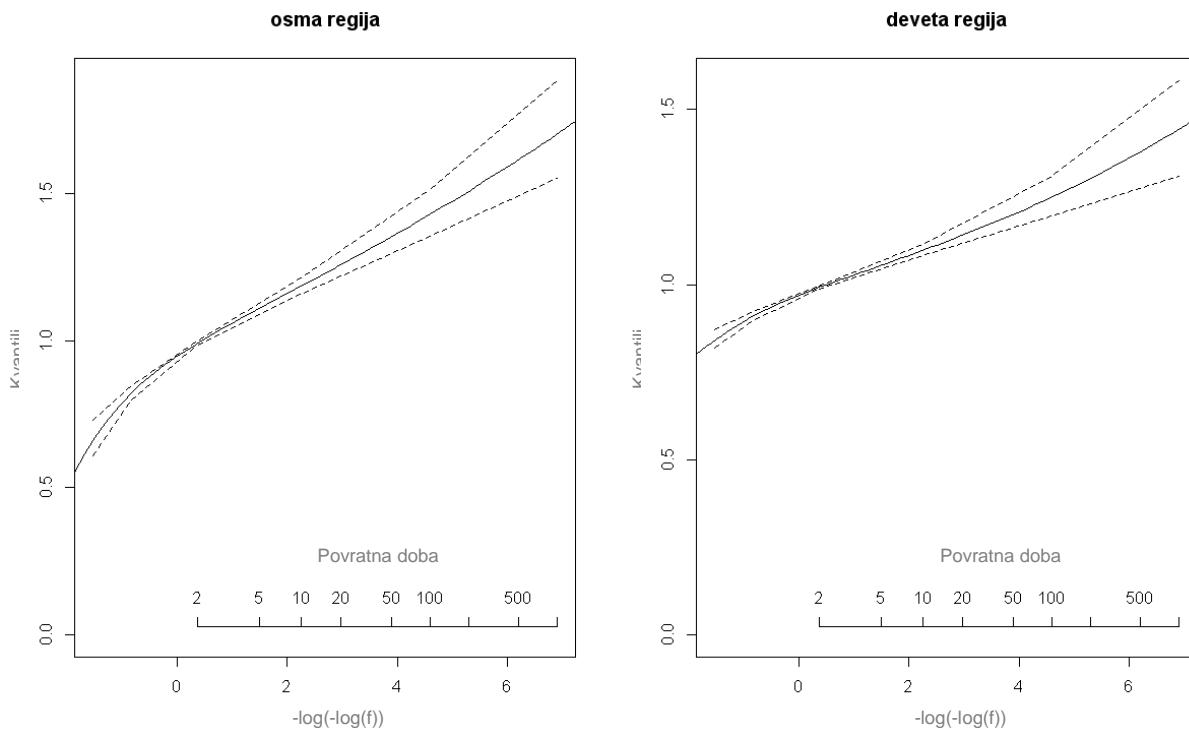
Posplošeni podatki sedme regije so nakazovali, da je najustreznejša Pearson III porazdelitev (PE3), posamezni podatki vodomernih postaj v tej regiji pa so kazali na generalizirano porazdelitev ekstremnih vrednosti (GEV).



Slika 36: Primerjava rezultatov za sedmo regijo

V primeru sedme regije dobimo precej različne rezultate (slika 36). Uporaba podatkov za posamezne vodomerne postaje da pri večjih povratnih dobah precej višje ocene kvantilov.

Pri določevanju najustreznejše porazdelitve za osmo in deveto regijo smo naleteli na oviro, saj združujeta zelo malo vodomernih postaj, vsaka izmed njih pa je dala drugačno rešitev. Tako smo si v obeh primerih pomagali še z diagramom L-momentov. Rezultata sta podobna za obe regiji, tako po metodi izbiranja za splošne regionalne podatke kot tudi za podatke posameznih vodomernih postaj. Izbrana je bila generalizirana logistična porazdelitev (GLO).



Slika 37: Primerjava rezultatov za osmo in deveto regijo

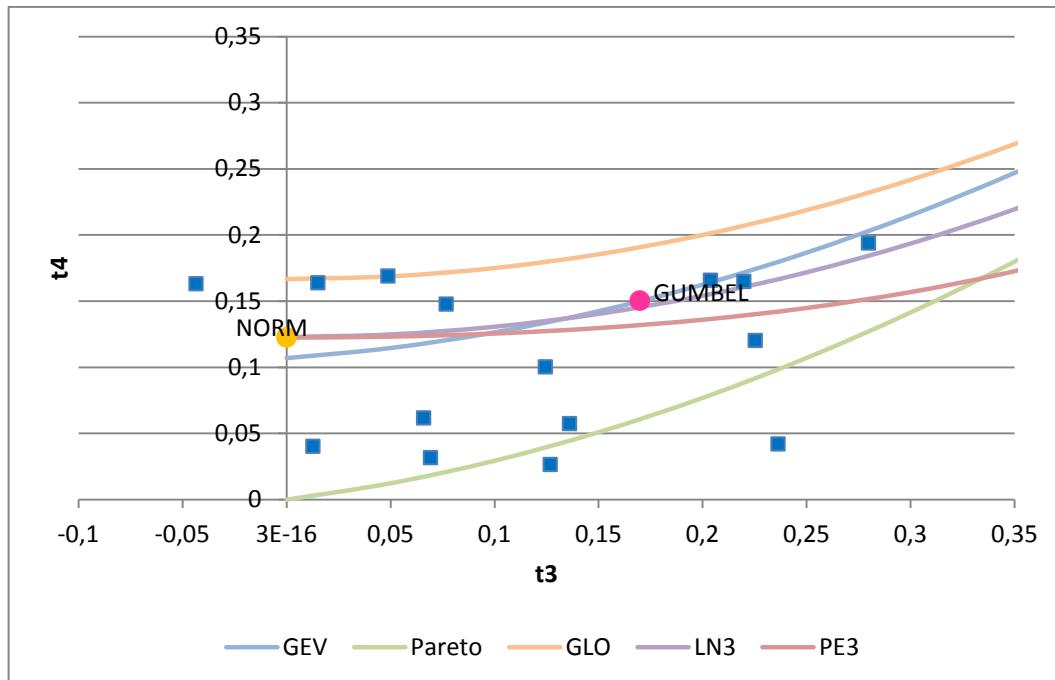
Generalizirana logistična porazdelitev je ustrezna za obe kritični regiji (slika 37).

Krivulje, ki prikazujejo odvisnost kvantilov od povratne dobe, so za iste podatke in drugačne porazdelitve v večini primerov zelo podobne. Primerjani krivulji se po obliki zelo očitno razlikujeta le za šesto regijo. Največkrat pa se krivulje razlikujejo le po vrednostih ocenjenih kvantilov, ki jih dosežejo pri višjih povratnih dobah, te razlike pa so bolj očitne le za regije štiri, šest in sedem.

8.6 Uporaba diagrama L-momentov za določanje najustreznejše porazdelitve

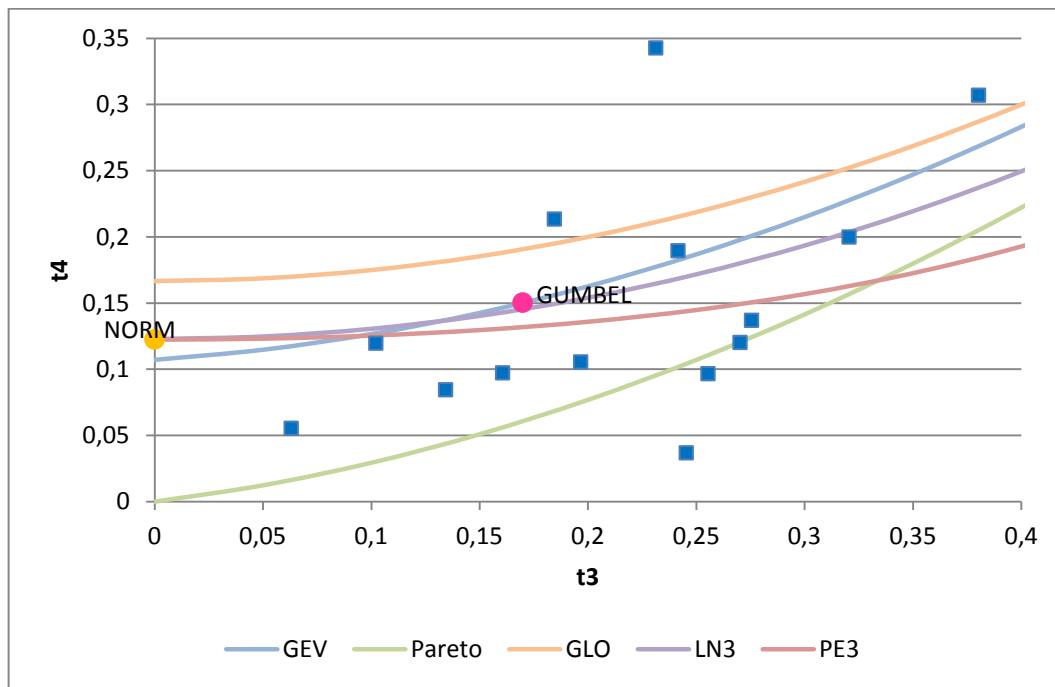
Diagram L-momentov je vsestransko uporaben. Med analizo smo ga uporabili za izbiro najustreznejše porazdelitve glede na splošne podatke regij in za dokončno izbiro porazdelitve glede na posamezne vodomerne postaje za kritični osmo in deveto regijo. Enako pa bi ga lahko uporabili tudi za vse druge regije. Zanimalo nas je, če bi na ta način dobili drugačne rezultate in kako priročen je tak način, če je v regiji več kot pet postaj.

Za vsako regijo smo izrisali diagrame L-momentov s krivuljami in točkami teoretičnih porazdelitev ter točkami, ki prikazujejo posamezne postaje (slike od 38 do 44). Kot najbolj ustrezno porazdelitev regije smo izbrali tisto, okrog katere je bilo največ točk postaj.



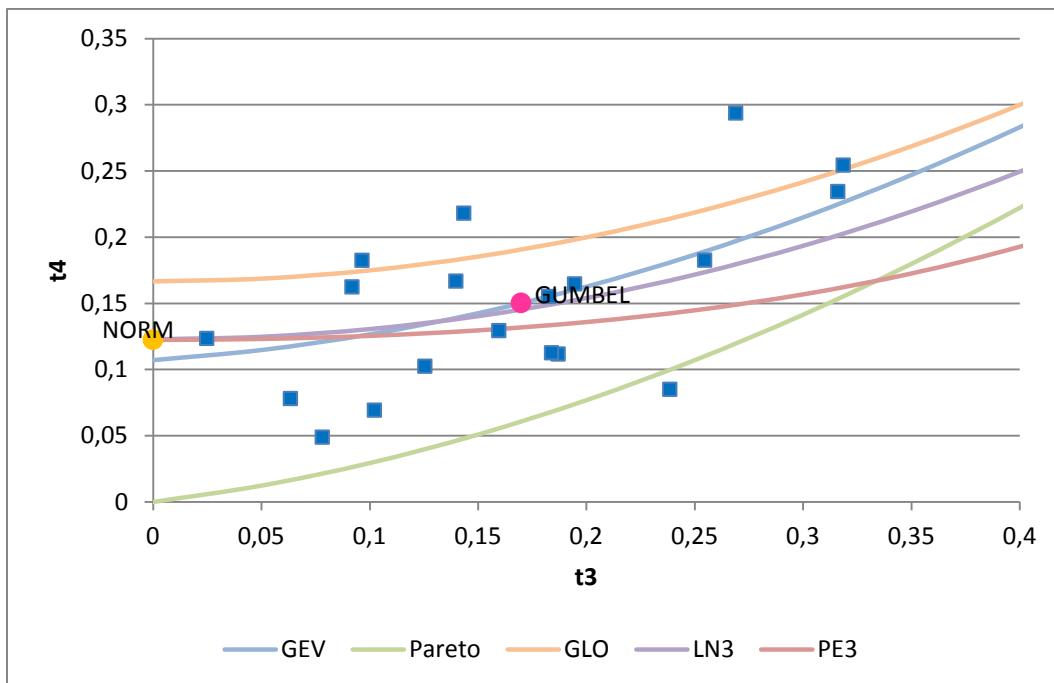
Slika 38: Diagram L-momentov za prvo regijo

Točke za prvo regijo so porazdeljene zelo nizko (slika 38). Največ, kar osem od petnajstih, se jih nahaja v bližini krivulje Pareto porazdelitve. Tako smo se odločili za izbiro te porazdelitve, zaradi razpršenosti točk pa je možna tudi katera druga.

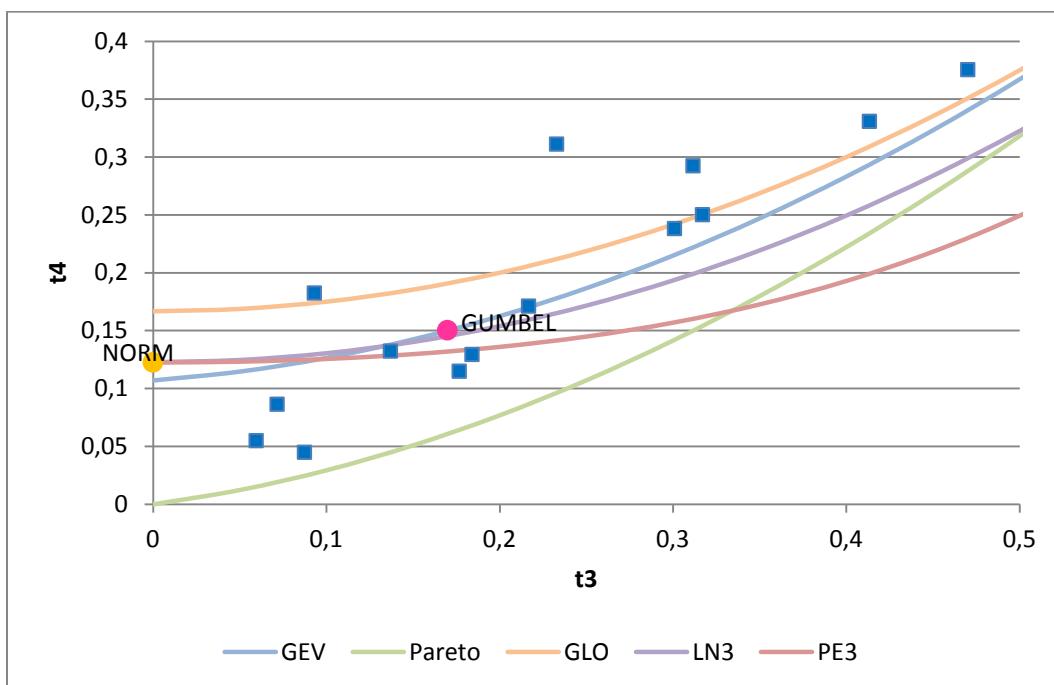


Slika 39: Diagram L-momentov za drugo regijo

Tudi v primeru druge regije je glavnina točk še vedno dokaj nizko, vendar v primerjavi s prvo regijo segajo že više (slika 39). Kljub temu je naša prva ocena, da je najustreznejša Pareto porazdelitev, možne pa so tudi druge.



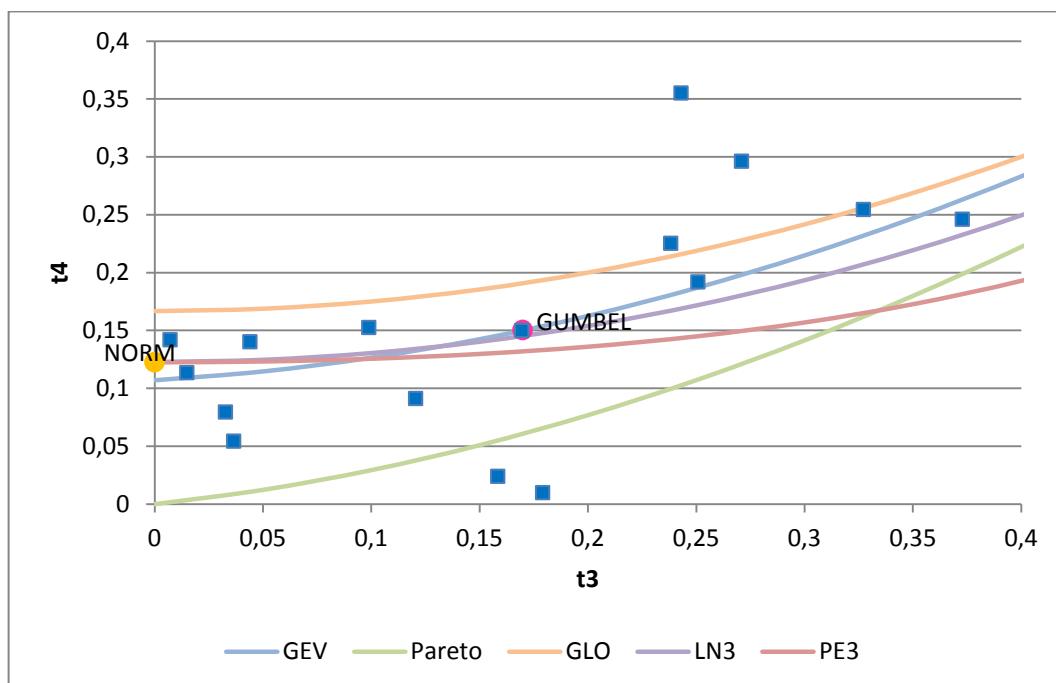
Slika 40: Diagram L-momentov tretje regije



Slika 41: Diagram L-momentov četrte regije

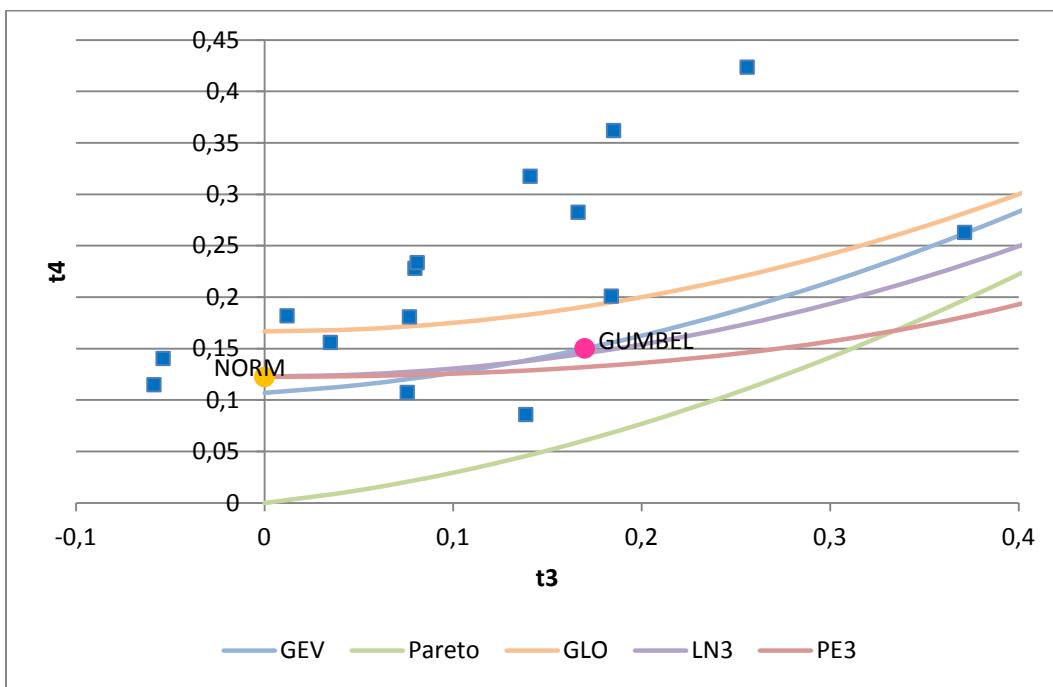
Množica točk postaj za tretjo regijo je v nasprotju s prejšnjima dvema premaknjena više (slika 40). Zgoščene so okrog Gumbelove porazdelitve oziroma porazdeljene vzdolž vseh krivulj v osrednjem delu.

Na diagramu L-momentov za četrto regijo je skoraj polovica vseh točk nad krivuljo generalizirane logistične porazdelitve (slika 41), zato bi bila ta po naši oceni tudi najbolj primerna, izbrali pa bi lahko tudi katero drugo porazdelitev s krivuljo v zgornjem delu diagrama.



