



**УНИВЕРЗИТЕТ У НОВОМ САДУ
ПРИРОДНО-МАТЕМАТИЧКИ ФАКУЛТЕТ
ДЕПАРТМАН ЗА ГЕОГРАФИЈУ,
ТУРИЗАМ И ХОТЕЛИЈЕРСТВО**



мр Марко Урошев

ХИДРОЛОШКЕ СУШЕ У СЛИВУ ВЕЛИКЕ МОРАВЕ

докторска дисертација

Нови Сад, 2016

САДРЖАЈ

1. УВОД	4
1.1. ДЕФИНИЦИЈЕ СУШЕ	5
1.2. ТЕОРИЈСКА ОСНОВА И ЦИЉ ДИСЕРТАЦИЈЕ	7
2. ПРОЦЕСИ КОЈИ УТИЧУ НА ХИДРОЛОШКЕ СУШЕ	8
2.1. ПРОПАГАЦИЈА СУШЕ	8
2.2. УТИЦАЈ КЛИМЕ НА ХИДРОЛОШКЕ СУШЕ	11
2.3. УТИЦАЈ КАРАКТЕРИСТИКА СЛИВА НА ХИДРОЛОШКЕ СУШЕ	11
2.4. ТИПОВИ ХИДРОЛОШКИХ СУША	13
2.5. РАЗМЕРЕ И ПРОСТОРНЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ ХИДРОЛОШКИХ СУША	13
3. ПРОСТОР ИСТРАЖИВАЊА И ПОДАЦИ	16
3.1. СЛИВ ВЕЛИКЕ МОРАВЕ	18
<i>3.1.1 ОПШТЕ ФИЗИЧКО-ГЕОГРАФСКЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ СЛИВА</i>	18
<i>3.1.2 КЛИМАТСКЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ СЛИВА</i>	21
<i>3.1.3 ХИДРОЛОШКЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ СЛИВА</i>	25
3.2. ПОДАЦИ	31
4. МЕТОДЕ	38
4.1. КАРАКТЕРИСТИКЕ ХИДРОЛОШКИХ СУША	40
<i>4.1.1. КАРАКТЕРИСТИКЕ МАЛИХ ВОДА</i>	42
4.1.1.1. КРИВА ТРАЈАЊА ПРОТИЦАЈА И Q_{90}	42
4.1.1.2. СРЕДЊЕ МИНИМАЛНИ ГОДИШЊИ ПРОТИЦАЈ ТРАЈАЊА N -ДАНА (МММ(N -DAY))	44
4.1.1.3. ИНДЕКС БАЗНОГ ПРОТИЦАЈА	45
<i>4.1.2. КАРАКТЕРИСТИКЕ ДЕФИЦИТА</i>	46
4.1.2.1. МЕТОДА ПРАГА	46
4.1.2.1.1. Избор прага	48
4.1.2.1.2. Обједињавање суша и отклањање малих суша	50
4.2. СТАТИСТИЧКА АНАЛИЗА ХИДРОЛОШКИХ СУША НА СТАНИЦАМА	53
<i>4.2.1. ИЗБОР МЕТОДЕ ЗА СТАТИСТИЧКУ АНАЛИЗУ ДЕФИЦИТА И ТРАЈАЊА СУШЕ</i>	53
<i>4.2.2. ТЕСТИРАЊЕ ХОМОГЕНОСТИ И СЛУЧАЈНОСТИ СТАТИСТИЧКИХ НИЗОВА</i>	54
4.2.2.1. ТЕСТИРАЊЕ СЛУЧАЈНОСТИ СТАТИСТИЧКИХ НИЗОВА	55
4.2.2.1.1. Тест аутокорејације првог реда (тест Андерсена)	55
4.2.2.1.2. Тест квадрата узастопних разлика (тест Нејмана)	56
4.2.2.2. ТЕСТИРАЊЕ ХОМОГЕНОСТИ СТАТИСТИЧКИХ НИЗОВА	56
4.2.2.2.1. Тест једнакости две средње вредности са познатим варијансама: z-тест	56
4.2.2.2.2. Тест једнакости две средње вредности са непознатим али једнаким варијансама: t-тест	56
4.2.2.2.3. Тест једнакости варијанси два узорка: Фишиеров F-тест	57
4.2.2.2.4. Тест хомогености функције расподеле: Мен-Витни (Mann-Whitney) тест	57
4.2.2.2.5. Тест значајности коефицијента правца у линеарној регресији	57
<i>4.2.3. МЕТОДА ПАРЦИЈАЛНИХ СЕРИЈА</i>	58
4.2.3.1. РАСПОДЕЛА БРОЈА ПРЕКОРАЧЕЊА У ГОДИНИ ДАНА	60
4.2.3.2. РАСПОДЕЛА ВИСИНЕ ПРЕКОРАЧЕЊА	62