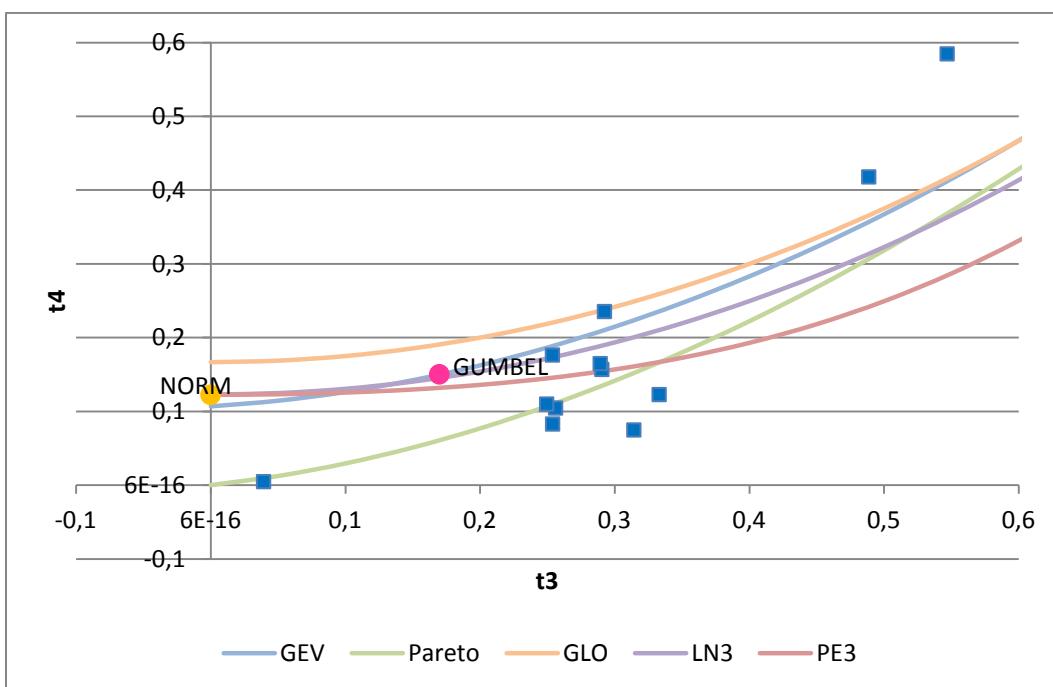
Slika 42: Diagram L-momentov pete regije

V primeru pete regije kar tri točke ležijo točno na krivulji generalizirane ekstremne porazdelitve, večina ostalih pa je razporejena vzdolž nje (slika 42). Tako je ta porazdelitev ena izmed bolj ustreznih, zaradi razpršenosti točk pa bi lahko upoštevali tudi katero drugo.



Slika 43: Diagram L-momentov šeste regije

Kar deset od vseh petnajstih postaj je najbliže krivulji generalizirane logistične porazdelitve (slika 43), ki je tako najprimernejša izbira za šesto regijo. Vseeno pa ne smemo zanemariti tudi drugih možnosti, na primer generalizirane porazdelitve ekstremnih vrednosti, na krivulji katere leži ena izmed točk.



Slika 44: Diagram L-momentov sedme regije

V sedmi regiji dve postaji z zelo visokima razmerjema L-momentov odstopata od povprečja in najbolje sovpadata s porazdelitvama GLO in GEV (slika 44). Vendar pa je večina postaj te regije v bližini krivulje Pareto porazdelitve, ki smo jo zaradi tega izbrali kot najbolj ustrezen.

Diagrami L-momentov so ena od večih metod pri izbiri najustreznejše porazdelitve. Zelo nazorno predstavijo najustreznejšo porazdelitev za posamezno postajo. Pri določanju najboljše porazdelitve za hidrološke regije pa kot edina metoda niso najbolj ustrezeni, saj je izbira največkrat težko enoznačno določljiva in zato subjektivna. So pa zelo primerni kot ena izmed sekundarnih metod, ki nam pomaga pri končni odločitvi.

9 ZAKLJUČKI

Po skupni količini rečne vode na prebivalca spada Slovenija med najbogatejše države v Evropi (Hidrologija Slovenije, 2013). Reke imajo velik energetski potencial, omogočajo razvoj turizma, namakanje poljedelskih površin, opravljanje gospodarskih dejavnosti in nemoteno oskrbo z vodo. Velika vodnatost države pa poleg vseh prednosti prinaša tudi visoko verjetnost pojavljanja poplav. V zadnjih letih so te zelo pogoste, zato se čedalje bolj zavedamo nevarnosti in škode, ki jih povzročajo ter iščemo načine za zaščito pred njimi. Ne glede na to, ali so ukrepi za zaščito pred poplavami aktivni ali pasivni, je za njihovo kakovostno načrtovanje potrebno poznati podatke o projektnih pretokih. Osnovna metoda za določevanje projektnih pretokov s predpisano povratno dobo je verjetnostna analiza.

Iz klasične verjetnostne analize izhaja hidrološka regionalizacija verjetnostne analize. Pri delu s tem postopkom obravnavane vodomerne postaje najprej razdelimo v skupine, ki naj bi bile čim bolj homogene. To sproti preverjamo s testom mere heterogenosti. Nadaljevanje je dokaj podobno klasični verjetnostni analizi, saj s pomočjo testov ustreznosti izberemo tisto porazdelitev, ki se najbolje ujema s splošnimi podatki skupine skupine - regije, ocenimo njene parametre in izračunamo kvantile. Ti podatki so osnova za določanje projektnega pretoka postaj v tako določeni regiji.

V diplomske nalogi je bila hidrološka regionalizacija verjetnostnih analiz visokovodnih konic narejena za vse trenutno delajoče vodomerne postaje v Sloveniji, ki se niso nahajale na izviru, ki so imele poleg vodomerne letve še kakšen drug merilno instrument, katerih merilni nizi so daljši od petnajst let in imajo največ deset odstotkov manjkajočih podatkov.

Za delitev postaj v hidrološke regije smo uporabili dva postopka metode razvrščanja; Wardovo metodo in metodo voditeljev (ang. *K-means*). Rezultati, dobljeni z Wardovo metodo so konstantni in se ob ponovitvi izračuna ne spreminja, zelo preprosto pa jih lahko predstavimo tudi s preglednim dendrogramom. Delitev po metodi voditeljev pa je odvisna od števila iteracij in da ob vsaki ponovitvi drugačen rezultat. Delitev se spreminja tudi za veliko število iteracij, različne rezultate smo dobili tudi pri 100.000 ponovitvah. Čeprav smo pri končni delitvi regij izhajali iz skupin, oblikovanih z metodo voditeljev, bi za splošno uporabo kot bolj primerno predlagali Wardovo metodo. Rezultati, dobljeni z njo, so končni in se ne spreminja, med tem ko v drugem primeru dobimo različne skupine vodomernih postaj z vsakim ponovljenim razvrščanjem. Poleg tega pa iz dendrograma z razrezom na določeni višini lahko brez ponavljanja računa dobimo toliko skupin, kot želimo, pri metodi voditeljev pa to ni mogoče. Če rezultatov nimamo ustrezno shranjenih ali tekom analize ugotovimo, da bi

potrebovali še kakšen dodaten podatek, Wardovo metodo lahko kadarkoli ponovimo in dobimo enake rezultate kot prej, pri metodi voditeljev pa to ni mogoče. Zato je že na začetku računa z metodo voditeljev potrebno točno vedeti, katere podatke in grafe bomo potrebovali in si jih po tem tudi natančno shraniti. Čeprav je metoda razvrščanja dala dobre in pregledne rezultate, pa vseeno priporočamo poskus razvrščanja še s subjektivno ali objektivno metodo delitve postaj.

Deljenje vodomernih postaj na regije s hierarhično metodo in metodo voditeljev so primerjali tudi Kumar Kar in drugi (2012). Prav tako so priporočili uporabo Wardove metode, predvsem zaradi možnosti predstavitev drevesne strukture deljenja z dendrogramom.

Spremenljivke, ki smo jih uporabili pri razvrščanju, so povsem osnovne in dobro definirajo lastnosti vodomernih postaj. Pri bolj poglobljeni analizi pa bi bilo dobro upoštevati še kakšne druge spremenljivke. Tako bi na primer lahko upoštevali še kamninsko sestavo tal, splošen naklon rečne struge ali zaledja postaje in poraščenost z gozdom. Odlično izhodišče za objektivno delitev pa bi bilo začetno ločevanje postaj na tiste, ki so postavljene v urbano okolje in tiste v neurbanem okolju.

Upoštevanje lastnosti tal območja, kjer se nahaj merilna postaja, sta priporočila tudi Acreman in Sinclair (1986). V svoji analizi sta preverila vpliv več različnih spremenljivk na regionalizacijo in na koncu poleg uporabe osnovnih spremenljivk priporočala še indeks tipa zemljinje, ki ga je za uporabo priporočal tudi Malekinezhad s sodelavci (2011, cit. po Kumar Kar et al., 2012).

Število vseh postaj, ki so bile zajete v analizo, je bilo zelo veliko, njihove lastnosti pa so se med seboj precej razlikovale. Koristno bi bilo najprej analizirati posamezna manjša območja, ki bi jih lahko bolj podrobno preučili. S tem bi postopoma spoznivali lastnosti postaj po celi Sloveniji, kar bi pri analizi celotnega območja države olajšalo izbiranje najprimernejših metod. Ena izmed takih predhodnih delitev, ki smo jo prikazali tudi v študiji, je bila osnovna delitev na štiri skupine. Rezultati, dobljeni na ta način so bili skoraj enakovredni tistim, dobljenim za celotno množico postaj. Tako bi bilo najbolje postaje razdeliti na podlagi kakšnega drugega dejavnika, na primer glede na padavine, ki jih pri delitvi ne upoštevamo kot spremenljivko ali po značilnih pokrajinah.

Hidrološka regionalizacija vodomernih postaj je bila predstavljena tudi za območja z več vodomernimi postajami in z različnimi lastnostmi. V primeru takih analiz so se prav tako pogosto poslužili predhodne delitve. Kachroo in sodelavci (2000) so v homogene regije delili

postaje v Afriki; v analizo niso hkrati vključili vseh postaj na celi celini ampak so postopoma regionalizirali vsako državo posebej. Burn in Goel (2000) sta analizo izvedla za potrebe napovedovanja visokih voda na območjih brez merilnih postaj v Indiji. Državo sta najprej razdelila na sedem osnovnih con, po tem pa še na šestindvajset podcon, za katere sta nato ločeno izvajala regionalizacijo.

Pri izbiri najstreznejše verjetnostne porazdelitve posameznih regij smo upoštevali dva pristopa. Najprej smo izhajali iz splošnih regionalnih podatkov nato pa še iz podatkov posameznih vodomernih postaj v regiji. Veliko bolj preprost in hiter je prvi način, pri katerem pa nismo mogli upoštevati dvoparametrske porazdelitev, saj jih v programske paketu lmomRFA za program R ni, na diagramu L-momentov pa so prikazane le kot točke. Vendar to ni največja omejitev, saj Hosking in Wallis (1997) priporočata uporabo le porazdelitev z več kot dvema parametroma, ker so bolj robustne. Izbera ustrezne porazdelitve glede na podatke vodomernih postaj pa je bila bolj zahtevna in dolgotrajna. Za vsako postajo posebej je bilo potrebno narediti večje število testov ustreznosti in se glede na njihove rezultate odločiti, katero porazdelitev bi izbrali. Izkazalo se je, da izbiranje ustrezne porazdelitve na podlagi več testov ni najboljše, saj je preveč možnosti in postopek se hitro zaplete. Najhitrejši in najbolj preprost način je izbera porazdelitve, ki temelji na skupnih podatkih regije, torej z regionalno mero ustreznosti Z in diagramom L-momentov. Če pa se odločimo za drug način, izbiranje porazdelitve glede na podatke vodomernih postaj, priporočamo uporabo le dveh ali največ treh testov, pri čemer enega izmed njih upoštevamo kot pomožnega. Kot dodaten test so najbolj ustrezni QQ diagrami. Ti so odvisni od generiranih podatkov in dajo v novi ponovitvi izrisa drugačen rezultat, zato jih ni dobro upoštevati kot glavne pokazatelje najbolj ustrezne porazdelitve, so pa dobra pomoč pri njeni izbiri.

Do podobnih ugotovitev so prišli tudi drugi, ki so v svojih analizah uporabili različne teste ustreznosti. Cunnane (1989, cit. po Karim in Chowdhury, 1995) v sklopu iskanja ustrezne porazdelitve za regijo odsvetuje uporabo "standardnih" testov, kot je na primer test Kolmogorov-Smirnov. Haile (2011), ki je uporabil testno statistiko Z in Anderson-Darling test, je za uporabo v primeru regij priporočil prvo metodo, kot prednost druge pa je navedel, da je z njo možno preverjati tudi ustrezost dvoparametrske porazdelitev. Pri klasičnih testih kot sta Kolmogorov-Smirnov in Anderson-Darling so si Millington in sodelavci (2011) pri končni odločitvi pomagali z diagramom L-momentov. Pri skupni uporabi regionalne mere ustreznosti Z in diagrama L-momentov pa sta zelo dobre rezultate dobila Chavoshi Borujeni in Azmin Sulaiman (2009).

Po tem, ko izberemo najbolj ustrezen porazdelitev regije, izračunamo kvantile. Pri primerjavi rezultatov, ki so dobljeni z dvema postopkoma (iz splošnih regijskih podatkov in podatkov posameznih vodomernih postaj) smo ugotovili, da so bili v večini primerov zelo podobni, v nekaj primerih pa so bila ugotovljena tudi precejšnja odstopanja.

Pri hidrološki regionalizaciji pa smo ustvarili tudi dve homogeni regiji, s katerima je bilo težko nadaljevati; osma in deveta regija sta imeli le pet oz. tri elemente. Čeprav sta bili homogeni, je bilo zaradi majhnega števila podatkov zelo težko določiti najustreznejšo porazdelitev. Pri tem smo si morali pomagati na več različnih načinov. Ta primer kaže na to, da homogenost regije ni najpomembnejša. Potrebno je upoštevati tudi priporočila o številu elementov v njej, ki naj bi se gibalo med deset in dvajset (Hosking in Wallis, 1997).

Ker je to prvi poskus hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz visokovodnih konic v Sloveniji, nismo imeli nobenih izhodišč, na katera bi se lahko oprli. Število vodomernih postaj, ki so bile vključene v analizo, je bilo zelo veliko, njihove lastnosti pa so se močno razlikovale. Glede na to je zelo težko podati točne usmeritve za nadaljnje delo, saj bi bilo potrebno analizo narediti še za kakšnega od zgoraj predlaganih načinov. Prednost hidrološke regionalizacije verjetnostnih analiz je v tem, da z združevanjem podatkov lahko v določenih primerih dosežemo boljše rezultate. Z večjo točnostjo lahko napovemo pretoke z zelo velikimi povratnimi dobami tudi za postaje, katerih merilni nizi so še zelo kratki in znašajo le nekaj let. V regije pa lahko kasneje tudi dodajamo nove postaje, ki so šele začele z delovanjem. Zaradi skupnih podatkov lahko tudi za njih že predvidimo pretoke z večjimi povratnimi dobami.

VIRI

Abdo, G., Sonbol, M., Willems, P. 2005. Flood Frequency Analysis of the Eastern Nile Rivers. V: Proceedings International Conference of UNESCO Flanders FIT FRIEND/Nile, Sharm El-Sheikh, Egypt: 12-14 November 2005: 14 str.

Acreman, M. C., Sinclair, C. D. 1986. Classification of Drainage Basins According to Their Physical Characteristics; an Application for Flood Frequency Analysis in Scotland. *Journal of Hydrology* 84, 34: 365–380.

Agencije republike Slovenije za okolje (ARSO). 2013.

<http://www.arso.gov.si/> (Pridobljeno 4. 3. 2013.)

Atiem, I. A., Hassan, B. G. H., Ping, F. 2012. Assessment of Regional Floods Using Cluster Analysis and Region of Influence (ROI) Method. 2012 International Conference on Future Environment and Energy in Singapore, February 26-28, 2012. (IPCBEE vol. 28).

<http://www.ipcbee.com/vol28/39-ICFEE2012-H016.pdf> (Pridobljeno 4. 3. 2013.)

Bat, M., Dolinar, M., Frantur, P., Hrvatin, M., Kobold, M., Kurnik, B., Nadbath, M., Ožura, V., Uhan, J., Ulaga, F. 2008. Vodna bilanca Slovenije 1971-2000. Water balance of Slovenia 1971-2000. Ljubljana, Ministrstvo za okolje in prostor, Agencija Republike Slovenije za okolje: 119 str.

Beguería, S. 2005. Uncertainties in partial duration series modelling of extremes related to the choice of the threshold value. *Journal of Hydrology* 303, 1-4: 215–230.

Bengston, H. Hydrology (Part 2) – Frequency Analysis of Flood Data. 2013.
<http://www.cedengineering.com/upload/Hydrology%202%20-%20Flood%20Data.pdf>
(Pridobljeno 13. 11. 2013.)

Bezak, N. 2012. Verjetnostna analiza visokovodnih konic z metodo vrednosti nad izbranim pragom in z metodo letnih maksimumov. Diplomska naloga. Ljubljana, Univerza v Ljubljani, Fakulteta za gradbeništvo in geodezijo (samozačenja N. Bezak): 106 str.

Brilly, M., Mikoš M., Šraj, M. 1999. Vodne ujme. Varstvo pred poplavami, erozijo in plazovi. Ljubljana, Univerza v Ljubljani, Fakulteta za gradbeništvo in geodezijo: 186 str.

Brilly, M., Šraj, M. 2005. Osnove hidrologije. Univerzitetni učbenik. Ljubljana, Univerza v Ljubljani, Fakulteta za gradbeništvo in geodezijo: 309 str.

Burn, D. H., Goel, N. K. 2000. The formation of groups for regional flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal* 45, 1: 97–112.

Chandra, M., Singpurwalla, N. D., Stephens, M. A. 1981. Kolmogorov Statistics for tests of fit for the extreme value and Weibull distributions. *Journal of the American Statistical Association* 76, 375: 729–731.

Chavoshi Borujeni, S., Azmin Sulaiman, W. N. 2009. Development of L-moment Based Models for Extreme Flood Events. *Malaysian Journal of Mathematical Sciences* 3, 2: 281–296.

Chowdhury, J. U., Stedinger, J. R., Lu, Li-H. 1991. Goodness-of-fit tests for regional generalized extreme value flood distribution. *Water Resources Research* 27, 7: 1765–1776.

Crochet, P. 2012. Evaluation of two delineation methods for regional flood frequency analysis in northern Iceland. Poročilo pripravljeno za Islandsko upravo za ceste Vegagerdin. Islandija, Vegagerdin: 55 str.

http://www.vedur.is/media/2012_013.pdf (Pridobljeno 4. 3. 2013.)

Crutcher, H. L. 1975. A note on the possible misuse of the Kolmogorov-Smirnov test. *Journal of Applied Meteorology* 14, 8: 1600–1603.

Das, S. 2010. Examination of Flood Estimation Techniques in the Irish Context. Doktorska dizertacija. Galway, Ireland, National University of Ireland Galway, Department of Engineering Hydrology: 236 str.

<http://aran.library.nuigalway.ie/xmlui/bitstream/handle/10379/1688/Appendix%20C.pdf?sequence=2> (Pridobljeno 22. 4. 2013.)

Dawdy, D. R., Griffis, V. W., Gupta, V. K. 2012. Regional Flood-Frequency Analysis: How We Got Here and Where We Are Going. *Journal of Hydrologic Engineering* 17, 19: 953–959.

Ferligoj, A. 1989. Ravzrščanje v skupine. Teorija in uporaba v družboslovju. Ljubljana, Jugoslovansko združenje za sociologijo, Sekcija za metodologijo in statistiko: 182 str.
http://dk.fdv.uni-lj.si/metodoloskizvezki/Pdfs/Mz_4Ferligoj.pdf (Pridobljeno 3. 3. 2013.)

Fovell, R. G., Fovell, M. C. 1993. Climate Zones of the Conterminous United States Defined Using Cluster Analysis. *Journal of Climate* 6, 11: 2103–2135.

<http://journals.ametsoc.org/doi/pdf/10.1175/1520-0442%281993%29006%3C2103%3ACZOTCU%3E2.0.CO%3B2> (Pridobljeno 3. 3. 2013.)

Haan, C. T. 2002. Statistical methods in hydrology. Iowa, Iowa State Press: 496 str.

Haile, A. T. 2011. Regional Flood Frequency Analysis in Southern Africa. Magistrsko delo.

Oslo, University of Oslo, Faculty of Mathematics and Natural Sciences: 113 str.

https://www.duo.uio.no/bitstream/handle/10852/12530/Alem_FINALTHESES%5B1%5D.pdf?sequence=1 (Pridobljeno 22. 4. 2013.)

Hassan, B. G. H., Atiem, I. A., Jianzhu, L., Ping, F. 2012. At Site and Regional Frequency Analysis for Sudan Annual Rainfall by Using the L-Moments and Nonlinear Regression Techniques. *International Journal of Engineering Research and Development* 3, 6: 13–19.

Hidrologija Slovenije. 2013.

http://sl.wikipedia.org/wiki/Hidrologija_Slovenije (Pridobljeno 20. 5. 2013.)

Hosking, J. R. M., Wallis, J. R. 1997. Regional frequency analysis: an approach based on L-moments. Cambridge, Cambridge University Press: 224 str.

Hosking, J. R. M. 2012. Package ‘lmomRFA’.

<http://cran.r-project.org/web/packages/lmomRFA/lmomRFA.pdf> (Pridobljeno 10. 5. 2013.)

Hussain, Z., Pasha, G. R. 2009. Regional Flood Frequency Analysis of the Seven Sites of Punjab, Pakistan, Using L-Moments. *Water Resources Management* 23, 10: 1917–1933.

Important Issues in Data Screening. 2013.

www.geography.unt.edu/.../week2handout-datascreening.doc (Pridobljeno 5. 3. 2013.)

Inštitut za vode republike Slovenije. 2013.

<http://www.izvrs.si/> (Pridobljeno 21. 4. 2013.)

Kachroo, R. K., Mkhandi, S. H., Parida, B. P. 2000. Flood frequency analysis of southern Africa: I. Delineation of homogeneous regions. *Hydrological Sciences Journal* 45, 3: 437–447.

Karim, A., Chowdhury, J. U. 1995. A comparison of four distributions used in flood frequency analysis in Bangladesh. *Hydrological Sciences Journal* 40, 1: 55–66.

Kim, S., Kho, Y., Shin, H., Heo, J. H. 2008. Derivation of the probability plot correlation coefficient test statistics for the generalized logistic and the generalized Pareto distributions. V: Proceedings of the World Environmental and Water Resources Congress. Ahupua'a, USA. 12-16 May, 2008.

http://hydroeng.yonsei.ac.kr/data_files/DerivationoftheProbabilityPlotCorrelationCoefficientTestStatisticsfortheGeneralizedLogisticandtheGeneralizedParetoDistributions.pdf (Pridobljeno 20. 4. 2013.)

Kobold, M. 2006. Visoke vode in poplave med 20. in 23. avgustom 2005. *Ujma* 2006, 20: 48–55.

Košmelj, K. Breskvar Žaucer L. 2006. Metode za razvrščanje enot v skupine; osnove in primer. *Acta agriculturae Slovenica* 87, 2: 299–310.

<http://aas.bf.uni-lj.si/september2006/11kosmelj.pdf> (Pridobljeno 3. 3. 2013.)

Kozelj, D., Kozelj, K., Steinman, F., Gosar, L. 2008. Poplavna ogroženost in posledice dogodkov preostalega tveganja. *Ujma*, 22: 145–151.

Kramar Fijavž, M. 2011. Matematična analiza IV. Študijsko gradivo.

<http://ucilnica1011.fqq.uni-lj.si/file.php/30/predavanja/ma4-1011-1-izrocki.pdf> (Pridobljeno 21. 2. 2011.)

Kumar Kar, A., Goel, N. K., Lohani, A. K., Roy, G.P. 2012. Application of Clustering Techniques Using Prioritized Variables in Regional Flood Frequency Analysis – Case Study of Mahanadi Basin. *Journal of Hydrologic Engineering* 17, 1: 213–223.

Lilliefors, H. W. 1967. On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. *Journal of the American Statistical Association* 62, 318: 399–402.

Lu, L. H., Stedinger, J. R. 1992. Sampling variance of normalized GEV/PWM quantile estimators and a regional homogeneity test. *Journal of Hydrology* 138, 1–2: 223–245.

Maleki-Nezhad, H. 2007. Regional Flood Frequency Analysis Using L-moment Approach. V: Proceedings of 7th International Congress on Civil Engineering: 7 str.

<http://iransaze.com/files-for-download/maghale/haftomin%20konferanse%20sarasari%20mohandsi%20omran/latin/E1226.pdf> (Pridobljeno 13. 11. 2013.)

Martel, B., Ouarda, T. B. M. J., Barbet, M., Bruneau, P., Latraverse, M., Kamali Nezhad, M.

2011. Regional frequency analysis of autumnal floods in the province of Quebec, Canada.

Natural Hazards 59, 2: 681-698.

Millington, N., Das, S., Simonovic, S. P. 2011. The Comparison of GEV, Log-Pearson Type 3 and Gumbel Distributions in the Upper Thames River Watershed under Global Climate Models. Raziskovalno poročilo o vodnih sredstvih. London, Ontario, Canada, The University of Western Ontario, Department of Civil and Environmental Engineering: 52 str.

Mkhandi, S. H., Kachroo, R. K., Gunasekara, T. A. G. 2000. Flood frequency analysis of southern Africa: II. Identification of regional distributions. Hydrological Sciences Journal 45, 3: 449–464.

Neppel, L., Renard, B., Lang, M. et al. 2010. Flood frequency analysis using historical data: accounting for random and systematic errors. Hydrological Sciences Journal 55, 2: 192–208.

NIST/SEMATECH e-Handbook of Statistical Methods. 2013.

<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/> (Pridobljeno 22. 4. 2013.)

Norbiato, D., Borga, M., Sangati, M., Zanon, F. 2007. Regional frequency analysis of extreme precipitationin in the eastern Italian Alps and the August 29, 2003 flash flood. Journal of Hydrology 345, 3-4: 149–166.

Parida, B. P., Kachroo, R. K., Shrestha, D. B. 1998. Regional Flood Frequency Analysis of Mahi-Sabarmati Basin (Subzone 3-a) using Index Flood Procedure with L-Moments. Water Resources Management 12, 1: 1–12.

Pearson, C. P. 1991. Regional Flood Frequency Analysis for Small New Zeland Basins 2. Flood Frequency Groups. Journal of Hydrology (New Zeland), 30: 77–92.

http://www.hydrologynz.org.nz/downloads/20120611-085227-JoHNZ_v30_2_pearson2.pdf (Pridobljeno 9. 4. 2013.)

Petan, S. 2013. Izbera ustreznih vodomernih postaj za analizo. Osebna komunikacija. (12. 2. 2013.)

R (programming language). 2013.

[http://en.wikipedia.org/wiki/R_\(programming_language\)](http://en.wikipedia.org/wiki/R_(programming_language)) (Pridobljeno 2. 5. 2013.)

Roald, L. A. 1989. Application of regional flood frequency analysis to basins in northwest europe. V: Roald, L. (ur.), Nordseth, K. (ur.), Anker Hassel, K. (ur.). V: FRIENDS in Hydrology: proceedings of an international conference at Bolkesjø, Norway, April 1-6, 1989. United Kingdom, IAHS Press, IAHS Publication 187: 163–173.

Robson, A. J., Reed, D. W. 1999. Statistical procedures for flood frequency estimation. Volume 3 of the Flood Estimation Handbook. Center for Ecology & Hydrology: 338 str.

RStudio IDE. 2013.

<http://www.rstudio.com/ide/> (Pridobljeno 2. 5. 2013.)

Schaefer, M. G., Barker, B. L., Taylor, G. H., Wallis, J. R. 2008. Regional Precipitation-Frequency Analysis and Spatial Mapping of 24-Hour Precipitation for Oregon. Končno poročilo. Salem, ZDA, Oregon Department of Transportation in Washington DC, ZDA, Federal Highway Administration: 63 str.

Schaefer, M. G. 1990. Regional analyses of precipitation annual maxima in Washington state. Water Resources Research 26, 1: 119–131.

Seznam vodomernih postaj. 2012.

http://www.arsoprov.si/vode/podatki/arhiv/hidroloski_arhiv.html (Pridobljeno 5. 12. 2012.)

Statistics Lecture. 2013.

<http://ordination.okstate.edu/STATS.htm> (Pridobljeno 28. 4. 2013.)

Statistični urad republike Slovenije, Ocenjena škoda po vzroku elementarne nesreče. 2013.

http://pxweb.stat.si/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=2708901S&ti=&path=../Database/Okolje/27_okolje/05_Nesrece/27089_ocenjena_skoda/&lang=2 (Pridobljeno 21. 4. 2013.)

Shu, C., Burn, D. H. 2003. Spatial patterns of homogeneous pooling groups for flood frequency analysis. Hydrological Sciences Journal 48, 4: 601–618.

Stephens, M. A. 1979. Tests of fit for the logistic distribution based on the empirical distribution function. *Biometrika* 66, 3: 591–595.

Sveinsson, O. G. B., Boes, D. C., Salas, J. D. 2001. Population index flood method for regional frequency analysis. *Water Resources Research* 37, 11: 2733–2748.

Sveinsson, O. G. B., Salas, J. D., Boes, D. C. 2002. Regional Frequency Analysis of Extreme Precipitationin Northeastern Colorado and Fort Collins Flood of 1997. *Journal of Hydrologic Engineering* 7, 1: 49–63.

The R Project. 2013.

<http://www.r-project.org/> (Pridobljeno 2. 5. 2013.)

Turk, G. 2012. Verjetnostni račun in statistika. Ljubljana, Univerza v Ljubljani, Fakulteta za gradbeništvo in geodezijo: 264 str.

Uprava republike Slovenije za zaščito in reševanje. 2013.

<http://www.sos112.si/slo/page.php?src=og12.htm> (Pridobljeno 23. 4. 2013.)

Vogel, R. M. 1986. The probability plot correlation coefficient test for the normal, lognormal, and Gumbel distributional hypotheses. *Water Resources Research* 22, 4: 587–590.

Vogel, R. W., McMartin, D. E. 1991. Probability plot goodness-of-fit and skewness estimation procedures for the Pearson type 3 distribution. *Water Resources Research* 27, 12: 3149–3158.

Vose, D. 2010. Fitting distributions to data and why are you probably doing it wrong: 16 str.

<http://www.vosesoftware.com/whitepapers/Fitting%20distributions%20to%20data.pdf>

(Pridobljeno 28. 4. 2013.)

Willems, O., Sonbol, M., Abdo, G., et al. 2009. Regional Flood Frequency Analysis in The Nile Basin. Academie Royale des Sciences d'Outre-Mer: 18 str.

http://www.unesco.org/new/fileadmin/MULTIMEDIA/FIELD/Cairo/pdf/REGIONAL_FLOOD_FREQUENCY_ANALYSIS.pdf (Pridobljeno 20. 4. 2013.)

Wiltshire, S. E. 1985. Grouping basins for regional flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal* 30, 1: 151–159.

Yang, T., Xu, C.-Y., Shao, Q.-X., Chen, X. 2010. Regional flood frequency and spatial patterns analysis in the Pearl River Delta region using L-moments approach. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment 24, 2:165–182.

http://folk.uio.no/chongyux/papers_SCI/SERRA_7.pdf (Pridobljeno 13. 11. 2012.)

Yirefu, S. M. 2010. Regional Flood Frequency Analysis upstream of Awash With the Confluence of Kesem River. Magistrsko delo. Addis Abeba (Etiopija), Addis Abeba University: 98 str.

Zakaullah, U., Saeed, M. M., Ahmad, I., Nabi, G. 2012. Flood frequency analysis of homogeneous regions of Jhelum River Basin. International Journal of Water Resources and Environmental Engineering 4, 5: 144–179.

<http://www.academicjournals.org/ijwree/PDF/pdf%202012/May/Zakaullah%20et%20al.pdf>
(Pridobljeno 4. 3. 2013.)

Zakon o vodah (ZV-1). Uradni list RS št. 67/2002.

»Ta stran je namenoma prazna«

KAZALO PRILOG

PRILOGA A: SEZNAM IN KARTA VSEH OBRAVNAVANIH VODOMERNIH POSTAJ.....	A1
PRILOGA B: L-MOMENTI IN NJIHOVA RAZMERJA ZA OBRAVNANAVANE VODOMERNE POSTAJE	B1
PRILOGA C: VREDNOSTI SPREMENLJIVK, UPORABLJENIH PRI REGIONALIZACIJI... C1	
PRILOGA D: IZPIS REZULTATOV DELITVE POSTAJ PO HIDROLOŠKIH REGIJAH Z METODO VODITELJEV	D1
PRILOGA E: RAZDELITEV POSTAJ PO KONČNIH HIDROLOŠKIH REGIJAH IN PRIKAZ NA KARTI	E1
PRILOGA F: REZULTATI TESTOV USTREZNOSTI IN MEJNE VREDNOSTI ZA TEST KOLMOGOROV-SMIRNOV	F1
PRILOGA G: MEJNE VREDNOSTI TESTNE STATISTIKE D TESTA KOLMOGOROV- SMIRNOV ZA RAZLIČNE PORAZDELITVE	G1
PRILOGA H: QQ DIAGRAMI POSAMEZNIH VODOMERNIH POSTAJ	H1
PRILOGA I: KARTA VODOMERNIH POSTAJ PO REGIJAH, KI SO BILE DOBLJENE S SUBJEKTIVNO METODO	I1

»Ta stran je namenoma prazna«

PRILOGA A: SEZNAM IN KARTA VSEH OBRAVNAVANIH VODOMERNIH POSTAJ

ŠIFRA	IME	VODOTOK	OBDOBJE MERITEV	DOLŽINA NIZA
1060	Gornja Radgona I	Mura	1946 - 2010	61
1070	Petanjci	Mura	1956 - 2010	54
1140	Pristava I	Ščavnica	1975 - 2010	57
1138	Pristava		1954 - 1974	
1165	Nuskova	Ledava	1993 - 2010	30
1160	Sotina		1981 - 1992	
1220	Polana I	Ledava	1962 - 2010	55
1210	Polana		1956 - 1961	
1260	Čentiba	Ledava	1969 - 2010	42
1300	Martjanci	Martjanski potok	1970 - 2010	26
1310	Kobilje	Kobiljski potok	1973 - 2010	31
1355	Hodoš I	Velika Krka	2008 - 2010	37
1350	Hodoš		1974 - 2007	
2150	Borl	Drava	1954 - 2010	22
2220	Črna	Meža	1970 - 2010	41
2250	Otiški vrh I	Meža	1953 - 2010	58
2370	Dovže I	Mislinja	1970 - 2010	41
2390	Otiški vrh I	Mislinja	1973 - 2010	38
2432	Muta I	Bistrica	2005 - 2010	57
2430	Muta		1954 - 2004	
2530	Ruta	Radoljna	1973 - 2010	36
2600	Zreče	Dravinja	1973 - 2010	38
2620	Loče	Dravinja	1955 - 2010	20
2640	Makole	Dravinja	1973 - 2010	38
2652	Videm	Dravinja	1946 - 1971 in 2000 naprej	61
2650	Videm I		1972 - 1999	
2719	Podlehnik I	Rogatnica	2007 - 2010	36
2720	Podlehnik		1975 - 2006	
2754	Tržec	Polskava	1953 - 1976 in 1991 naprej	58
2750	Tržec I		1977 - 1990	
2880	Gočova	Pesnica	1970 - 2010	41
2900	Zamušani I	Pesnica	1961 - 2010	60
2902	Zamušani		1946 - 1960	
3060	Jesenice	Sava Dolinka	1918 - 2010	61
3080	Blejski Most	Sava Dolinka	1963 - 2010	36
3180	Podhom	Radovna	1933 - 2010	61
3200	Sveti Janez	Sava Bohinjka	1951 - 2010	60

Se nadaljuje ...

... nadaljevanje.

3250	Bodešče	Sava Bohinjka	1951 - 2010	23
3320	Bohinjska Bistrica	Bistrica	1968 - 2010	43
3400	Mlino I	Jezernica	1956 - 2010	55
3420	Radovljica I		1953 - 2010	
3410	Radovljica	Sava	1910 - 1952	61
3465	Okroglo	Sava	1987 - 2010	23
3530	Medno	Sava	1980 - 2010	31
3570	Šentjakob	Sava	1926 - 2010	61
3650	Litija I		1953 - 2010	
3660	Litija	Sava	1895 - 1952	61
3725	Hrastnik	Sava	1993 - 2010	18
3740	Radeče	Sava	1909 - 2010	61
4025	Ovsiše II		2005 - 2007	
4020	Ovsiše I	Lipnica	1955 - 2000	49
4050	Preska	Tržiška Bistrica	1958 - 2010	52
4120	Kokra I		1957 - 2010	
4130	Kokra	Kokra	1926 - 1956	61
4200	Suha I		1953 - 2010	
4190	Suha	Sora	1945 - 1952	60
4230	Zminec		1954 - 1967 in 1990 naprej	
4240	Zminec I	Poljanska Sora	1968 - 1989	54
4270	Železniki	Selška Sora	1991 - 2010	20
4298	Vešter	Selška Sora	1989 - 2010	22
4400	Kamnik I	Kamniška Bistrica	1957 - 2006	
4410	Kamnik		1926 - 1956	61
4430	Vir	Kamniška Bistrica	1978 - 2010	20
4520	Podrečje	Rača	1981 - 2010	29
4570	Topole	Pšata	1989 - 2010	22
4626	Zagorje II		2006 - 2010	
4630	Zagorje I	Medija	1979 - 2000	56
4628	Zagorje		1947 - 1979	
4695	Jelovec	Mirna	1991 - 2010	20
4705	Orešje	Sevnična	1995 - 2010	15
4740	Rakovec I		1965 - 2010	
4750	Rakovec	Sotla	1926 - 1964	61
4770	Sodna vas II		2001 - 2010	
4760	Sodna vas I	Mestinjščica	1987 - 2000	41
4761	Sodna vas		1965 - 1985	
4820	Petrina	Kolpa	1952 - 2010	59

Se nadaljuje ...

... nadaljevanje.

4850	Radenci II		1978 - 2010	
4840	Radenci I	Kolpa	1957 - 1977	61
4830	Radenci		1947 - 1956	
4860	Metlika	Kolpa	1926 - 2010	61
4970	Gradac	Lahinja	1952 - 2010	59
5030	Vrhnika II	Ljubljanica	1961 - 2010	50
5078	Moste I	Ljubljanica	2006 - 2010	61
5080	Moste		1924 - 2005	
5240	Verd I	Ljubija	1960 - 2009	58
5250	Verd		1952 - 1959	
5270	Bistra I	Bistra	1970 - 2010	41
5330	Borovnica	Borovniščica	1954 - 2010	52
5500	Dvor	Gradaščica	1979 - 2010	31
5770	Cerknica I	Cerkniščica	1961 - 2010	56
5772	Cerknica		1954 - 1960	
5880	Hasberg	Unica	1926 - 2010	61
6020	Solčava I	Savinja	1959 - 2010	60
6010	Solčava		1949 - 1958	
6060	Nazarje	Savinja	1926 - 2011	61
6068	Letuš I	Savinja	1993 - 2010	
6070	Letuš		1954 - 1990	36
6200	Laško I	Savinja	1953 - 2010	
6202	Laško		1907 - 1952	61
6210	Veliko Širje I	Savinja	1967 - 2010	54
6208	Veliko Širje		1955 - 1966	
6240	Kraše	Dreta	1959 - 2010	52
6300	Šoštanj	Paka	1920 - 2011	61
6340	Rečica	Paka	1972 - 2010	39
6415	Gaberke	Velunja	1986 - 2010	25
6550	Dolenja vas II	Bolska	1952 - 2010	56
6630	Levec I	Ložnica	1967 - 2010	
6620	Levec		1954 - 1966	57
6691	Črnolica I	Voglajna	2008 - 2010	
6690	Črnolica		1959 - 2007	52
6720	Celje II	Voglajna	1967 - 2010	44
6790	Škofja vas	Hudinja	1983 - 2010	28
7030	Podbukovje	Krka	1959 - 2010	52
7110	Gorenja Gomila	Krka	1962 - 2010	49
7160	Podbočje	Krka	1926 - 2010	61
7340	Prečna	Prečna	1953 - 2010	58
7380	Škocjan	Radulja	1961 - 2010	50
8031	Kršovec I	Soča	2003 - 2010	
8030	Kršovec		1945 - 2002	61

Se nadaljuje ...