4.2.3.3 РАСПОДЕЛА НАЈВЕЋЕГ ПРЕКОРАЧЕЊА (ГОДИШЊЕГ МАКСИМУМА)	67
4.3. РЕГИОНАЛНА СТАТИСТИЧКА АНАЛИЗА ХИДРОЛОШКИХ СУША	71
4.3.1 ОДРЕЂИВАЊЕ ХОМОГЕНИХ РЕГИОНА	72
4.3.1.1 СИНХРОНИЦИТЕТ ПОЈАВЕ СУША	72
4.3.1.2 АНАЛИЗА L-МОМЕНАТА	73
4.3.2 ОДРЕЂИВАЊЕ РЕГИОНАЛНЕ РАСПОДЕЛЕ	73
4.3.2.1 ВОХ PLOT АНАЛИЗА РЕЗУЛТАТА ТЕСТОВА САГЛАСНОСТИ	74
4.3.2.2 L-МОМЕНТ ДИЈАГРАМИ	74
5. РЕЗУЛТАТИ И ДИСКУСИЈА	75
5.1. ИЗДВАЈАЊЕ ХИДРОЛОШКИХ СУША	75
5.2 СТАТИСТИЧКА АНАЛИЗА ХИДРОЛОШКИХ СУША НА СТАНИЦАМА	80
5.2.1 РАСПОДЕЛА БРОЈА ЈАВЉАЊА СУША	81
5.2.2 РАСПОДЕЛА ВИСИНЕ ПРЕКОРАЧЕЊА	82
5.2.3 РАСПОДЕЛА ГОДИШЊЕГ МАКСИМУМА	86
5.3. РЕГИОНАЛНА СТАТИСТИЧКА АНАЛИЗА ХИДРОЛОШКИХ СУША	91
6.ЗАКЉУЧАК	103
ЛИТЕРАТУРА	105
Прилози	113
Биографија	160
Кључна документацијска информација	161

1. УВОД

Широм света становништво је изложено бројним природним непогодама, као што су земљотреси, вулканске ерупције, урагани, торнада, поплаве и суше. Хидролошки екстреми (поплаве и хидролошке суше) су природне непогоде које нису ограничене на одређене регионе, већ се јављају у свим деловима света, тако да утичу на велики број људи. Поплаве добијају већу пажњу, како у медијима, тако и у научној литератури, због својих брзих, јасно видљивих и драматичних последица. Са друге стране, суше се развијају полако, често неприметно и имају разноврсне и индиректне последице (Mishra & Singh, 2010). Међутим, хидролошке суше могу да захватају велика подручја и могу да трају неколико месеци, па чак и година, са разорним ефектима на водне екосистеме и различите привредне секторе, као што су: водоснабдевање водом за пиће, пољопривреда (наводњавање), енергетика и индустрија (хидроенергетика и вода за хлађење), пловидба и рекреација (квалитет воде) (Tallaksen & Van Lanen, 2004).

У последњих неколико година забележен је велики број јаких суша. Калифорнија (САД) се тренутно налази у четвртој години једне од највећих суша у историји, услед које су забележени екстремно ниски нивои воде у акумулацијама и подземним водама, и уведене рестрикције у коришћењу воде (<http://ca.water.usgs.gov/data/drought>). У 2014. години зимске суше у Скандинавији изазвале су велике шумске пожаре, док је у 2013. години због последица суша помоћ била потребна Намибији и Анголи, Бразилу, централној Европи и Новом Зеланду. У 2012. години истовремена појава суше у централним и јужним деловима САД и Русије изазвала је повећање цена хране. У пролеће 2011. западна Европа је била суочена са озбиљним недостатком воде и ниским водостајима. Суше из 2003 и 2006 године изазвале су пропадање усева, проблеме у пловидби, рестрикције у коришћењу воде за потребе индустрије и губитак људских живота услед топлотног таласа (Van Loon, 2015). Ово набрајање не представља листу свих недавних суша, већ указује на то да се суше могу понављати више пута у свим деловима света и готово у свакој климатској зони, иако њихове карактеристике могу значајно варирати између региона. Суша није савремена појава. Неке од највећих суша су се десиле у прошлом веку, као што су суша из 1976. године у Европи, такозване "Dust Bowls" суше у 30-им годинама XX века у САД и криза хране у 20-их година XX века у Русији и Кини. Широм света две милијарде људи је било погођено а више од 10 милиона је умрло због последица изазваних сушама у периоду 1900-2010 (Van Loon, 2015).