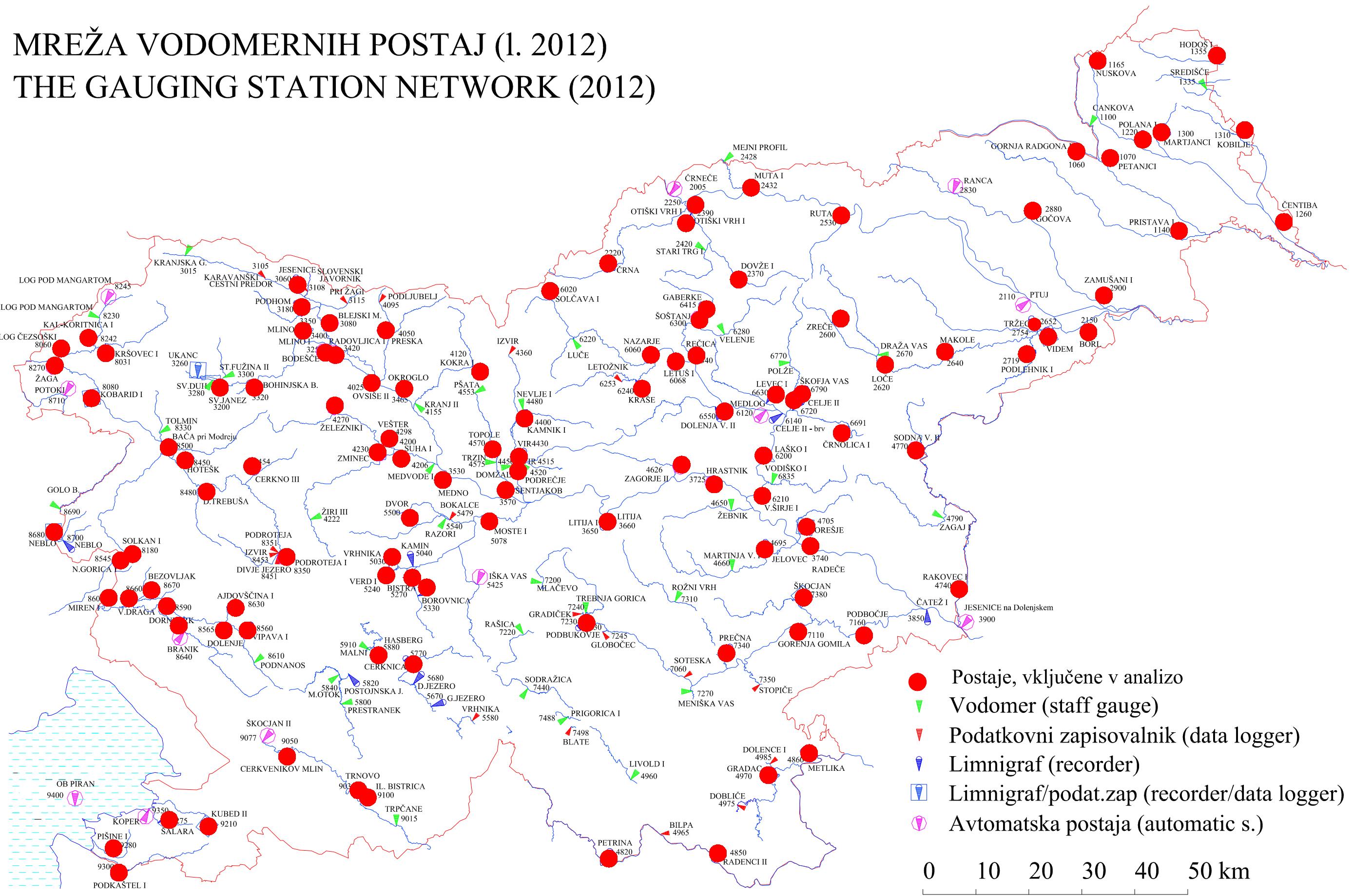
... nadaljevanje.

8060	Log Čezsoški	Soča	1928 - 2010	61
8080	Kobarid I	Soča	1941 - 2010	61
8180	Solkan I	Soča	1980 - 2010	
8190	Solkan		1945 - 1979	61
8242	Kal - Koritnica I	Koritnica	2007 - 2010	
8240	Kal - Koritnica		1954 - 2005	56
8270	Žaga	Učja	1954 - 2010	57
8350	Podroteinja I	Idrijca	1977 - 2010	
8360	Podroteinja		1954 - 1976	57
8450	Hotešk	Idrijca	1949 - 2010	61
8454	Cerkno III	Cerknica	2006 - 2010	
8455	Cerkno II		1992 - 2005	
8457	Cerkno I		1981 - 1989	
8460	Cerkno		1956 - 1980	
8480	Dolenja Trebuša	Trebuša	1954 - 2010	57
8500	Bača pri Modreju	Bača	1940 - 2010	61
8545	Nova Gorica I	Koren	1986 - 2010	
8540	Nova Gorica		1982 - 1985	29
8560	Vipava I	Vipava	1960 - 2010	
8550	Vipava		1948 - 1959	61
8565	Dolenje	Vipava	1991 - 2010	20
8590	Dornberk	Vipava	1951 - 2010	59
8601	Miren I	Vipava	2004 - 2010	
8600	Miren		1950 - 2003	61
8630	Ajdovščina I	Hubelj	1955 - 2010	56
8660	Volčja Draga	Lijak	1989 - 2010	22
8670	Brezovljak	Vogršček	1983 - 2010	21
8680	Neblo	Reka	1982 - 2010	29
9030	Trnovo	Reka	1952 - 2010	26
9050	Cerkvenikov mlin	Reka	1952 - 2010	59
9100	Ilirska Bistrica	Bistrica	1958 - 2010	22
9210	Kubed II		1965 - 2010	
9220	Kubed I	Rižana	1947 - 1964	
9230	Kubed		1924 - 1939	61
9275	Šalara	Badaševica	1994 - 2010	17
9280	Pišine I	Drnica	1994 - 2010	17
9300	Podkaštel	Dragonja	1955 - 2010	31

Na priloženi karti so z rdečimi točkami označene vse vodomerne postaje, ki so bile vključene v analizo. Karta je povzeta po tisti, ki je objavljena na spletni strani ARSO (http://www.arso.gov.si/vode/podatki/arhiv/hidroloski_arhiv.html).

MREŽA VODOMERNIH POSTAJ (1. 2012)

THE GAUGING STATION NETWORK (2012)



**PRILOGA B: L-MOMENTI IN NJIHOVA RAZMERJA ZA OBRAVNANAVANE
 VODOMERNE POSTAJE**

ŠIFRA	VODOMERNA POSTAJA	DOLŽINA NIZA	I ₁	t	t ₃	t ₄
1060	Gornja Radgona	61	703,6330	0,2224	0,1361	0,0574
1070	Petanjci	54	737,4464	0,2300	0,0875	0,0449
1140	Pristava	57	29,5933	0,2495	0,1021	0,1197
1165	Nuskova	30	10,5085	0,4318	0,3332	0,1229
1220	Polana	55	32,4607	0,3151	0,1607	0,0973
1260	Čentiba	42	48,6762	0,2493	0,0932	0,1825
1300	Martjanci	26	7,8958	0,4413	0,2925	0,2354
1310	Kobilje	31	12,1727	0,3057	0,2702	0,1203
1355	Hodoš	37	20,9004	0,3927	0,2541	0,0830
2150	Borl	22	1015,7548	0,2068	-0,0435	0,1631
2220	Črna	41	26,9872	0,1680	0,0919	0,1624
2250	Otiški Vrh - Meža	58	150,8923	0,2342	0,2508	0,1919
2370	Dovže	41	27,0856	0,2850	0,1768	0,1149
2390	Otiški Vrh - Mislinja	38	78,0886	0,2673	0,2555	0,0967
2432	Muta	57	19,4756	0,2764	0,2755	0,1370
2530	Ruta	36	29,8663	0,2445	0,0365	0,0543
2600	Zreče	38	10,6484	0,3260	0,2539	0,1765
2620	Loče	20	47,6451	0,1884	0,0488	0,1690
2640	Makole	38	70,6368	0,2084	0,1255	0,1025
2652	Videm	61	138,5103	0,2315	0,1695	0,1499
2719	Podlehnik	36	14,2245	0,1397	0,1852	0,3621
2754	Tržec	58	31,8248	0,2931	0,1343	0,0846
2880	Gočova	41	35,2740	0,2307	0,0327	0,0795
2900	Zamušani	60	69,6512	0,2520	0,0631	0,0554
3060	Jesenice	61	81,7493	0,2660	0,3171	0,2502
3080	Blejski Most	36	162,0364	0,2343	0,1584	0,0240
3180	Podhom	61	70,3256	0,1645	0,1386	0,0861
3200	Sveti Janez	60	101,3051	0,2100	0,1840	0,1127
3250	Bodešče	23	322,8662	0,1846	0,2039	0,1658
3320	Bohinjska Bistrica	43	44,5276	0,1851	0,2710	0,2962
3400	Mlino	55	1,8618	0,2840	0,2168	0,1712
3420	Radovljica	61	419,5181	0,1931	0,1205	0,0912
3465	Okroglo	23	521,5147	0,2167	0,1792	0,0099
3530	Medno	31	852,3737	0,1704	0,1268	0,0265
3570	Šentjakob	61	855,0521	0,1758	0,0659	0,0617
3650	Litija	61	1211,0876	0,1848	0,1245	0,1003
3725	Hrastnik	18	1284,8162	0,1735	0,2364	0,0420

Se nadaljuje ...

... nadaljevanje.

3740	Radeče	61	1737,2131	0,1890	0,2254	0,1202
4025	Ovsiše	49	41,2891	0,2437	0,1946	0,1647
4050	Preska	52	65,3053	0,2345	0,1596	0,1294
4120	Kokra	61	91,8940	0,2310	0,1022	0,0693
4200	Suha	60	323,0287	0,1945	0,0989	0,1525
4230	Zminec	54	163,8172	0,1826	0,0151	0,1639
4270	Železniki	20	93,9697	0,3019	0,4702	0,3755
4298	Vešter	22	183,9208	0,2683	0,2386	0,0850
4400	Kamnik	61	97,9604	0,2297	0,1827	0,1552
4430	Vir	20	113,0950	0,2215	0,3186	0,2544
4520	Podrečje	29	50,6241	0,1965	0,0965	0,1825
4570	Topole	22	31,4687	0,1390	0,3715	0,2631
4626	Zagorje	56	50,0300	0,3504	0,2906	0,1570
4695	Jelovec	20	61,3024	0,1971	0,2329	0,3111
4705	Orešje	15	14,6371	0,4072	0,5471	0,5847
4740	Rakovec	61	124,0560	0,2864	0,1967	0,1056
4770	Sodna vas	41	23,2789	0,2779	0,2454	0,0369
4820	Petrina	59	440,2635	0,1411	0,0350	0,1562
4850	Radenci	61	677,5390	0,1312	-0,0537	0,1406
4860	Metlika	61	798,7083	0,1212	-0,0586	0,1151
4970	Gradac	59	65,2301	0,1696	0,1664	0,2827
5030	Vrhniška	50	93,5887	0,0449	0,0832	0,2777
5078	Moste	61	263,3767	0,0802	0,0111	0,0806
5240	Verd	58	20,7283	0,0417	0,1454	0,1530
5270	Bistra	41	16,3096	0,0439	0,1222	0,2334
5330	Borovnica	52	23,8945	0,2065	0,0440	0,1402
5500	Dvor	31	44,7799	0,1397	0,1410	0,3177
5770	Cerknica	56	25,5071	0,2607	0,1870	0,1117
5880	Hasberg	61	72,9876	0,0702	0,0662	0,1183
6020	Solčava	60	37,7418	0,2987	0,3010	0,2382
6060	Nazarje	61	254,7752	0,1996	0,3272	0,2545
6068	Letuš	36	300,0103	0,2377	0,3729	0,2461
6200	Laško	61	653,4170	0,2151	0,2199	0,1649
6210	Veliko Širje	54	646,2628	0,2362	0,2799	0,1939
6240	Kraše	52	122,7111	0,2200	0,1398	0,1668
6300	Šoštanj	61	55,2190	0,2650	0,3803	0,3070
6340	Rečica	39	85,9365	0,3096	0,3206	0,1999
6415	Gaberke	25	16,6358	0,4139	0,4888	0,4179
6550	Dolenja vas	56	73,7145	0,2491	0,1846	0,2135
6630	Levec	57	54,9778	0,2132	0,0149	0,1135
6691	Črnolica	52	21,7788	0,4419	0,2562	0,1047
6720	Celje	44	60,1760	0,2030	0,1370	0,1323
6790	Škofja vas	28	65,6353	0,2363	0,2313	0,3428

Se nadaljuje ...

... nadaljevanje.

7030	Podbukovje	52	56,0551	0,1375	0,0799	0,2282
7110	Gorenja Gomila	49	219,0830	0,0778	0,0533	0,3759
7160	Podbočje	61	312,2603	0,0855	-0,0154	0,2342
7340	Prečna	58	17,7774	0,1077	0,2561	0,4237
7380	Škocjan	50	26,5110	0,2011	0,1435	0,2181
8031	Kršovec	61	152,3580	0,2242	0,2690	0,2938
8060	Log Čezsoški	61	313,4028	0,1785	0,0072	0,1420
8080	Kobarid	61	431,3625	0,1485	0,0120	0,1820
8180	Solkan	61	1311,7256	0,1968	0,0693	0,0317
8242	Kal - Koritnica	56	76,0479	0,3090	0,4134	0,3308
8270	Žaga	57	119,8915	0,2240	0,2546	0,1826
8350	Podroteja	57	187,0868	0,2018	0,0635	0,0781
8450	Hotešk	61	485,0743	0,1814	0,0768	0,1477
8454	Cerkno	52	24,9342	0,2656	0,3116	0,2924
8480	Dolenja Trebuša	57	44,5349	0,2133	0,2416	0,1896
8500	Bača	61	132,4097	0,2317	0,0782	0,0489
8545	Nova Gorica	29	9,0392	0,1569	0,2430	0,3551
8560	Vipava	61	52,8452	0,1001	0,1932	0,1863
8565	Dolenje	20	157,6134	0,1293	0,0811	0,2337
8590	Dornberk	59	175,4126	0,1221	0,1840	0,2012
8601	Miren	61	245,1428	0,1404	0,0758	0,1076
8630	Ajdovščina	56	32,2537	0,1648	0,0248	0,1235
8660	Volčja Draga	22	55,4622	0,1450	0,0769	0,1810
8670	Brezovljak	21	11,9222	0,3552	0,0394	0,0049
8680	Neblo	29	41,6774	0,2199	0,0717	0,0864
9030	Trnovo	26	90,8089	0,2478	0,3161	0,2345
9050	Cerkvenikov Mlin	59	183,6410	0,1816	0,0127	0,0402
9100	Ilirska bistrica	22	10,8324	0,3373	0,3144	0,0749
9210	Kubed	61	51,3824	0,1976	0,2383	0,2253
9275	Šalara	17	5,4899	0,2831	0,0596	0,0550
9280	Pišine	14	10,2834	0,2542	0,1841	0,1294
9300	Podkaštel	31	47,1973	0,3200	0,2496	0,1100

»Ta stran je namenoma prazna«

PRILOGA C: VREDNOSTI SPREMENLJIVK, UPORABLJENIH PRI REGIONALIZACIJI

ŠIFRA	VODOMERNA POSTAJA	LON [°]	LAT [°]	KOTA 0 [m n. v.]	ZALEDJE [km ²]	PADAVINE [mm]
1060	GORNJA RADGONA I	15,9956	46,6811	202,338	10197,20	
1070	PETANJCI	16,0543	46,6485	193,763	10391,44	
1140	PRISTAVA I	16,2318	46,5186	169,768	272,54	959
1165	NUSKOVA	16,0275	46,8101	232,149	56,57	862
1220	POLANA I	16,1377	46,6777	191,399	208,21	894
1260	ČENTIBA	16,4776	46,5353	154,670	861,69	850
1300	MARTJANCI	16,1858	46,6862	189,340	28,11	892
1310	KOBILJE	16,3895	46,6888	183,810	48,66	864
1355	HODOŠ I	16,3219	46,8142	224,820	107,14	863
2150	BORL	15,9962	46,3710	201,486	14661,50	1282
2220	ČRNA	14,8482	46,4703	573,416	94,77	1608
2250	OTIŠKI VRH I	15,0260	46,5777	333,966	550,89	1356
2370	DOVŽE I	15,1511	46,4547	517,389	72,59	1485
2390	OTIŠKI VRH I	15,0374	46,5674	344,735	230,89	1322
2432	MUTA I	15,1636	46,6121	325,757	146,55	
2530	RUTA	15,4235	46,5587	298,945	74,14	1490
2600	ZREČE	15,3816	46,3810	305,723	41,43	1457
2620	LOČE	15,4937	46,3015	266,460	175,08	1270
2640	MAKOLE	15,6705	46,3194	240,220	301,52	1259
2652	VIDEM	15,9032	46,3682	209,044	764,00	1259
2719	PODLEHNIK I	15,8811	46,3297	223,262	57,26	1208
2754	TRŽEC	15,8781	46,3636	214,315	188,27	1259
2880	GOČOVA	15,8700	46,5562	224,460	281,14	1046
2900	ZAMUŠANI I	16,0340	46,4141	201,856	477,80	1036
3060	JESENICE	14,0511	46,4347	566,433	257,56	2152
3080	BLEJSKI MOST	14,1346	46,3676	427,946	505,40	2085
3180	PODHOM	14,0857	46,3934	566,067	166,79	2329
3200	SVETI JANEZ	13,8866	46,2783	524,948	93,99	2955
3250	BODEŠČE	14,1419	46,3419	413,897	363,91	2069
3320	BOHINJSKA BISTRICA	13,9498	46,2736	504,330	13,44	2935
3400	MLINO I	14,0988	46,3569	467,515	8,61	
3420	RADOVLJICA I	14,1654	46,3400	408,086	907,97	
3465	OKROGLO	14,3196	46,2555	355,702	1201,48	1879
3530	MEDNO	14,4405	46,1225	300,273	2201,45	1605
3570	ŠENTJAKOB	14,5824	46,0840	268,185	2284,80	1983
3650	LITIJA I	14,8229	46,0556	230,444	4821,43	1405
3725	HRASTNIK	15,0906	46,1220	193,850	5176,79	1334
3740	RADEČE	15,1812	46,0715	184,111	7083,70	1698

Se nadaljuje ...

... nadaljevanje.

4025	OVIŠE II	14,2582	46,2886	375,154	56,47	1895
4050	PRESKA	14,2996	46,3578	488,734	121,00	1951
4120	KOKRA I	14,4991	46,3068	522,847	112,34	1931
4200	SUHA I	14,3260	46,1620	329,470	566,34	1981
4230	ZMINEC	14,2905	46,1534	343,313	305,51	1919
4270	ŽELEZNIKI	14,1618	46,2220	447,397	104,10	2162
4298	VEŠTER	14,2850	46,1722	358,186	213,76	1888
4400	KAMNIK I	14,6131	46,2241	370,799	194,78	1863
4430	VIR	14,6039	46,1480	301,203	207,78	
4520	PODREČJE	14,6092	46,1420	297,467	164,06	1420
4570	TOPOLE	14,5627	46,1738	320,188	93,79	1571
4626	ZAGORJE II	14,9963	46,1276	232,210	96,39	1399
4695	JELOVEC	15,2303	45,9886	208,935	270,00	1244
4705	OREŠJE	15,2951	46,0371	221,81	39,71	1302
4740	RAKOVEC I	15,7052	45,9209	139,210	559,99	1182
4770	SODNA VAS II	15,6012	46,1729	192,694	132,92	1218
4820	PETRINA	14,8522	45,4639	219,683	460,00	2196
4850	RADENCI II	15,0919	45,4647	175,246	1191,00	1702
4860	METLIKA	15,3230	45,6343	127,180	2002,00	1343
4970	GRADAC	15,2426	45,6154	128,998	221,32	1361
5030	VRHNIKA II	14,3050	45,9663	284,650		
5078	MOSTE I	14,5444	46,0554	281,293	1762,32	1529
5240	VERD I	14,3087	45,9573	286,283		
5270	BISTRA I	14,3393	45,9498	286,498		
5330	BOROVNICA	14,3699	45,9158	294,552	34,89	1714
5500	DVOR	14,3449	46,0623	341,122	78,67	1761
5770	CERKNICA I	14,3646	45,7937	559,583	47,29	1727
5880	HASBERG	14,2638	45,8287	444,980		
6020	SOLČAVA I	14,6929	46,4197	636,011	63,70	1900
6060	NAZARJE	14,9525	46,3213	336,970	457,30	1647
6068	LETUŠ I	15,0044	46,3262	313,444	529,70	1458
6200	LAŠKO I	15,2336	46,1540	215,025	1663,60	1433
6210	VELIKO ŠIRJE I	15,1924	46,0919	189,957	1841,90	1287
6240	KRAŠE	14,9001	46,2848	368,642	100,84	1641
6300	ŠOŠTANJ	15,0484	46,3757	352,983	131,20	1328
6340	REČICA	15,0384	46,3211	305,089	205,40	1362
6415	GABERKE	15,0778	46,3931	385,350	28,85	
6550	DOLENJA VAS II	15,0952	46,2389	267,185	169,50	1455
6630	LEVEC I	15,2199	46,2438	240,951	102,89	1284
6691	ČRNOVICA I	15,4228	46,1998	263,070	54,72	1245
6720	CELJE II	15,2834	46,2321	234,073	202,20	1260
6790	ŠKOFJA VAS	15,2867	46,2647	243,807	156,50	1284
7030	PODBUKOVJE	14,7859	45,8768	259,224	321,44	1445

Se nadaljuje ...

... nadaljevanje.

7110	GORENJA GOMILA	15,2857	45,8676	148,816	1865,71	1465
7160	PODBOČJE	15,4555	45,8644	146,323	2238,12	1310
7340	PREČNA	15,1088	45,8148	163,819	294,17	1307
7380	ŠKOCJAN	15,2919	45,9075	159,714	107,96	1247
8031	KRŠOVEC I	13,5988	46,3373	401,541	158,06	2868
8060	LOG ČEZSOŠKI	13,4942	46,3149	340,248	324,74	3006
8080	KOBARID I	13,5867	46,2474	194,859	437,02	2999
8180	SOLKAN I	13,6553	45,9816	51,844	1572,80	2424
8242	KAL-KORITNICA	13,5754	46,3415	404,772	86,04	2769
8270	ŽAGA	13,4778	46,3098	341,551	50,21	3235
8350	PODROTEJA I	14,0306	45,9868	327,040	112,84	2588
8450	HOTEŠK	13,7938	46,1283	160,810	442,83	2269
8454	CERKNO III	13,9788	46,1214	295,962	40,22	2121
8480	DOLENJA TREBUŠA	13,8326	46,0946	186,225	54,70	2339
8500	BAČA PRI MODREJU	13,7757	46,1557	163,825	142,31	2604
8545	NOVA GORICA I	13,6342	45,9529	84,037	6,10	
8560	VIPAVA I	13,9618	45,8422	96,376	131,90	2173
8565	DOLENJE	13,9013	45,8662	81,590	316,74	1810
8590	DORNBERK	13,7413	45,8853	54,298	468,51	1894
8601	MIREN I	13,6079	45,8941	35,933	589,97	1689
8630	AJDOVŠČINA I	13,9052	45,8938	107,403	93,15	2503
8660	VOLČJA DRAGA	13,6830	45,8997	45,017	53,56	1750
8670	BEZOVLJAK	13,7219	45,9053	66,533	11,15	
8680	NEBLO	13,4900	45,9997	73,131	29,70	1992
9030	TRNOVO	14,2258	45,5730	393,054	166,90	1764
9050	CERKVENIKOV MLIN	14,0610	45,6547	341,716	377,89	1677
9100	ILIRSKA BISTRICA	14,2415	45,5644	396,670		2421
9210	KUBED II	13,8762	45,5326	57,682	204,50	1639
9275	ŠALARO	13,7464	45,5251	2,375	21,30	1172
9280	PIŠINE I	13,6391	45,4659	1,781	29,77	1131
9300	PODKAŠTEL I	13,6544	45,4526	9,810	92,71	1208

»Ta stran je namenoma prazna«

PRILOGA D: IZPIS REZULTATOV DELITVE POSTAJ PO HIDROLOŠKIH REGIJAH Z METODO VODITELJEV

Delitev z upoštevanjem treh spremenljivk

RADGONA	PETANJCI	PRISTAVA	NUSKOVA
3	3	3	3
POLANA	ČENTIBA	MARTJANCI	KOBILJE
3	3	3	3
HODOŠ	BORL	ČRNA	OTIŠKI-MEŽA
3	3	1	6
DOVŽE	OTIŠKI-MISLINJA	MUTA	RUTA
1	6	6	6
ZREČE	LOČE	MAKOLE	VIDEM
6	6	6	3
PODLEHNIK	TRŽEC	GOČOVA	ZAMUŠANI
3	3	3	3
JESENICE	BLEJSKI_MOST	PODHOM	SVETI_JANEZ
1	1	1	1
BODEŠČE	BOHINJSKA_BISTRICA	MLINO	RADOVLJICA
1	1	1	1
OKROGLO	MEDNO	ŠENTJAKOB	LITIJA
5	5	5	2
HRASTNIK	RADEČE	OVSIŠE	PRESKA
2	2	1	1
KOKRA	SUHA	ZMINEC	ŽELEZNIKI
1	5	5	1
VEŠTER	KAMNIK	VIR	PODREČJE
5	5	5	5
TOPOLE	ZAGORJE	JELOVEC	OREŠJE
5	6	2	2
RAKOVEC	SODNA_VAS	PETRINA	RADENCI
2	6	2	2
METLIKA	GRADAC	VRHNIKA	MOSTE
2	2	5	5
VERD	BISTRA	BOROVNICA	DVOR
5	5	5	5
CERKNICA	HASBERG	SOLČAVA	NAZARJE
1	5	1	6
LETUŠ	LAŠKO	VELIKO_ŠIRJE	KRAŠE
6	6	2	6
ŠOŠTANJ	REČICA	GABERKE	DOLENJA_VAS
6	6	6	6
LEVEC	ČRNOLICA	CELJE	ŠKOFJA_VAS
6	6	6	6
PODBUKOVJE	GORENJA_GOMILA	PODBOČJE	PREČNA
2	2	2	2
ŠKOCJAN	KRŠOVEC	LOG_ČEZSOŠKI	KOBARID
2	1	5	5
SOLKAN	KAL-KORITNICA	ŽAGA	PODROTEJA
4	1	5	5
HOTEŠK	CERKNO	DOLENJA_TREBUŠA	BAČA
5	5	5	5
NOVA_GORICA	VIPAVA	DOLENJE	DORNBERK
4	4	4	4
MIREN	AJDOVŠČINA	VOLČJA_DRAGA	BEZOVLJAK
4	4	4	4
NEBLO	TRNOVO	CERKVENIKOV_MLIN	ILIRSKA_BISTRICA
4	5	5	5
KUBED	ŠALAR	PIŠINE	PODKAŠTEL
4	4	4	4

K-means clustering with 6 clusters of sizes 18, 16, 15, 14, 28, 21

Cluster means:

	LON	LAT	KOTA0
1	-0.6354056	0.5295333	1.6068333
2	0.5725250	-0.9553563	-0.6444375
3	1.7091467	1.3167333	-0.4982000
4	-1.2494714	-1.1808571	-1.5668571
5	-0.6603571	-0.3334429	0.2781429
6	0.6010476	0.5652952	0.1434762

Delitev z upoštevanjem štirih spremenljivk

RADGONA	PETANJCI	PRISTAVA	NUSKOVA
4	4	5	1
POLANA	ČENTIBA	MARTJANCI	KOBILJE
5	2	1	1
HODOŠ	BORL	ČRNA	OTIŠKI-MEŽA
1	4	1	5
DOVŽE	OTIŠKI-MISLINJA	MUTA	RUTA
1	5	5	1
ZREČE	LOČE	MAKOLE	VIDEM
1	5	5	2
PODLEHNIK	TRŽEC	GOČOVA	ZAMUŠANI
1	5	5	5
JESENICE	BLEJSKI_MOST	PODHOM	SVETI_JANEZ
5	5	5	1
BODEŠČE	BOHINJSKA_BISTRICA	MLINO	RADOVLJICA
5	6	6	2
OKROGLO	MEDNO	ŠENTJAKOB	LITIJA
2	2	2	4
HRASTNIK	RADEČE	OVSISE	PRESKA
4	4	1	1
KOKRA	SUHA	ZMINEC	ŽELEZNIKI
1	5	5	1
VEŠTER	KAMNIK	VIR	PODREČJE
5	5	5	5
TOPOLE	ZAGORJE	JELOVEC	OREŠJE
1	1	5	1
RAKOVEC	SODNA_VAS	PETRINA	RADENCI
2	5	3	2
METLIKA	GRADAC	MOSTE	BOROVNICA
2	3	2	6
DVOR	CERKNICA	SOLČAVA	NAZARJE
1	1	1	5
LETUŠ	LAŠKO	VELIKO_ŠIRJE	KRAŠE
5	2	2	1
ŠOŠTANJ	REČICA	GABERKE	DOLENJA_VAS
1	5	1	5
LEVEC	ČRNOLICA	CELJE	ŠKOFJA_VAS
1	1	5	5
PODBUKOVJE	GORENJA_GOMILA	PODBOČJE	PREČNA
3	2	2	3
ŠKOCJAN	KRŠOVEC	LOG_ČEZSOŠKI	KOBARIĐ
3	5	5	3
SOLKAN	KAL-KORITNICA	ŽAGA	PODROTEJA
2	1	1	1
HOTEŠK	CERKNO	DOLENJA_TREBUŠA	BAČA
3	6	6	3
NOVA_GORICA	VIPAVA	DOLENJE	DORNBERK
6	3	3	3
MIREN	AJDOVŠČINA	VOLČJA_DRAGA	BEZOVLJAK
3	3	6	6
NEBLO	TRNOVO	CERKVENIKOV_MLIN	KUBED
6	3	3	3
ŠALARA	PIŠINE	PODKAŠTEL	3
6	6	3	

K-means clustering with 6 clusters of sizes 28, 15, 17, 6, 30, 11

Cluster means:

	F	LON	LAT	KOTA0
1	-2.1822603	0.2394464	0.5766179	0.6688214
2	3.6542068	0.3725600	-0.3499067	-0.4230000
3	0.2247621	-0.6627059	-1.1181000	-0.8378235
4	7.0609715	0.9968000	0.5421833	-0.4988333
5	0.3060400	0.2689300	0.5656667	0.3051667
6	-4.4616182	-1.1223909	-0.6536000	-0.6249091

Delitev z upoštevanjem petih spremenljivk

PRISTAVA	NUSKOVA	POLANA	ČENTIBA
3	2	3	3
MARTJANCI	KOBILJE	HODOŠ	BORL
2	2	2	1
ČRNA	OTIŠKI-MEŽA	DOVŽE	OTIŠKI-MISLINJA
5	3	5	3
RUTA	ZREČE	LOČE	MAKOLE
2	2	3	3
VIDEM	PODLEHNIK	TRŽEC	GOČOVA
3	2	3	3
ZAMUŠANI	JESENICE	BLEJSKI_MOST	PODHOM
3	5	4	5
SVETI_JANEZ	BODEŠČE	BOHINJSKA_BISTRICA	OKROGLO
5	4	5	1
MEDNO	ŠENTJAKOB	LITIJA	HRASTNIK
1	1	1	1
RADEČE	OVIŠE	PRESKA	KOKRA
1	5	5	5
SUHA	ZMINEC	ŽELEZNIKI	VEŠTER
4	4	5	4
KAMNIK	PODREČJE	TOPOLE	ZAGORJE
4	4	5	2
JELOVEC	OREŠJE	RAKOVEC	SODNA_VAS
3	2	3	2
PETRINA	RADENCI	METLIKA	GRADAC
4	1	1	4
MOSTE	BOROVNICA	DVOR	CERKNICA
1	6	5	5
SOLČAVA	NAZARJE	LETUŠ	LAŠKO
5	3	3	1
VELIKO_ŠIRJE	KRAŠE	ŠOŠTANJ	REČICA
1	5	2	3
DOLENJA_VAS	LEVEC	ČRNOLICA	CELJE
3	2	2	3
ŠKOFJA_VAS	PODBUKOVJE	GORENJA_GOMILA	PODBOČJE
3	4	1	1
PREČNA	ŠKOCJAN	KRŠOVEC	LOG_ČEZSOŠKI
4	2	5	4
KOBARID	SOLKAN	KAL-KORITNICA	ŽAGA
4	1	5	5
PODROTEJA	HOTEŠK	CERKNO	DOLENJA_TREBUŠA
5	4	6	6
BAČA	VIPAVA	DOLENJE	DORNBERK
4	4	4	4
MIREN	AJDOVŠČINA	VOLČJA_DRAGA	NEBLO
4	6	6	6
TRNOVO	CERKVENIKOV_MLIN	KUBED	ŠALAR
4	4	4	6
PIŠINE	PODKAŠTEL		
6	6		

```
K-means clustering with 6 clusters of sizes 15, 14, 19, 22, 19, 9
```

Cluster means:

	F	LON	LAT	KOTA0	padavine
1	4.8200739	0.2756800	-0.4673733	-0.4722667	-0.1908705
2	-2.2277011	1.1003714	0.7234000	-0.2341429	-0.9018072
3	0.7146024	1.0238105	0.6511684	-0.1986842	-0.8254300
4	0.6229308	-0.6597955	-0.5937000	-0.2295909	0.5016109
5	-1.8169233	-0.5988053	0.3744895	1.4114737	0.9133175
6	-3.0983523	-1.1477889	-1.0964333	-1.1425556	0.1592281

PRILOGA E: RAZDELITEV POSTAJ PO KONČNIH HIDROLOŠKIH REGIJAH IN PRIKAZ NA KARTI

1. REGIJA

Šifra	VP
1060	Gornja Radgona
3725	Hrastnik
3740	Radeče
3530	Medno
2150	Borl
3570	Šentjakob
8180	Solkan
6210	Veliko Širje
3650	Litija
6200	Laško
2620	Loče
3250	Bodešče
4230	Zminec
9050	Cerkvenikov Mlin
8450	Hotešk

2. REGIJA

Šifra	VP
6300	Šoštanj
2390	Otiški vrh
1140	Pristava
2432	Muta
6340	Rečica
4770	Sodna vas
2754	Tržec
6790	Škofja vas
6550	Dolenja vas
1220	Polana
1310	Kobilje
8480	Dolenja Trebuša
2900	Zamušani
4740	Rakovec

3. REGIJA

Šifra	VP
4120	Kokra
4298	Vešter
8013	Kršovec
5770	Cerknica
4400	Kamnik
2220	Črna
4025	Ovsiše
4430	Vir
8270	Žaga
8550	Bača
8350	Podroteja
6240	Kraše
4520	Podrečje
4050	Preska
3200	Sveti Janez
9030	Trnovo
2640	Makole
7380	Škocjan
8630	Ajdovščina

4. REGIJA

Šifra	VP
8242	Kal - Koritnica
4270	Železniki
3060	Jesenice
6020	Solčava
2370	Dovže
8454	Cerkno
3400	Mlino
9275	Šalara
9280	Pišine
8680	Neblo
1260	Čentiba
1070	Petanjci
6720	Celje
4695	Jelovec

5. REGIJA

Šifra	VP
3465	Okroglo
6068	Letuš
2652	Videm
3080	Blejski Most
4200	Suha
8060	Log Čezsoški
2250	Otiški vrh
6060	Nazarje
3420	Radovljica
3320	Bohinjska Bistrica
8545	Nova Gorica
5330	Borovnica
6630	Levec
2530	Ruta
2880	Gočova
9210	Kubed

6. REGIJA

Šifra	VP
8601	Miren
7030	Podbukovje
4820	Petrina
8565	Dolenje
8590	Dornberk
7340	Prečna
4850	Radenci
4970	Gradac
8660	Volčja Draga
3180	Podhom
4570	Topole
5500	Dvor
8080	Kobarid
4860	Metlika
2719	Podlehnik

7. REGIJA

Šifra	VP
1355	Hodoš
6691	Črnomica
1165	Nuskova
4626	Zagorje
1300	Martjanci
6415	Gaberke
4705	Orešje
2600	Zreče
8670	Brezovljak
9300	Podkaštel
9100	Ilirska Bistrica

8. REGIJA

Šifra	VP
7110	Gorenja Gomila
5078	Moste
7160	Podbočje
8560	Vipava
5880	Hasberg

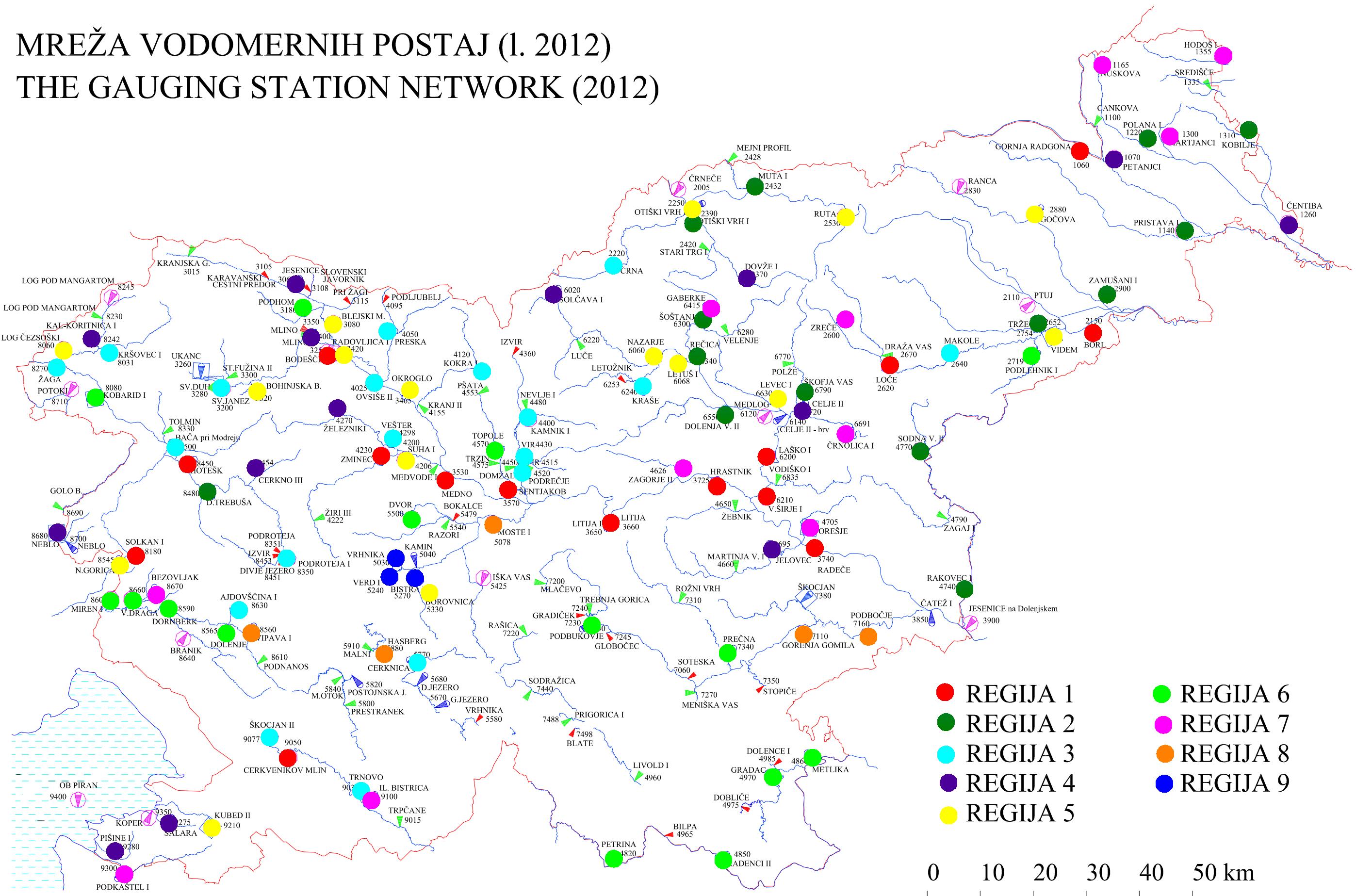
9. REGIJA

Šifra	VP
5240	Verd
5270	Bistra
5030	Vrhnika

Na priloženi karti so z različnimi barvami označene vodomerne postaje, odvisno od tega v katero regijo so bile uvrščene. Karta je povzeta po tisti, ki je objavljena na spletni strani ARSO (http://www.arso.gov.si/vode/podatki/arhiv/hidroloski_arhiv.html).