Пораст свести о сушама и хазардима повезаним са њима (топлотни таласи и шумски пожари) резултирао је повећањем броја истраживања на ову тему у међународним пројектима као што су DROUGHT-R&SPI (www.eu-drought.org) WATCH (www.eu-watch.org), DEWFORA (www.dewfora.net), DrIVER (www.drought.uni-freiburg.de), ARIDE (www.hydrology.uni-freiburg.de/forsch/aride), регионалним DMCSEE (www.dmcsee.eu) и националним DROUGHT-CH (www.nfp61.ch/en/projects/project-drought-ch), UK Droughts & Water Scarcity programme (www.nerc.ac.uk/research/funded/programmes/droughts). Поред тога, улажу се додатни напори да се информишу креатори политика, доносиоци водопривредних одлука и шира јавност путем интернет портала, као на пример Европског центра за суше (EDC, www.geo.uio.no/edc), Мониторинг суше у САД (<http://droughtmonitor.unl.edu>) и Европске опсерваторије за суше (EDO, <http://edo.jrc.ec.europa.eu>).

Недавни истраживачки пројекти су значајно допринели бољем разумевању процеса који доводе до појаве суша, њихових последица и промена у времену и простору. Једно од најважнијих научних достигнућа је све присутније мишљење да се суше више не могу окарактерисати само као недостатак падавина, већ је за опис сложености суше потребно и познавање хидролошких процеса (Van Loon, 2015). Међутим, још увек постоји много неизвесности у познавању хидролошких суша.

1.1. ДЕФИНИЦИЈЕ СУШЕ

Први корак у анализи суша је дефинисање суше. Суша је комплексна појава, те се може дефинисати на више начина. Универзална дефиниција суше не постоји (Lloyd-Hughes, 2014). Различите дефиниције суше могу се наћи у радовима Dracup et al, (1980), Beran и Rodier (1985), Wilhite и Glantz (1985), Tallaksen и Van Lanen (2004), Mishra и Singh (2010). Суша се може најједноставније окарактерисати као дефицит воде у односу на нормалне услове. Шта се сматра под „нормалним“ условима зависи од тога за шта се вода користи. На пример, за потребе пловидбе и акватичних екосистема потребни су одређени минимални водостаји, односно протицаји, док одступања од сезонског дотока воде имају озбиљне последице на управљање акумулацијама. Према томе, дефиниција суше зависи од циља истраживања, што је веома важно код квантификације суше и доношења закључака о суши као појави (Lloyd-Hughes, 2014). Важно је истаћи да, с обзиром на то да суше утичу на различите секторе у друштву, постоји потреба за различитим дефиницијама.

Постоји више класификација суша, а најраспрострањенија је према дисциплинама које их проучавају. Dracup et al. (1980) издвајају суше према падавинама (метеоролошка), протицајима (хидролошка), влажности земљишта (пољопривредна) и било којој комбинацији ове три. Сличну класификацију дали су Wilhite и Glantz (1985) издвојивши четири категорије:

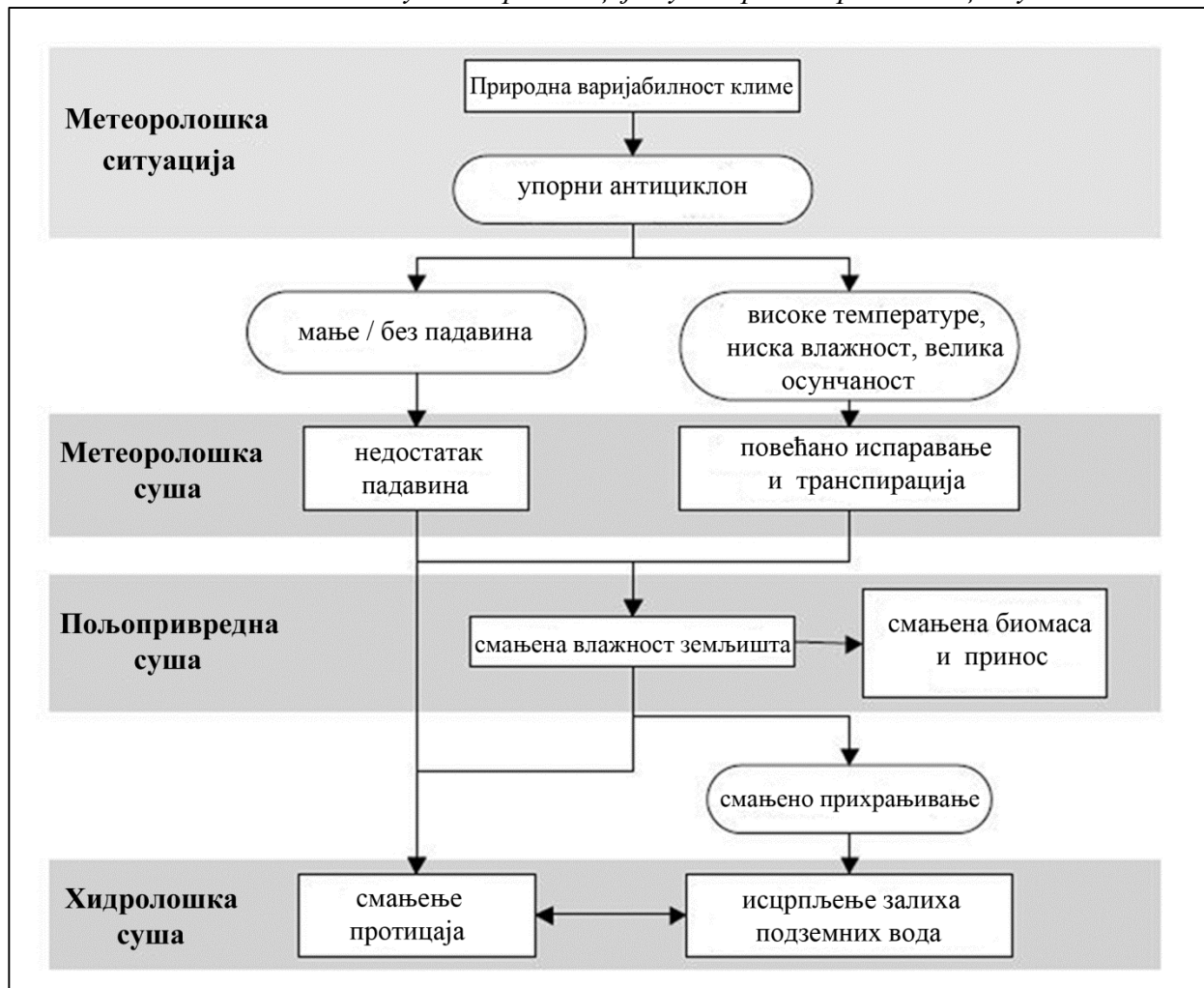
- метеоролошка суша, која је обично изражена као одступање падавина од нормале током одређеног временског периода и представља главни узрок појаве свих осталих суша;
- хидролошка суша, која је обично изражена као недостатак површинских и подземних вода, представља ефекте и последице суша;
- пољопривредна суша, која је обично изражена у влажности земљишта која је потребна одређеној пољопривредној култури у одређеном времену;
- социјално-економска суша, која се изражава преко повезаности суше са снабдевањем и потражњом за економским добром.

Метеоролошке, хидролошке и пољопривредне суше су базиране на природним процесима, док је социјално-економска суша последица претходна три типа суше. Постоји зависност између различитих категорија суша, то јест постоји пропација суше кроз хидролошки циклус (схема 1). Метеоролошка суша је први стадијум суше и настаје услед недостатка падавина. Она обично прво доводи до пољопривредне суше услед недостатка воде у земљишту. Ако се недостатак падавина наставља, долази до појаве хидролошке суше, која се одликује дефицитима површинских вода. Подземне воде су обично последње на удару суше, али се исто тако последње враћају на нормалне нивое вода. Најновији Међународни хидролошки речник (WMO & UNESCO, 2012) дефинише хидролошку сушу као „продужени период сувог времена, који изазива недостатак воде, који се манифестује смањивањем протицаја ниже норме и/или смањивањем влажности земљишта и нивоа подземних вода“. У овој дисертацији термин хидролошке суше се односи на хидролошке суше површинских вода, то јест на дефиците протицаја у рекама.