MREŽA VODOMERNIH POSTAJ (1. 2012)

THE GAUGING STATION NETWORK (2012)



PRILOGA F: REZULTATI TESTOV USTREZNOSTI IN MEJNE VREDNOSTI ZA TEST KOLMOGOROV-SMIRNOV

1060 Gornja Radgona I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.14754098	0.9789787	56.00218
2	lognorm	0.18032787	0.9755768	89.11296
3	LN3	0.13114754	0.9787174	77.80732
4	PE3	0.09836066	0.9868234	50.98730
5	LPE3	0.19672131	0.9376502	101.32891
6	Gumbel	0.14754098	0.9863727	47.85092
7	GEV	0.13114754	0.9866123	52.94133
8	GLO	0.16393443	0.9676244	82.76614
9	Pareto	0.21311475	0.9852100	102.99570

1070 Petanjci

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.16666667	0.9813731	88.44995
2	lognorm	0.12962963	0.9368575	178.15715
3	LN3	0.20370370	0.9308650	130.73132
4	PE3	0.11111111	0.9816642	61.87038
5	LPE3	0.14814815	0.9792578	84.14789
6	Gumbel	0.14814815	0.9816496	106.13870
7	GEV	0.14814815	0.9892003	79.67782
8	GLO	0.20370370	0.9641031	91.46768
9	Pareto	0.09259259	0.9893671	46.69303

1140 Pristava I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.10526316	0.9848930	3.507731
2	lognorm	0.12280702	0.9227780	8.019679
3	LN3	0.17543860	0.8525095	12.137068
4	PE3	0.14035088	0.9905330	3.093295
5	LPE3	0.14035088	0.9894208	3.140010
6	Gumbel	0.17543860	0.9889805	5.259920
7	GEV	0.17543860	0.9842351	3.393822
8	GLO	0.12280702	0.9834931	2.645472
9	Pareto	0.07017544	0.9897919	1.907750

1165 Nuskova

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2333333	0.9310722	3.503009
2	lognorm	0.2333333	0.8704977	6.493438
3	LN3	0.2000000	0.9471430	3.057865
4	PE3	0.1333333	0.9502111	3.844606
5	LPE3	0.1000000	0.8857402	6.647250
6	Gumbel	0.3000000	0.9583370	2.700672
7	GEV	0.2333333	0.8821512	4.234240
8	GLO	0.1666667	0.9033313	3.993185
9	Pareto	0.3000000	0.9502612	4.457253

1220 Polana I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1272727	0.9833068	3.433344
2	lognorm	0.1090909	0.9626134	7.046067
3	LN3	0.1636364	0.9153076	10.372443
4	PE3	0.1454545	0.9900802	4.306630
5	LPE3	0.1636364	0.9600155	5.362902
6	Gumbel	0.1272727	0.9821517	4.486425
7	GEV	0.1454545	0.9537496	7.223921
8	GLO	0.1636364	0.9761323	7.762372
9	Pareto	0.1090909	0.9918901	2.699431

1260 Čentiba

		KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.0952381	0.9643275	5.895922
2	lognorm	0.2380952	0.9741416	8.679187
3	LN3	0.2619048	0.9626562	17.950035
4	PE3	0.1428571	0.9592330	6.779127
5	LPE3	0.1904762	0.9629682	6.086058
6	Gumbel	0.1428571	0.9662360	8.094402
7	GEV	0.1666667	0.9813723	6.480144
8	GLO	0.1190476	0.9726724	9.414597
9	Pareto	0.1428571	0.9497733	7.108607

1300 Martjanci

		KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1923077	0.9345053	2.423434
2	lognorm	0.2307692	0.9373780	2.738261
3	LN3	0.2307692	0.8453724	21.735550
4	PE3	0.1153846	0.9411844	2.620076
5	LPE3	0.2692308	0.9669512	2.483161
6	Gumbel	0.2307692	0.9880672	1.781707
7	GEV	0.1538462	0.9525571	3.098869
8	GLO	0.1923077	0.9296485	2.539496
9	Pareto	0.1153846	0.9686780	1.724656

1310 Kobilje

		KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2258065	0.9095609	3.253756
2	lognorm	0.1612903	0.9701750	2.379700
3	LN3	0.1612903	0.8395733	9.581869
4	PE3	0.2903226	0.9780446	2.962959
5	LPE3	0.1935484	0.9732464	1.843888
6	Gumbel	0.1935484	0.9732002	5.601499
7	GEV	0.1290323	0.8571657	11.262606
8	GLO	0.2258065	0.9554811	3.035986
9	Pareto	0.1612903	0.9802775	1.523983

1355 Hodoš I

		KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2702703	0.9041960	6.559808
2	lognorm	0.1621622	0.8154927	31.475748
3	LN3	0.1621622	0.9222281	25.416935
4	PE3	0.1891892	0.9596403	4.868157
5	LPE3	0.1891892	0.9204674	11.295387
6	Gumbel	0.1351351	0.9613358	4.501011
7	GEV	0.1891892	0.9799591	2.931480
8	GLO	0.1891892	0.9472234	6.089144
9	Pareto	0.1621622	0.9790950	3.256220

2150 Borl

		KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2272727	0.9663758	110.0405
2	lognorm	0.2727273	0.9388399	157.7252
3	LN3	0.2272727	0.9394841	127.9844
4	PE3	0.1818182	0.9725902	117.5087
5	LPE3	0.2272727	0.9432910	139.9092
6	Gumbel	0.2272727	0.9775020	110.1074
7	GEV	0.2727273	0.9754031	188.7742
8	GLO	0.1818182	0.9729424	127.7002
9	Pareto	0.3181818	0.9398690	195.3689

2220 Črna		porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.12195122	0.9673006	2.078507	
2	lognorm	0.17073171	0.9750815	2.274407	
3	LN3	0.21951220	0.9838489	2.056894	
4	PE3	0.14634146	0.9655229	2.742018	
5	LPE3	0.14634146	0.9649326	2.416005	
6	Gumbel	0.09756098	0.9749029	1.867875	
7	GEV	0.21951220	0.9780235	3.675063	
8	GLO	0.24390244	0.9748495	3.561549	
9	Pareto	0.17073171	0.9513691	2.579019	

2250 otiški vrh I		porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1034483	0.9437854	27.55550	
2	lognorm	0.1379310	0.9857652	16.79091	
3	LN3	0.1724138	0.9920011	11.89613	
4	PE3	0.1724138	0.9797906	32.93404	
5	LPE3	0.1206897	0.9661883	25.49526	
6	Gumbel	0.1551724	0.9746343	19.50809	
7	GEV	0.1551724	0.9828218	26.40642	
8	GLO	0.1551724	0.9797897	16.20327	
9	Pareto	0.1034483	0.9851725	11.40938	

2370 Dovže I		porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.14634146	0.9831151	4.712814	
2	lognorm	0.17073171	0.9370296	6.363246	
3	LN3	0.24390244	0.9789454	4.283385	
4	PE3	0.09756098	0.9789963	3.567899	
5	LPE3	0.09756098	0.9896835	2.243228	
6	Gumbel	0.12195122	0.9491172	8.313554	
7	GEV	0.12195122	0.9853840	3.098530	
8	GLO	0.21951220	0.9605808	6.097790	
9	Pareto	0.21951220	0.9237110	5.921284	

2390 otiški vrh I		porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2105263	0.9371190	20.159823	
2	lognorm	0.1578947	0.9101340	21.489731	
3	LN3	0.1842105	0.9602214	11.056904	
4	PE3	0.2368421	0.9722886	13.617265	
5	LPE3	0.2368421	0.9519374	13.472009	
6	Gumbel	0.1578947	0.9859806	9.208142	
7	GEV	0.1315789	0.9545631	11.369696	
8	GLO	0.1842105	0.9492396	19.918210	
9	Pareto	0.1578947	0.9800635	13.639082	

2432 Muta I		porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2280702	0.8738381	4.968829	
2	lognorm	0.1052632	0.9712019	2.886281	
3	LN3	0.0877193	0.9771685	4.905478	
4	PE3	0.1052632	0.9856770	3.738354	
5	LPE3	0.1578947	0.9710543	4.670377	
6	Gumbel	0.1578947	0.9497439	3.877470	
7	GEV	0.0877193	0.9678164	2.932398	
8	GLO	0.1403509	0.9355229	4.6555788	
9	Pareto	0.1578947	0.9860652	2.8555234	

2530 Ruta				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1111111	0.9773534	2.859312
2	lognorm	0.1944444	0.9724998	3.791627
3	LN3	0.1944444	0.9331872	10.738769
4	PE3	0.2777778	0.9806974	5.760542
5	LPE3	0.1388889	0.9908247	1.957168
6	Gumbel	0.1388889	0.9571077	4.370178
7	GEV	0.2222222	0.9527511	5.210872
8	GLO	0.1111111	0.9888139	2.146894
9	Pareto	0.1666667	0.9929017	2.245847

2600 Zreče				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2631579	0.9211292	2.971467
2	lognorm	0.2105263	0.9439460	2.951268
3	LN3	0.1315789	0.9921496	1.448020
4	PE3	0.1578947	0.9858811	2.072834
5	LPE3	0.1578947	0.9892445	1.130056
6	Gumbel	0.1842105	0.9939036	1.062960
7	GEV	0.2105263	0.9695069	2.609027
8	GLO	0.1578947	0.9879486	1.474135
9	Pareto	0.1315789	0.9767906	1.636192

2620 Loče				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.35	0.9406525	5.905720
2	lognorm	0.20	0.9705379	4.892410
3	LN3	0.40	0.9450243	10.830473
4	PE3	0.30	0.9564415	4.752150
5	LPE3	0.15	0.9811657	3.748632
6	Gumbel	0.25	0.9289495	6.558775
7	GEV	0.20	0.9680880	5.926568
8	GLO	0.15	0.9736356	4.665535
9	Pareto	0.35	0.9526887	5.285550

2640 Makole				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1315789	0.9785320	6.123379
2	lognorm	0.1842105	0.9811902	17.600831
3	LN3	0.1842105	0.9632741	7.170876
4	PE3	0.1578947	0.9852374	6.910729
5	LPE3	0.1578947	0.9667621	9.003291
6	Gumbel	0.1315789	0.9806653	7.277774
7	GEV	0.1052632	0.9880149	4.942761
8	GLO	0.1842105	0.9752537	8.640285
9	Pareto	0.1578947	0.9799134	8.513534

2652 Videm				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.11475410	0.9701183	14.18765
2	lognorm	0.08196721	0.9747608	16.60993
3	LN3	0.08196721	0.9499776	21.81447
4	PE3	0.11475410	0.9731754	16.37500
5	LPE3	0.11475410	0.9251252	38.83416
6	Gumbel	0.14754098	0.9769108	16.06202
7	GEV	0.16393443	0.9904076	25.51577
8	GLO	0.09836066	0.9377477	35.56454
9	Pareto	0.14754098	0.9739146	21.83652

2719 Podlehnik I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1666667	0.8807204	1.861506
2	lognorm	0.1944444	0.9140852	1.609881
3	LN3	0.2222222	0.9027082	1.703701
4	PE3	0.1944444	0.9001023	1.710724
5	LPE3	0.1944444	0.9731687	1.118119
6	Gumbel	0.1666667	0.9549478	1.352789
7	GEV	0.2777778	0.9310132	1.660715
8	GLO	0.1388889	0.8934653	1.742353
9	Pareto	0.2500000	0.8691060	2.027718

2754 Tržec

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1551724	0.9788064	5.051462
2	lognorm	0.1206897	0.9887747	2.643042
3	LN3	0.1724138	0.9503305	6.143549
4	PE3	0.1551724	0.9777974	4.249277
5	LPE3	0.1551724	0.9621463	6.744695
6	Gumbel	0.1551724	0.9794356	5.055277
7	GEV	0.1379310	0.9835130	4.099007
8	GLO	0.1206897	0.9610721	6.681989
9	Pareto	0.1551724	0.9846148	5.050184

2880 Gočova

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.17073171	0.9803871	3.745727
2	lognorm	0.14634146	0.9754293	3.362693
3	LN3	0.14634146	0.9370893	11.418206
4	PE3	0.12195122	0.9841430	2.653232
5	LPE3	0.09756098	0.9900847	2.827519
6	Gumbel	0.17073171	0.9726571	5.282802
7	GEV	0.17073171	0.9906143	3.986463
8	GLO	0.17073171	0.9185696	9.262219
9	Pareto	0.24390244	0.9619411	5.362620

2900 Zamušani I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1000000	0.9789637	6.787085
2	lognorm	0.1333333	0.9291317	15.891908
3	LN3	0.1333333	0.9825385	8.003494
4	PE3	0.1333333	0.9870577	7.147276
5	LPE3	0.1500000	0.9882968	9.099109
6	Gumbel	0.1166667	0.9331878	12.433918
7	GEV	0.1000000	0.9894018	4.735110
8	GLO	0.2000000	0.8957496	21.443866
9	Pareto	0.1000000	0.9832906	5.692916

3060 Jesenice

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.13114754	0.8810392	21.24872
2	lognorm	0.13114754	0.9192998	25.45815
3	LN3	0.16393443	0.9702455	17.45282
4	PE3	0.14754098	0.9591651	15.24864
5	LPE3	0.13114754	0.8996817	21.18504
6	Gumbel	0.16393443	0.9533169	14.62440
7	GEV	0.09836066	0.9884969	12.33880
8	GLO	0.24590164	0.9594082	17.68098
9	Pareto	0.19672131	0.9745824	10.44913

3080 Blejski Most

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1944444	0.9545170	20.32604
2	lognorm	0.1388889	0.9907738	10.10784
3	LN3	0.1666667	0.9803433	46.24200
4	PE3	0.2222222	0.9704393	18.55180
5	LPE3	0.1111111	0.9783810	14.25142
6	Gumbel	0.1388889	0.9813192	17.70154
7	GEV	0.2222222	0.9306967	29.48190
8	GLO	0.1666667	0.9333633	31.65901
9	Pareto	0.1944444	0.9927715	16.76116

3180 Podhom

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.14754098	0.9848359	3.693461
2	lognorm	0.09836066	0.9788575	4.507249
3	LN3	0.08196721	0.9891503	3.567612
4	PE3	0.09836066	0.9883777	3.446795
5	LPE3	0.14754098	0.9796436	5.728348
6	Gumbel	0.14754098	0.9617388	7.174210
7	GEV	0.08196721	0.9873188	3.383783
8	GLO	0.09836066	0.9915610	4.174907
9	Pareto	0.09836066	0.9816955	4.166227

3200 Sveti Janez

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.15000000	0.9538438	15.829202
2	lognorm	0.13333333	0.9922925	6.203694
3	LN3	0.18333333	0.9830247	7.794899
4	PE3	0.13333333	0.9807544	12.661513
5	LPE3	0.08333333	0.9837358	7.731218
6	Gumbel	0.15000000	0.9573149	10.979150
7	GEV	0.11666667	0.9733043	10.337675
8	GLO	0.11666667	0.9825320	10.974731
9	Pareto	0.08333333	0.9928897	5.026081

3250 Bodešče

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.21739130	0.9049751	52.35660
2	lognorm	0.17391304	0.9758246	24.32292
3	LN3	0.26086957	0.9555268	40.05680
4	PE3	0.13043478	0.9861387	21.23416
5	LPE3	0.17391304	0.9780391	48.82715
6	Gumbel	0.08695652	0.9670293	28.19186
7	GEV	0.13043478	0.9833543	29.83349
8	GLO	0.17391304	0.9901398	19.89001
9	Pareto	0.21739130	0.9579783	63.05600

3320 Bohinjska Bistrica

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2558140	0.9389069	6.128650
2	lognorm	0.1395349	0.9897519	2.788682
3	LN3	0.1860465	0.8748155	8.814964
4	PE3	0.1627907	0.9713103	5.149577
5	LPE3	0.1860465	0.9677193	4.434462
6	Gumbel	0.1860465	0.9100063	7.396753
7	GEV	0.2325581	0.9484632	5.548536
8	GLO	0.1162791	0.9887947	2.516559
9	Pareto	0.1627907	0.9753687	5.068236

3400 Mlino I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.21818182	0.9344043	0.3935887
2	lognorm	0.10909091	0.9836777	0.1826893
3	LN3	0.14545455	0.9849790	0.2084493
4	PE3	0.12727273	0.9850414	0.3370286
5	LPE3	0.18181818	0.9686117	0.3245937
6	Gumbel	0.16363636	0.9695551	0.3113925
7	GEV	0.12727273	0.9741045	0.2267447
8	GLO	0.10909091	0.9879754	0.2224418
9	Pareto	0.07272727	0.9834595	0.1856541

3420 Radovljica I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.11475410	0.9874368	30.98774
2	lognorm	0.13114754	0.9937801	25.91665
3	LN3	0.14754098	0.9577050	62.31764
4	PE3	0.11475410	0.9912026	30.63018
5	LPE3	0.16393443	0.9832739	34.24621
6	Gumbel	0.11475410	0.9891462	22.26817
7	GEV	0.11475410	0.9868232	24.45995
8	GLO	0.11475410	0.9883412	22.66938
9	Pareto	0.09836066	0.9908065	19.55792

3465 Okroglo

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2173913	0.9725708	58.56258
2	lognorm	0.1739130	0.9579063	59.77633
3	LN3	0.2608696	0.9724808	69.15961
4	PE3	0.2173913	0.9481260	114.75949
5	LPE3	0.2608696	0.9553244	102.00922
6	Gumbel	0.1739130	0.9745701	47.25227
7	GEV	0.1739130	0.9570868	57.29066
8	GLO	0.2173913	0.9412926	86.47966
9	Pareto	0.1739130	0.9691184	55.96146

3530 Medno

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1612903	0.9508075	102.19343
2	lognorm	0.1290323	0.9833257	65.59092
3	LN3	0.1612903	0.9498610	90.97491
4	PE3	0.1612903	0.9876819	55.15467
5	LPE3	0.1290323	0.9738568	84.77628
6	Gumbel	0.1612903	0.9471336	82.69124
7	GEV	0.1290323	0.9767076	74.25815
8	GLO	0.1290323	0.9836530	46.10115
9	Pareto	0.1612903	0.9780273	65.83708

3570 Šentjakob

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.09836066	0.9842878	50.93428
2	lognorm	0.21311475	0.9567954	93.37303
3	LN3	0.11475410	0.9905895	78.38914
4	PE3	0.18032787	0.9800815	68.09028
5	LPE3	0.13114754	0.9750853	74.83480
6	Gumbel	0.16393443	0.9864417	56.89972
7	GEV	0.09836066	0.9947706	37.54393
8	GLO	0.08196721	0.9389677	104.63238
9	Pareto	0.11475410	0.9911623	42.43587

3650 Litija I				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1639344	0.9354950	142.31091
2	lognorm	0.1147541	0.9782246	96.01019
3	LN3	0.1147541	0.9917985	78.73546
4	PE3	0.1639344	0.9804732	122.66108
5	LPE3	0.1475410	0.9767971	88.95203
6	Gumbel	0.1803279	0.9808874	131.56004
7	GEV	0.1639344	0.9936394	82.83792
8	GLO	0.1803279	0.9893258	94.99665
9	Pareto	0.1803279	0.9886163	89.38592

3725 Hrastnik				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1666667	0.9148289	189.51157
2	lognorm	0.2777778	0.9406734	151.16469
3	LN3	0.2777778	0.9677521	164.74915
4	PE3	0.2222222	0.9624098	163.49063
5	LPE3	0.1666667	0.9675794	118.65301
6	Gumbel	0.1666667	0.9544712	146.53244
7	GEV	0.2777778	0.9540747	232.68501
8	GLO	0.3333333	0.9484872	188.66334
9	Pareto	0.1111111	0.9827587	82.71657

3740 Radeče				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.09836066	0.9779224	154.44410
2	lognorm	0.09836066	0.9909927	108.95762
3	LN3	0.11475410	0.9922585	87.66147
4	PE3	0.14754098	0.9814860	151.67044
5	LPE3	0.09836066	0.8338923	594.41191
6	Gumbel	0.11475410	0.9838110	147.60397
7	GEV	0.11475410	0.9683990	203.31874
8	GLO	0.19672131	0.9273274	465.60364
9	Pareto	0.09836066	0.9941543	81.25970

4025 Ovsiše II				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1224490	0.9439289	6.503437
2	lognorm	0.1224490	0.9560372	6.792405
3	LN3	0.1224490	0.9781592	5.954893
4	PE3	0.1836735	0.9639736	5.550502
5	LPE3	0.1224490	0.9920345	4.589000
6	Gumbel	0.2448980	0.9920973	5.224084
7	GEV	0.1836735	0.9766971	5.300717
8	GLO	0.2244898	0.9740429	9.184323
9	Pareto	0.1632653	0.9589756	5.898122

4050 Preska				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.13461538	0.9697342	6.955814
2	lognorm	0.11538462	0.9703311	8.370499
3	LN3	0.19230769	0.9833543	10.475954
4	PE3	0.11538462	0.9848673	5.455534
5	LPE3	0.07692308	0.9773653	5.975711
6	Gumbel	0.09615385	0.9914571	3.863647
7	GEV	0.07692308	0.9871371	5.502503
8	GLO	0.13461538	0.9937027	5.022965
9	Pareto	0.15384615	0.9786869	8.155369

4120 Kokra I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.08196721	0.9849926	9.281333
2	lognorm	0.14754098	0.9867101	7.768689
3	LN3	0.09836066	0.9924354	8.544536
4	PE3	0.08196721	0.9918599	5.360601
5	LPE3	0.09836066	0.9715645	11.756538
6	Gumbel	0.11475410	0.9855032	6.659185
7	GEV	0.16393443	0.9728203	12.646757
8	GLO	0.11475410	0.9596495	11.578084
9	Pareto	0.16393443	0.9827418	10.053309

4200 Suha I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1666667	0.9348925	40.20890
2	lognorm	0.1500000	0.9755332	45.79688
3	LN3	0.1333333	0.9729600	27.20035
4	PE3	0.1333333	0.9886378	33.90548
5	LPE3	0.1666667	0.9826400	23.91134
6	Gumbel	0.1166667	0.9800286	23.48704
7	GEV	0.1500000	0.9809627	23.33703
8	GLO	0.1500000	0.9565064	41.31566
9	Pareto	0.2000000	0.9497112	36.31256

4230 Zminec

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.09259259	0.9826008	12.18845
2	lognorm	0.11111111	0.9729865	17.49277
3	LN3	0.14814815	0.9692714	14.15997
4	PE3	0.07407407	0.9797646	11.49147
5	LPE3	0.12962963	0.9649495	16.56819
6	Gumbel	0.11111111	0.9576965	15.46359
7	GEV	0.12962963	0.9564933	15.67426
8	GLO	0.14814815	0.9722927	17.37804
9	Pareto	0.20370370	0.9513196	18.67855

4270 Železniki

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2272727	0.9264528	41.26143
2	lognorm	0.2727273	0.9081468	42.78589
3	LN3	0.2272727	0.9548972	44.71876
4	PE3	0.2272727	0.9450941	58.44685
5	LPE3	0.3636364	0.9523154	70.72047
6	Gumbel	0.1818182	0.9745884	19.91985
7	GEV	0.1818182	0.9803072	17.67056
8	GLO	0.1818182	0.9623963	23.82611
9	Pareto	0.1363636	0.9792220	19.44481

4298 vešter

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2727273	0.8762927	43.74565
2	lognorm	0.1363636	0.9623157	31.31115
3	LN3	0.2272727	0.9401746	49.80392
4	PE3	0.2272727	0.9326537	49.79951
5	LPE3	0.1363636	0.9678253	22.07414
6	Gumbel	0.2272727	0.9801829	18.83860
7	GEV	0.1818182	0.9535023	30.74224
8	GLO	0.1818182	0.9602315	30.51669
9	Pareto	0.1818182	0.9861711	20.64999

4400 Kamnik				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.08771930	0.9459786	14.107321
2	lognorm	0.07017544	0.9770965	9.090867
3	LN3	0.12280702	0.9783833	10.221062
4	PE3	0.14035088	0.9851562	11.522186
5	LPE3	0.08771930	0.9898738	5.971989
6	Gumbel	0.15789474	0.9614974	13.349941
7	GEV	0.12280702	0.9557835	15.246753
8	GLO	0.15789474	0.9541782	17.378290
9	Pareto	0.08771930	0.9817979	9.936127

4430 Vir				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.20	0.9529979	17.88695
2	lognorm	0.25	0.9176231	21.21499
3	LN3	0.35	0.9000282	25.51947
4	PE3	0.15	0.9528247	14.89275
5	LPE3	0.20	0.9625557	17.94679
6	Gumbel	0.15	0.9793939	11.69572
7	GEV	0.30	0.9760411	13.23596
8	GLO	0.25	0.9453235	29.96993
9	Pareto	0.20	0.9609517	14.82696

4520 Podrečje				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2413793	0.9108786	8.895494
2	lognorm	0.1724138	0.9198163	9.119569
3	LN3	0.2413793	0.9734672	9.497722
4	PE3	0.1034483	0.9888004	2.765755
5	LPE3	0.1379310	0.9837338	3.997646
6	Gumbel	0.2413793	0.8890791	10.142872
7	GEV	0.1034483	0.9859169	3.161989
8	GLO	0.1034483	0.9650308	7.735625
9	Pareto	0.1724138	0.9719735	4.651680

4570 Topole				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.3181818	0.8450146	5.351234
2	lognorm	0.1818182	0.9189955	3.419509
3	LN3	0.3636364	0.8976111	4.486991
4	PE3	0.1363636	0.9417547	3.394168
5	LPE3	0.1363636	0.9666499	2.697474
6	Gumbel	0.2272727	0.9716187	3.815394
7	GEV	0.2272727	0.9498902	4.426217
8	GLO	0.1818182	0.9631448	2.624872
9	Pareto	0.1818182	0.9640430	4.010983

4626 Zagorje II				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.17857143	0.9176103	13.183375
2	lognorm	0.10714286	0.9917557	5.061124
3	LN3	0.12500000	0.9658310	8.566959
4	PE3	0.12500000	0.9855225	7.231189
5	LPE3	0.12500000	0.9825507	6.180841
6	Gumbel	0.17857143	0.9812455	7.479230
7	GEV	0.17857143	0.9923599	7.131190
8	GLO	0.08928571	0.9599330	10.335558
9	Pareto	0.08928571	0.9897295	6.749777

4695 Jelovec

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.45	0.8956015	14.326108
2	lognorm	0.30	0.9170957	14.041179
3	LN3	0.15	0.9378415	8.959858
4	PE3	0.20	0.9036250	12.122999
5	LPE3	0.15	0.8818684	12.719510
6	Gumbel	0.15	0.9677928	8.077328
7	GEV	0.20	0.9232202	9.623537
8	GLO	0.25	0.9162945	11.678509
9	Pareto	0.35	0.9671371	8.641754

4705 orešje

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.6000000	0.5691826	12.793600
2	lognorm	0.4666667	0.8229564	9.543974
3	LN3	0.2666667	0.9709704	3.925072
4	PE3	0.4000000	0.7786218	15.213917
5	LPE3	0.3333333	0.8245550	9.458607
6	Gumbel	0.3333333	0.7369314	10.942616
7	GEV	0.2000000	0.9033329	7.533098
8	GLO	0.3333333	0.7634515	12.152061
9	Pareto	0.2666667	0.9008044	8.299375

4740 Rakovec I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.18032787	0.9551580	27.011779
2	lognorm	0.11475410	0.9678820	38.957227
3	LN3	0.08196721	0.9511826	20.062338
4	PE3	0.08196721	0.9742469	14.860982
5	LPE3	0.08196721	0.9941562	9.469025
6	Gumbel	0.09836066	0.9880769	11.410910
7	GEV	0.13114754	0.9840900	14.702313
8	GLO	0.14754098	0.9738227	25.997251
9	Pareto	0.11475410	0.9896301	11.394192

4770 Sodna vas II

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2439024	0.9355935	4.850557
2	lognorm	0.2439024	0.9335282	6.239065
3	LN3	0.2195122	0.9716933	2.953330
4	PE3	0.2195122	0.9465326	3.921097
5	LPE3	0.1951220	0.9436353	4.097419
6	Gumbel	0.2195122	0.9709867	2.893313
7	GEV	0.1219512	0.9842239	2.601496
8	GLO	0.2195122	0.9405592	4.335733
9	Pareto	0.1219512	0.9568908	3.430644

4820 Petrina

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1355932	0.9817723	32.73191
2	lognorm	0.1016949	0.9888138	16.89361
3	LN3	0.1525424	0.9696663	27.73345
4	PE3	0.1694915	0.9763301	36.53476
5	LPE3	0.1186441	0.9761721	26.61034
6	Gumbel	0.1186441	0.9532530	39.02336
7	GEV	0.1016949	0.9851240	18.81931
8	GLO	0.2033898	0.9679788	29.16454
9	Pareto	0.1864407	0.9595521	32.55437

4850 Radenci II

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1147541	0.9923053	22.22360
2	lognorm	0.2622951	0.9487563	53.78405
3	LN3	0.2950820	0.9641010	55.10944
4	PE3	0.1475410	0.9829003	31.87575
5	LPE3	0.2131148	0.9821630	49.16534
6	Gumbel	0.1147541	0.9005061	93.44476
7	GEV	0.1147541	0.9892036	32.19494
8	GLO	0.1803279	0.9442039	66.68069
9	Pareto	0.1475410	0.9671068	42.69937

4860 Metlika

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.13114754	0.9914118	31.76955
2	lognorm	0.19672131	0.9441000	63.30313
3	LN3	0.13114754	0.9835107	39.68562
4	PE3	0.09836066	0.9900713	27.04271
5	LPE3	0.04918033	0.9963778	18.75525
6	Gumbel	0.22950820	0.8713127	118.90788
7	GEV	0.11475410	0.9804051	39.95310
8	GLO	0.11475410	0.9891967	40.52735
9	Pareto	0.11475410	0.9764899	36.65782

4970 Gradac

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2033898	0.8626668	11.316272
2	lognorm	0.1525424	0.9593880	6.274586
3	LN3	0.1525424	0.9240401	9.673207
4	PE3	0.1355932	0.9663022	7.654210
5	LPE3	0.2033898	0.9343084	9.195280
6	Gumbel	0.1525424	0.9741041	5.535759
7	GEV	0.1694915	0.9043125	9.679218
8	GLO	0.1355932	0.9512467	7.427308
9	Pareto	0.1525424	0.8781731	10.670906

5030 Vrhnika II

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.20	0.9335064	3.176915
2	lognorm	0.20	0.9481498	3.197412
3	LN3	0.22	0.9354313	3.338091
4	PE3	0.16	0.9521070	2.606651
5	LPE3	0.18	0.9725173	2.134357
6	Gumbel	0.16	0.9557920	2.821296
7	GEV	0.26	0.9772451	3.009219
8	GLO	0.20	0.9705692	3.257015
9	Pareto	0.16	0.9234453	3.103046

5078 Moste I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.13114754	0.9915982	7.484697
2	lognorm	0.16393443	0.9834970	12.800905
3	LN3	0.18032787	0.9906190	10.323974
4	PE3	0.19672131	0.9891468	10.189896
5	LPE3	0.18032787	0.9827629	12.890942
6	Gumbel	0.19672131	0.9611188	10.570454
7	GEV	0.24590164	0.9876074	12.571469
8	GLO	0.13114754	0.9675333	9.963585
9	Pareto	0.09836066	0.9839742	6.644149

5240 Verd I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1206897	0.9668209	0.4230516
2	lognorm	0.1206897	0.9806433	0.3297675
3	LN3	0.1551724	0.9797661	0.3609121
4	PE3	0.1206897	0.9827165	0.3605168
5	LPE3	0.1896552	0.9686708	0.4335523
6	Gumbel	0.1034483	0.9865758	0.3160130
7	GEV	0.1724138	0.9755286	0.4249046
8	GLO	0.1206897	0.9407321	0.9236035
9	Pareto	0.1724138	0.9800023	0.3788838

5270 Bistra I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1951220	0.9329278	0.5555568
2	lognorm	0.1219512	0.9490214	0.4685165
3	LN3	0.1219512	0.9395316	0.5072149
4	PE3	0.1219512	0.9375410	0.5308337
5	LPE3	0.1951220	0.9449100	0.4395907
6	Gumbel	0.1951220	0.9719328	0.3697208
7	GEV	0.1951220	0.9248034	0.5351806
8	GLO	0.1219512	0.9504728	0.4915723
9	Pareto	0.1707317	0.9492833	0.4578002

5330 Borovnica

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.11538462	0.9887003	1.618024
2	lognorm	0.32692308	0.9590813	4.654523
3	LN3	0.19230769	0.9665570	5.187968
4	PE3	0.11538462	0.9795804	1.984291
5	LPE3	0.13461538	0.9841275	1.942240
6	Gumbel	0.11538462	0.9624121	2.821393
7	GEV	0.15384615	0.9892270	2.230108
8	GLO	0.07692308	0.9676239	2.368011
9	Pareto	0.15384615	0.9649886	2.395385

5500 Dvor

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.16129032	0.9321592	4.955473
2	lognorm	0.19354839	0.9098291	5.270044
3	LN3	0.09677419	0.9748316	3.309888
4	PE3	0.22580645	0.8956128	5.548862
5	LPE3	0.19354839	0.8913812	5.519380
6	Gumbel	0.09677419	0.9422143	4.126339
7	GEV	0.12903226	0.9792598	3.852000
8	GLO	0.22580645	0.9576450	4.204890
9	Pareto	0.19354839	0.8741378	6.016042

5770 Cerknica I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.10714286	0.9710571	2.900190
2	lognorm	0.14285714	0.9711211	8.395188
3	LN3	0.07142857	0.9550292	7.877131
4	PE3	0.12500000	0.9858230	4.610572
5	LPE3	0.10714286	0.9909152	2.087146
6	Gumbel	0.17857143	0.9755557	3.625080
7	GEV	0.14285714	0.9923439	2.403992
8	GLO	0.14285714	0.8284822	11.545847
9	Pareto	0.23214286	0.9881742	4.188656

5880 Hasberg				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.18032787	0.9876008	2.432916
2	lognorm	0.09836066	0.9890874	1.681351
3	LN3	0.11475410	0.9917297	1.623512
4	PE3	0.14754098	0.9806841	2.269252
5	LPE3	0.14754098	0.9874204	1.786609
6	Gumbel	0.16393443	0.9660384	4.240590
7	GEV	0.14754098	0.9739451	2.519133
8	GLO	0.16393443	0.9808220	2.771958
9	Pareto	0.18032787	0.9681855	2.591074

6020 Solčava I				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.16666667	0.8871193	10.595947
2	lognorm	0.15000000	0.9788478	5.798027
3	LN3	0.20000000	0.9846820	5.072554
4	PE3	0.15000000	0.9801012	4.858975
5	LPE3	0.18333333	0.9720307	6.348769
6	Gumbel	0.08333333	0.9594207	7.594120
7	GEV	0.15000000	0.9459181	7.818545
8	GLO	0.16666667	0.9856623	4.570048
9	Pareto	0.18333333	0.9501535	7.912541

6060 Nazarje				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2131148	0.9215293	45.66980
2	lognorm	0.1475410	0.9747987	23.50430
3	LN3	0.1311475	0.9324844	38.84241
4	PE3	0.1639344	0.9768357	44.79870
5	LPE3	0.2459016	0.9746227	59.46737
6	Gumbel	0.1967213	0.8971633	46.55208
7	GEV	0.1475410	0.9756641	24.07667
8	GLO	0.1639344	0.9252213	55.54006
9	Pareto	0.1639344	0.9744545	33.29804

6068 Letuš I				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2500000	0.8393411	78.11503
2	lognorm	0.2222222	0.9248994	57.52178
3	LN3	0.3055556	0.9868346	42.44905
4	PE3	0.1388889	0.9743003	96.74591
5	LPE3	0.1111111	0.9255560	99.49741
6	Gumbel	0.1388889	0.9245795	54.60717
7	GEV	0.1666667	0.9535329	62.96429
8	GLO	0.1111111	0.9317975	66.97110
9	Pareto	0.2500000	0.9517607	44.74319

6200 Laško				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.09836066	0.9569465	98.92323
2	lognorm	0.11475410	0.9829850	52.26198
3	LN3	0.08196721	0.9808631	65.05626
4	PE3	0.08196721	0.9670989	73.21490
5	LPE3	0.13114754	0.9771418	57.31097
6	Gumbel	0.09836066	0.9870171	52.33037
7	GEV	0.08196721	0.9229455	248.80768
8	GLO	0.18032787	0.9390615	201.30039
9	Pareto	0.11475410	0.9797885	55.50903

6210 Veliko Širje I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1851852	0.9300296	117.14985
2	lognorm	0.1111111	0.9703010	84.40481
3	LN3	0.2037037	0.9774787	63.85069
4	PE3	0.1666667	0.9643278	76.72647
5	LPE3	0.1111111	0.9813938	59.76629
6	Gumbel	0.1481481	0.9812399	73.97293
7	GEV	0.1666667	0.9156586	131.20162
8	GLO	0.1296296	0.9808165	58.00092
9	Pareto	0.1481481	0.9807935	115.54784

6240 Kraše

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.32692308	0.9664108	66.07500
2	lognorm	0.28846154	0.9884768	64.36557
3	LN3	0.17307692	0.9850717	59.62587
4	PE3	0.11538462	0.9770573	74.63914
5	LPE3	0.11538462	0.9731869	74.18621
6	Gumbel	0.11538462	0.9880743	56.02274
7	GEV	0.11538462	0.9866234	69.55937
8	GLO	0.09615385	0.9848109	67.01361
9	Pareto	0.13461538	0.9806055	64.47425

6300 Šoštanj

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.11475410	0.8657620	41.40065
2	lognorm	0.14754098	0.9183545	35.52607
3	LN3	0.14754098	0.9665096	39.42187
4	PE3	0.14754098	0.9640594	52.45315
5	LPE3	0.09836066	0.9485673	43.30572
6	Gumbel	0.22950820	0.9497672	40.74723
7	GEV	0.18032787	0.9627103	45.30005
8	GLO	0.08196721	0.9855968	43.60761
9	Pareto	0.11475410	0.9880263	39.23827

6340 Rečica

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1794872	0.9690102	70.34997
2	lognorm	0.1282051	0.9731153	45.33595
3	LN3	0.2051282	0.9493466	78.14355
4	PE3	0.2051282	0.9536162	81.31967
5	LPE3	0.1025641	0.9799357	56.34699
6	Gumbel	0.1794872	0.9586253	81.71514
7	GEV	0.1282051	0.9415302	77.69926
8	GLO	0.1025641	0.9653242	82.01693
9	Pareto	0.1282051	0.9833808	58.88124

6415 Gaberke

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.32	0.8024435	21.323896
2	lognorm	0.20	0.9637579	22.023918
3	LN3	0.24	0.9344818	19.427598
4	PE3	0.24	0.9815318	19.439802
5	LPE3	0.20	0.9804048	30.782322
6	Gumbel	0.16	0.9446500	18.961609
7	GEV	0.16	0.9660399	9.762956
8	GLO	0.24	0.8913561	17.061933
9	Pareto	0.16	0.9637008	21.797408

6550 Dolenja vas II

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2142857	0.9308434	49.29605
2	lognorm	0.1428571	0.9518688	41.33229
3	LN3	0.1071429	0.9218558	56.22592
4	PE3	0.2142857	0.9794214	53.62693
5	LPE3	0.1428571	0.9777431	49.04394
6	Gumbel	0.1071429	0.9878914	51.67474
7	GEV	0.1607143	0.9910294	39.97274
8	GLO	0.1428571	0.9745340	47.00040
9	Pareto	0.1428571	0.9649092	40.44133

6630 Levec I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.12280702	0.9765185	33.29759
2	lognorm	0.17543860	0.9738890	32.95170
3	LN3	0.19298246	0.9066647	34.17612
4	PE3	0.07017544	0.9664952	31.31992
5	LPE3	0.14035088	0.9762906	26.87710
6	Gumbel	0.19298246	0.9541836	30.54163
7	GEV	0.15789474	0.9714436	27.07323
8	GLO	0.12280702	0.9676644	30.28716
9	Pareto	0.14035088	0.9727449	29.54639

6691 Črnolica I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.25000000	0.8767349	28.17924
2	lognorm	0.11538462	0.9650171	28.50671
3	LN3	0.09615385	0.9395576	29.05001
4	PE3	0.15384615	0.9665573	25.24354
5	LPE3	0.11538462	0.9898675	25.61644
6	Gumbel	0.17307692	0.9892717	24.19696
7	GEV	0.19230769	0.9545334	24.79138
8	GLO	0.21153846	0.9492924	20.23432
9	Pareto	0.09615385	0.9804979	23.15691

6720 Celje II

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.15909091	0.9830818	34.82866
2	lognorm	0.13636364	0.9795829	36.05354
3	LN3	0.15909091	0.9907268	31.73755
4	PE3	0.09090909	0.9876547	27.72912
5	LPE3	0.11363636	0.9920157	26.09638
6	Gumbel	0.09090909	0.9917344	33.74425
7	GEV	0.13636364	0.9535799	31.84277
8	GLO	0.15909091	0.8973342	30.39825
9	Pareto	0.13636364	0.9765990	30.11956

6790 Škofja vas

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.3571429	0.8812420	43.27685
2	lognorm	0.2142857	0.9169800	45.96001
3	LN3	0.1785714	0.9368262	45.81243
4	PE3	0.1785714	0.9438548	44.13046
5	LPE3	0.1785714	0.9296888	42.21184
6	Gumbel	0.1785714	0.9653632	46.95646
7	GEV	0.1071429	0.9449814	41.42483
8	GLO	0.2500000	0.9063224	36.95053
9	Pareto	0.2500000	0.8540347	48.52336

7030 Podbukovje

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.17307692	0.8995967	18.18925
2	lognorm	0.09615385	0.9257831	18.72126
3	LN3	0.19230769	0.9570153	21.18462
4	PE3	0.13461538	0.9123583	25.18054
5	LPE3	0.15384615	0.9308263	19.87831
6	Gumbel	0.13461538	0.9055993	20.13527
7	GEV	0.19230769	0.9656918	16.72955
8	GLO	0.15384615	0.9370860	21.39367
9	Pareto	0.17307692	0.8998065	22.04676

7110 Gorenja Gomila

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1224490	0.8904821	40.30957
2	lognorm	0.2448980	0.8294825	49.15486
3	LN3	0.2857143	0.8287983	47.57559
4	PE3	0.2040816	0.8644569	50.88908
5	LPE3	0.2448980	0.8507881	44.92850
6	Gumbel	0.2857143	0.9035448	47.22401
7	GEV	0.1836735	0.8134999	43.30397
8	GLO	0.1632653	0.8805191	50.58758
9	Pareto	0.1836735	0.8106128	47.85673

7160 Podbočje

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.06557377	0.9779597	66.77846
2	lognorm	0.14754098	0.9615455	76.35720
3	LN3	0.13114754	0.9546494	76.39665
4	PE3	0.08196721	0.9779139	69.70490
5	LPE3	0.13114754	0.9576532	63.25668
6	Gumbel	0.09836066	0.9705344	68.69363
7	GEV	0.16393443	0.9580359	73.52144
8	GLO	0.13114754	0.9641723	62.28192
9	Pareto	0.16393443	0.9215109	71.80448

7340 Prečna

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1724138	0.7802572	5.166994
2	lognorm	0.1724138	0.8180211	5.676088
3	LN3	0.1034483	0.8437355	5.122187
4	PE3	0.1724138	0.7868188	5.727092
5	LPE3	0.2586207	0.7302205	5.481316
6	Gumbel	0.2068966	0.7870347	5.243541
7	GEV	0.1724138	0.8447324	6.170588
8	GLO	0.1724138	0.9263087	6.044911
9	Pareto	0.1896552	0.8411510	5.437971

7380 Škocjan

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.12	0.9581914	13.183512
2	lognorm	0.14	0.9805975	9.941058
3	LN3	0.18	0.9807574	16.504400
4	PE3	0.12	0.9807497	12.668045
5	LPE3	0.12	0.9684539	14.205121
6	Gumbel	0.22	0.9883041	15.400934
7	GEV	0.20	0.9627431	14.141932
8	GLO	0.12	0.9898028	14.699003
9	Pareto	0.16	0.9664453	12.906631

8031 Kršovec I				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.21311475	0.8515882	75.00950
2	lognorm	0.21311475	0.9714696	89.90474
3	LN3	0.14754098	0.9541582	108.81544
4	PE3	0.16393443	0.9548178	90.68618
5	LPE3	0.14754098	0.9610736	79.63606
6	Gumbel	0.09836066	0.9456253	90.13839
7	GEV	0.13114754	0.9582739	91.10945
8	GLO	0.11475410	0.9260803	77.45295
9	Pareto	0.19672131	0.9813745	81.51650