Суше не треба мешати са појмовима као што су мале воде, аридност, нестацица воде, дезертификација (смањење биљног покривача), или са повезаним непогодама као што су топлотни таласи и шумски пожари. „Мале воде“ је често коришћен термин, који означава ниске вредности протицаја у рекама (Smakhtin, 2001; WMO, 2008). Мале воде су сезонски феномен, саставна компонента водног режима реке и често су представљене минималним годишњим протицајем, који не значи да у свакој години постоји хидролошка суша. Стога, Hisdal и Tallaksen (2000) предлажу да се прави разлика између карактеристика малих вода и карактеристика хидролошких суша. Најчешће коришћена карактеристика малих вода је средњи минимални годишњи протицај трајања n -дана. У

САД и Великој Британији најчешће се користи седмодневни осредњени период (Hisdal & Tallaksen, 2000), у Русији и источној Европи једнодневни или 30-дневни летњи или зимски минимални протицај (Smakhtin, 2001), док се у Србији користи минимални средње месечни протицај 95%-тне обезбеђености. Карактеристике хидролошке суше су запремина дефицита и њено трајање.

Схема 1. Типови суша и пропација суше кроз хидролошки циклус



(Извор: Stahl, 2001)

„Аридност“ је општа карактеристика суве климе и представља трајно стање, док је суша привремена појава. У аридној клими суше могу да се појављују локални услови који су још сувљи од обичних. Термин „несташица воде“ се користи да се обележи недостатак у водоснабдевању или ситуација у којој антропогени утицај има значајан удео у смањењу расположивих водних ресурса. Несташица воде је узрокована у потпуности или делимично човековом делатношћу и одражава услове са дугорочним дисбалансом између доступних водних ресурса и потражње. Често је тешко направити разлику између несташице воде и суше зато што су међусобно повезане и често настају истовремено. Вероватно најгора ситуација са аспекта управљања водним ресурсима је суша током маловодне сезоне у аридној клими, која још додатно има проблем несташице воде (Van Loon, 2015).

Термин „дезертификација“ се односи на неправилно коришћење или управљање регионом са сувом климом, које доводи до смањења биљног покривача (Kassas, 1987). Суви периоди могу интензивирати дезертификацију. „Топлотни таласи“ настају као резултат високих температура. Типично време трајања топлотних таласа је реда величине неколико недеља, док суше генерално имају трајање од неколико месеци до година.

„Шумски пожари“ су неконтролисани пожари на шумским површинама. Ризик од настанка шумских пожара расте са појавом суше, иако је у неким регионима људска активност најзначајнији фактор у појави пожара (Pausas & Fernández-Muñoz, 2012).

1.2 ТЕОРИЈСКА ОСНОВА И ЦИЉ ДИСЕРТАЦИЈЕ

Хидролошке процесе можемо поделити на детерминистичке (динамичке) и стохастичке (случајне). Избор детерминистичких или динамичких метода одређује се доминацијом детерминистичких или стохастичких законитости у изучаваном процесу и у значајној мери зависи од нивоа развоја хидролошке науке и стручне обучености хидролога (Кучмент & Гельфан, 1993). Дискусије о предности детерминистичког или стохастичког описа хидролошких процеса немају смисла, јер је за пун опис осматрених појава неопходно коришћење како једног, тако и другог метода, иако они могу бити контрадикторни један другоме. На пример, једна од најважнијих хидролошких карактеристика – максимални протицај воде одређене вероватноће појаве на било ком профилу, може да се одреди помоћу детерминистичких модела формирања отицаја по метеоролошким подацима, или пак на основу статистичке анализе осматрених протицаја. Оба приступа у зависности од својства процеса формирања отицаја, квалитета модела и доступности улазних података могу да дају величине које се знатно разликују. За задатке пројектовања било би корисно коришћење међусобно комплементарних резултата, које дају оба приступа. Међутим, у инжењерској пракси, најчешће се даје предност једном од њих. Крајем прошлог века почињу интензивно да се користе динамичко-стохастички модели (Кучмент & Гельфан, 1993; Христофоров, 2012) који се деле на два блока: стохастички блок за опис процеса промене основних метеоролошких елемената у времену и динамички блок за опис процеса формирања речног отицаја. *У овој дисертацији просторне и временске законитости формирања хидролошких суша разматрају се као стохастички (случајан) процес.*