8060 Log Čezsoški				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.08196721	0.9884577	143.2655
2	lognorm	0.21311475	0.9217827	177.2266
3	LN3	0.16393443	0.9602573	151.6578
4	PE3	0.11475410	0.9857684	140.9740
5	LPE3	0.14754098	0.9842655	138.6670
6	Gumbel	0.11475410	0.9745381	141.7341
7	GEV	0.09836066	0.9865563	120.4777
8	GLO	0.11475410	0.9755715	138.9771
9	Pareto	0.16393443	0.9668740	116.8122

8080 Kobarid I				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.14754098	0.9736487	124.7782
2	lognorm	0.16393443	0.9754656	178.7760
3	LN3	0.09836066	0.9822966	173.7221
4	PE3	0.13114754	0.9926889	138.0270
5	LPE3	0.18032787	0.9850663	165.3184
6	Gumbel	0.26229508	0.9366802	166.8274
7	GEV	0.04918033	0.9878671	158.9300
8	GLO	0.18032787	0.9861721	160.1628
9	Pareto	0.14754098	0.9573426	149.9913

8180 Solkan I				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.14754098	0.9814836	601.0312
2	lognorm	0.14754098	0.9575997	872.0846
3	LN3	0.14754098	0.9054907	658.2963
4	PE3	0.14754098	0.9603732	614.7638
5	LPE3	0.16393443	0.9810964	600.9959
6	Gumbel	0.16393443	0.9904769	544.7457
7	GEV	0.09836066	0.9870021	521.8206
8	GLO	0.13114754	0.9643423	725.1542
9	Pareto	0.18032787	0.9853783	587.8009

8242 Kal – Koritnica I				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.23214286	0.8055223	62.14673
2	lognorm	0.12500000	0.9137151	61.39611
3	LN3	0.08928571	0.9177130	59.86379
4	PE3	0.21428571	0.9429744	65.73702
5	LPE3	0.10714286	0.9634035	67.05806
6	Gumbel	0.21428571	0.9183954	64.89932
7	GEV	0.08928571	0.9960884	78.68920
8	GLO	0.17857143	0.9697793	82.04354
9	Pareto	0.21428571	0.9771580	67.67438

8270 Žaga

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1228070	0.9494728	70.42254
2	lognorm	0.1403509	0.9915085	55.17484
3	LN3	0.2280702	0.9807769	74.95155
4	PE3	0.1578947	0.9880366	65.12410
5	LPE3	0.1228070	0.9819522	84.57300
6	Gumbel	0.1578947	0.9763116	83.86679
7	GEV	0.1754386	0.9836624	69.56376
8	GLO	0.1052632	0.9730657	81.21232
9	Pareto	0.1403509	0.9650690	67.94278

8350 Podroteja I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1403509	0.9848922	94.88927
2	lognorm	0.1052632	0.9723616	109.27493
3	LN3	0.1754386	0.9641939	102.33478
4	PE3	0.1052632	0.9822323	95.50915
5	LPE3	0.2280702	0.9882738	96.63265
6	Gumbel	0.0877193	0.9849442	93.47827
7	GEV	0.1052632	0.9922447	90.87428
8	GLO	0.1403509	0.9790659	91.90799
9	Pareto	0.1052632	0.9864888	95.97615

8450 Hotešk

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.08196721	0.9843763	223.5507
2	lognorm	0.09836066	0.8561982	336.0188
3	LN3	0.14754098	0.9861752	216.5728
4	PE3	0.08196721	0.9863669	225.9717
5	LPE3	0.08196721	0.9836623	214.3525
6	Gumbel	0.11475410	0.9866394	217.4664
7	GEV	0.19672131	0.9954040	210.7197
8	GLO	0.14754098	0.9840623	215.0703
9	Pareto	0.11475410	0.9860288	198.8793

8454 Cerkno II

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.19230769	0.8825817	19.80839
2	lognorm	0.19230769	0.9451383	16.92440
3	LN3	0.17307692	0.9644866	18.63727
4	PE3	0.13461538	0.9488504	17.13808
5	LPE3	0.11538462	0.9171535	19.73438
6	Gumbel	0.13461538	0.9354230	18.25826
7	GEV	0.25000000	0.9305928	18.79976
8	GLO	0.09615385	0.9849802	20.09621
9	Pareto	0.11538462	0.9901503	19.93535

8480 Dolenja Trebuša

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.15789474	0.9504578	25.39739
2	lognorm	0.12280702	0.9893210	27.06012
3	LN3	0.10526316	0.9858178	25.30606
4	PE3	0.14035088	0.9813555	26.22615
5	LPE3	0.15789474	0.9352053	30.95893
6	Gumbel	0.07017544	0.9768552	24.16906
7	GEV	0.15789474	0.9732588	23.51888
8	GLO	0.21052632	0.9864152	20.61345
9	Pareto	0.12280702	0.9841126	25.43877

8500 Bača pri Modreju

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.09836066	0.9885105	74.29656
2	lognorm	0.11475410	0.9770257	91.26339
3	LN3	0.19672131	0.9937492	73.99315
4	PE3	0.16393443	0.9749143	69.90915
5	LPE3	0.13114754	0.9688547	76.32003
6	Gumbel	0.13114754	0.9267864	71.46678
7	GEV	0.16393443	0.9717588	79.82137
8	GLO	0.16393443	0.9571930	79.80599
9	Pareto	0.13114754	0.9865936	70.42396

8545 Nova Gorica I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1379310	0.8791353	3.991572
2	lognorm	0.1724138	0.8731727	3.590896
3	LN3	0.2068966	0.9079522	4.467771
4	PE3	0.3103448	0.9653570	3.296059
5	LPE3	0.2068966	0.9246790	4.151842
6	Gumbel	0.2068966	0.8447602	3.781311
7	GEV	0.2068966	0.8585088	3.629318
8	GLO	0.1379310	0.9414150	11.501284
9	Pareto	0.2413793	0.8476773	3.807517

8560 Vipava I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.18032787	0.9368245	12.85208
2	lognorm	0.16393443	0.9601816	13.09971
3	LN3	0.09836066	0.9730663	13.82350
4	PE3	0.24590164	0.9737594	12.92512
5	LPE3	0.13114754	0.9836603	12.75123
6	Gumbel	0.21311475	0.9748859	14.65880
7	GEV	0.14754098	0.9624102	13.43702
8	GLO	0.16393443	0.9682168	12.24263
9	Pareto	0.14754098	0.9815246	14.51328

8565 Dolenje

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.20	0.9191520	57.14281
2	lognorm	0.30	0.9685174	56.18057
3	LN3	0.20	0.9184291	50.43777
4	PE3	0.25	0.9471032	65.51936
5	LPE3	0.20	0.9337019	36.06893
6	Gumbel	0.20	0.9659655	56.01285
7	GEV	0.35	0.9833202	45.28405
8	GLO	0.20	0.9313550	54.31651
9	Pareto	0.35	0.9656323	47.02816

8590 Dornberk

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1864407	0.9392736	61.80452
2	lognorm	0.1355932	0.9740748	51.23447
3	LN3	0.1355932	0.9618316	51.94128
4	PE3	0.2372881	0.9823428	55.89410
5	LPE3	0.1355932	0.9664825	55.47687
6	Gumbel	0.1186441	0.9501988	50.82114
7	GEV	0.1186441	0.9792265	53.31175
8	GLO	0.1186441	0.9359881	57.07356
9	Pareto	0.1016949	0.9533889	54.66413

8601 Miren I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.13114754	0.9854734	85.85951
2	lognorm	0.08196721	0.9918481	78.38944
3	LN3	0.13114754	0.9865311	81.04998
4	PE3	0.08196721	0.9774525	89.08161
5	LPE3	0.09836066	0.9856330	86.14448
6	Gumbel	0.09836066	0.9694095	83.90116
7	GEV	0.14754098	0.9705427	89.46536
8	GLO	0.16393443	0.9713324	81.53536
9	Pareto	0.14754098	0.9697202	91.31441

8630 Ajdovščina I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1428571	0.9881593	12.42027
2	lognorm	0.1964286	0.9623387	14.09367
3	LN3	0.1607143	0.9318449	13.87168
4	PE3	0.1071429	0.9703772	12.22957
5	LPE3	0.1250000	0.9781731	10.85335
6	Gumbel	0.1250000	0.9547906	13.49047
7	GEV	0.1607143	0.9840668	12.52019
8	GLO	0.1607143	0.9889563	12.92802
9	Pareto	0.1071429	0.9648847	14.17254

8660 volčja Draga

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1363636	0.9820194	24.26438
2	lognorm	0.3181818	0.9535793	18.29651
3	LN3	0.1363636	0.9728068	18.83560
4	PE3	0.1363636	0.9757655	22.00946
5	LPE3	0.2727273	0.9718136	22.24485
6	Gumbel	0.1363636	0.9840358	23.61730
7	GEV	0.1363636	0.9822394	20.82349
8	GLO	0.1818182	0.9602502	19.80935
9	Pareto	0.2727273	0.9516447	19.63591

8670 Brezovljak

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1904762	0.9942882	9.478959
2	lognorm	0.2857143	0.8594796	14.017807
3	LN3	0.2380952	0.8978676	11.346915
4	PE3	0.1428571	0.9680321	9.221035
5	LPE3	0.2380952	0.9717249	11.026552
6	Gumbel	0.1904762	0.9692002	9.824758
7	GEV	0.1904762	0.9903669	7.981118
8	GLO	0.1428571	0.9829849	9.075160
9	Pareto	0.1904762	0.9831068	10.594011

8680 Neblo

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1034483	0.9673958	20.98129
2	lognorm	0.2413793	0.9743803	27.10355
3	LN3	0.3103448	0.9782641	20.57356
4	PE3	0.1724138	0.9626018	17.19718
5	LPE3	0.2413793	0.9915232	22.59798
6	Gumbel	0.1724138	0.9159955	25.73488
7	GEV	0.2068966	0.9732946	21.82994
8	GLO	0.1724138	0.9677895	20.50146
9	Pareto	0.2068966	0.9597236	23.56685

9030 Trnovo				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2307692	0.9026011	59.14531
2	lognorm	0.3461538	0.9077059	53.83931
3	LN3	0.1538462	0.9429348	65.88671
4	PE3	0.2307692	0.9748787	81.94856
5	LPE3	0.1923077	0.9751635	64.63707
6	Gumbel	0.3076923	0.9428315	75.38081
7	GEV	0.1153846	0.8665878	68.62162
8	GLO	0.1153846	0.9658000	70.84360
9	Pareto	0.2692308	0.9674037	54.09201

9050 Cerkvenikov Mlin				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1525424	0.9784417	66.93939
2	lognorm	0.1864407	0.9729634	77.20931
3	LN3	0.1186441	0.9470647	76.16065
4	PE3	0.1525424	0.9743408	66.70034
5	LPE3	0.1355932	0.9777270	86.32734
6	Gumbel	0.1016949	0.9256287	92.32894
7	GEV	0.1864407	0.9773991	86.82498
8	GLO	0.1864407	0.9713767	82.40534
9	Pareto	0.2033898	0.9847724	84.51308

9100 Ilirska Bistrica				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.22727273	0.9465707	11.214912
2	lognorm	0.31818182	0.9110756	11.297203
3	LN3	0.13636364	0.9598080	10.073608
4	PE3	0.09090909	0.9602139	9.915385
5	LPE3	0.36363636	0.9633409	9.445946
6	Gumbel	0.27272727	0.9544519	11.135728
7	GEV	0.31818182	0.9620488	9.628471
8	GLO	0.22727273	0.9524998	8.769429
9	Pareto	0.18181818	0.9808022	7.967255

9210 Kubed II				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1967213	0.8166821	32.12751
2	lognorm	0.1147541	0.8344527	26.08258
3	LN3	0.1311475	0.8869919	30.48089
4	PE3	0.1311475	0.8541087	28.62814
5	LPE3	0.1639344	0.8753757	26.83920
6	Gumbel	0.1311475	0.8311810	28.31248
7	GEV	0.1311475	0.8627725	29.62383
8	GLO	0.1311475	0.9796083	33.19077
9	Pareto	0.1147541	0.8279253	28.49884

9275 Šalara				
	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2352941	0.9538079	3.478621
2	lognorm	0.1764706	0.9713471	2.941415
3	LN3	0.1764706	0.9489627	4.206066
4	PE3	0.2941176	0.9621546	3.522483
5	LPE3	0.2352941	0.9561893	3.727333
6	Gumbel	0.1764706	0.9677595	3.402261
7	GEV	0.1764706	0.9746390	3.875690
8	GLO	0.1764706	0.9779202	3.576161
9	Pareto	0.1764706	0.9683662	4.063630

9280 Pišine I

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.2941176	0.9631872	5.824487
2	lognorm	0.2352941	0.9573080	5.762377
3	LN3	0.2352941	0.9743122	5.276666
4	PE3	0.1176471	0.9609664	5.583464
5	LPE3	0.1764706	0.9723263	7.000472
6	Gumbel	0.1764706	0.9698115	7.088700
7	GEV	0.2941176	0.9470491	4.566670
8	GLO	0.1764706	0.9500599	7.231837
9	Pareto	0.2352941	0.9701281	5.714954

9300 Podkaštel

	porazdelitev	KS	PPCC	RMSE
1	norm	0.1935484	0.9259681	37.38918
2	lognorm	0.1612903	0.9710436	38.20178
3	LN3	0.2580645	0.9752845	32.73408
4	PE3	0.1612903	0.9812892	39.90536
5	LPE3	0.1935484	0.9746398	48.03585
6	Gumbel	0.1612903	0.9688358	35.23234
7	GEV	0.1290323	0.9926930	43.41707
8	GLO	0.1612903	0.9276443	36.13727
9	Pareto	0.1612903	0.9812507	36.66110

»Ta stran je namenoma prazna«

PRILOGA G: MEJNE VREDNOSTI TESTNE STATISTIKE D TESTA KOLMOGOROV-SMIRNOV ZA RAZLIČNE PORAZDELITVE

Število podatkov n	Norm, LN, LN3	GEV	GLO	PE3, LPE3, Gumbel	Pareto
15	0,220	0,209	0,191		0,202
17	0,206	0,202	0,180		0,193
18	0,200	0,197	0,176		0,189
20	0,190	0,188	0,168		0,180
21	0,188	0,183	0,165		0,176
22	0,186	0,179	0,161		0,173
23	0,184	0,176	0,158		0,169
25	0,180	0,169	0,152	0,173	0,162
26	0,176	0,166	0,149	0,171	0,160
28	0,169	0,160	0,143	0,166	0,157
29	0,165	0,157	0,141	0,163	0,155
30	0,161	0,155	0,139	0,161	0,153
31	0,159	0,152	0,137	0,160	0,150
36	0,148	0,142	0,127	0,148	0,136
37	0,146	0,140	0,126	0,146	0,134
38	0,144	0,138	0,124	0,144	0,133
39	0,142	0,137	0,122	0,143	0,131
41	0,138	0,133	0,120	0,139	0,128
42	0,137	0,132	0,118	0,137	0,127
43	0,135	0,130	0,117	0,136	0,126
44	0,134	0,129	0,116	0,134	0,125
49	0,127	0,123	0,110	0,127	0,120
50	0,125	0,122	0,109	0,126	0,119
52	0,123	0,121	0,108	0,123	0,118
54	0,121	0,118	0,106	0,121	0,116
55	0,119	0,117	0,105	0,120	0,116
56	0,118	0,116	0,104	0,119	0,115
57	0,117	0,115	0,103	0,118	0,114
58	0,116	0,114	0,102	0,117	0,113
59	0,115	0,113	0,102	0,116	0,113
60	0,114	0,112	0,101	0,115	0,112
61	0,113	0,111	0,100	0,114	0,111

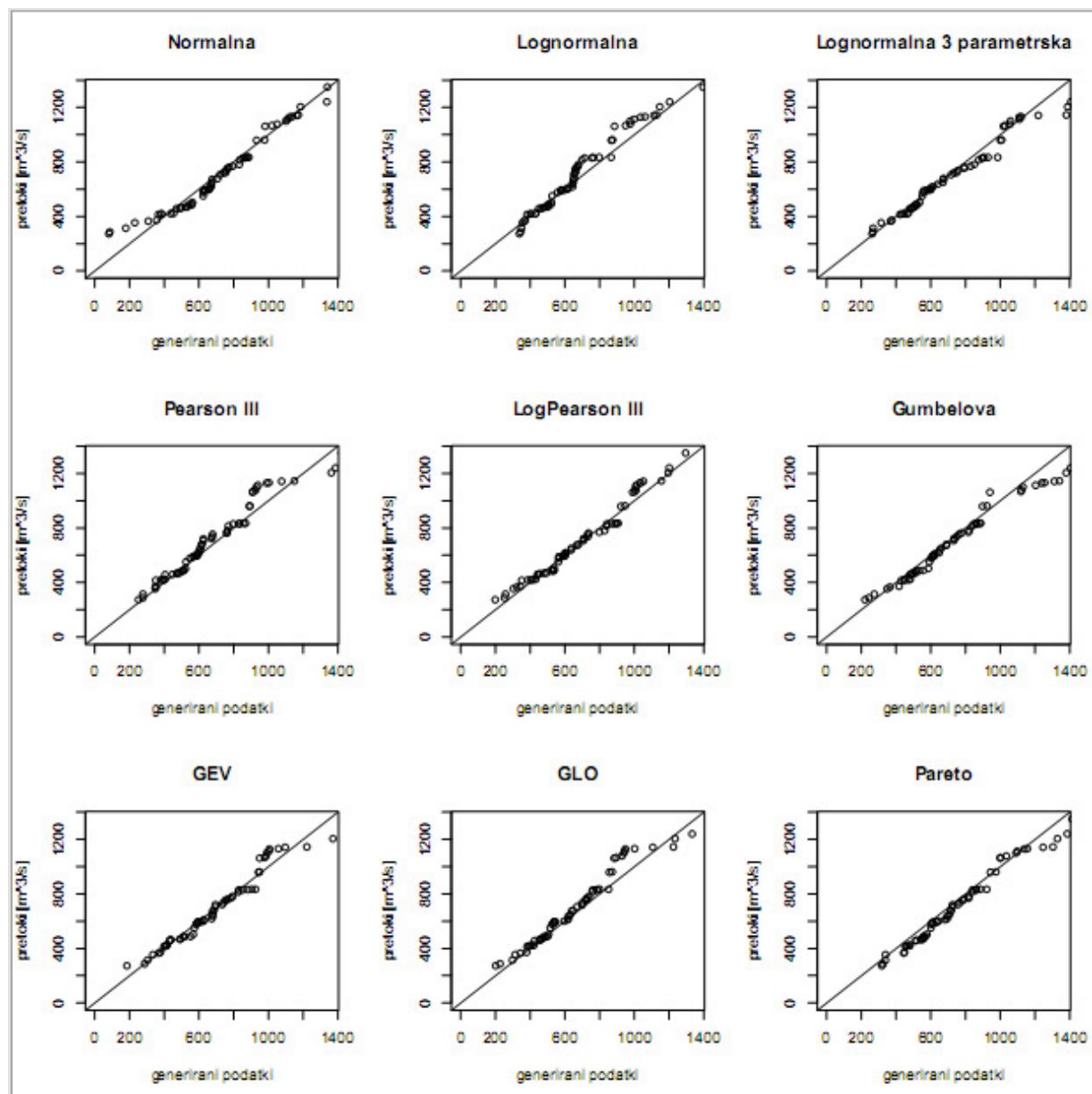
Mejne vrednosti so bile povzete po:

- normalna in logaritempska normalna z dvema ter tremi parametri - Lilliefors (1967),
- porazdelitev ekstremnih vrednosti (GEV) - Chandra s sodelavci (1981),
- Gumbelovo in Gama porazdelitev (PE3 in LPE3) - Crutcher (1975),
- Pareto porazdelitev - Arshad s sodelavci (2002),
- generalizirana logistična porazdelitev - Stephens (1979).

»Ta stran je namenoma prazna«

PRILOGA H: QQ DIAGRAMI POSAMEZNIH VODOMERNIH POSTAJ

QQ diagrami za vodomerno postajo 1060 Gornja Radgona I



QQ diagrami za ostale vodomerne postaje so priloženi na disku.

»Ta stran je namenoma prazna«

PRILOGA I: KARTA VODOMERNIH POSTAJ PO REGIJAH, KI SO BILE DOBLJENE S SUBJEKTIVNO METODO

Na priloženi karti so z različnimi barvami označene vodomerne postaje, odvisno od tega v katero regijo so bile uvrščene. Karta je povzeta po tisti, ki je objavljena na spletni strani ARSO (http://www.arso.gov.si/vode/podatki/arhiv/hidroloski_arhiv.html).

»Ta stran je namenoma prazna«

MREŽA VODOMERNIH POSTAJ (1. 2012) THE GAUGING STATION NETWORK (2012)