Многи аутори тврде да су хидролошке суше представљале до недавно најслабије изучени сегмент хидрологије у погледу квалитета и конзистентности метода за њихову анализу (Radić & Mihailović, 2006; Tallaksen et al., 1997; Zelenhasić, 2002). За издвајање хидролошких суша на хидролошким станицама коришћена је метода прага (“threshold level”) (Zelenhasić & Salvai, 1987), тако да је хидролошка суша у овој дисертацији дефинисана са две случајне променљиве $X = f(D, T)$, где је D – дефицит суше, T – трајање суше. Овако дефинисана суша пружа више информација хидролошким инжењерима, него појединачна вредност минималног годишњег протицаја.

Пошто суше имају регионални карактер, обично захватају велике површине и трају дуг временски период, важно је изучавати их и у регионалном контексту. Својства регионалних суша могу се проучавати просторном расподелом издвојених сушних епизода на станицама (тачкастих суша). Други приступ је проучавање регионалних варијабли као што су површина захваћена сушом и укупни дефицит на територији под сушом. Проучавање регионалних суша најчешће се базира на дефинисаним сушним епизодама на мерним местима, док регионални аспект укључује анализу просторног распореда тачкастих вредности без увођења посебног метода одређивања регионалне суше (Hisdal, 2002). Према овом тумачењу, метеоролошке суше треба анализирати у климатолошки хомогеним регионима, а хидролошке суше на нивоу слива. *За анализу хидролошких суша изабран је слив Велике Мораве – како због тога што је то наша највећа река, тако и због тога што реке овог слива репрезентују хидролошки режим река са подручја Србије јужно од Саве и Дунава (осим Дрине и Лима).*

Циљ ове дисертације је проучавање просторних и временских карактеристика хидролошких суша побољшањем постојеће методе прага. У складу са задатим циљем, у дисертацији су урађени следећи задаци:

- Издавање хидролошких суша методом прага на 39 хидролошких станица у сливу Велике Мораве за период 1960-2014 г.
- Статистичка анализа дефицита и трајања суша методом парцијалних серија (partial duration series (PDS)) – израчунате су:
 - теоријске функције расподеле броја јављања суше у току године,
 - теоријске функције расподеле висине пикова дефицита и трајања суша,
 - теоријске функције расподеле максималних годишњих дефицита и трајања суша.
- Упоређивање хидролошких суша великих повратних периода на станицама у различитим деловима слива Велике Мораве
- Изналажење регионалне функције расподеле дефицита и трајања суша применом L-момент дијаграма, као и регионализација на основу синхронизованости појаве суша кластер анализом.

2. ПРОЦЕСИ КОЈИ УТИЧУ НА ХИДРОЛОШКЕ СУШЕ

Постоји читав низ релевантних процеса који утичу на појаву и развој хидролошких суша. У овом поглављу дат је приказ досадашњег познавања ових процеса и њиховог утицаја на просторну и временску расподелу хидролошких суша. Иако су ови процеси слични процесима који генерално утичу на формирање отицаја, а поготово на формирање малих вода, ипак имају неке специфичности које одликују само хидролошке суше. Разумевање ових процеса је неопходно ради: успостављања критеријума за податке који ће се користити у истраживању хидролошких суша, процене варијабилности карактеристика хидролошких суша, избора најадекватнијег метода за анализу хидролошких суша и тумачења добијених резултата.

2.1. ПРОПАГАЦИЈА СУШЕ

Узроци настанка хидролошких суша су сложени, јер не зависе само од атмосферских процеса, већ и од хидролошких процеса у сливу. Атмосферски процеси који су почетна тачка развоја хидролошких суша резултат су варијабилности климе. Продужени периоди са недостатком падавина узрокују мањи улаз у хидролошки систем (схема 2). Дефицити падавина настају услед блокаде антициклона у средњим и високим географским ширинама (Европа) (Fleig et al., 2011), или одсуства монсуна у монсунским областима Азије (Schewe & Levermann, 2012). Хидролошке суше могу бити изазване и аномалијама у температури ваздуха, као што су продужени зимски мразни периоди у сливовима са нивалним режимом или периоди са ниским летњим температурама у сливовима са глацијалним режимом (Van Loon & Van Lanen, 2012). Температурне и падавинске аномалије могу бити повезане са глобалним атмосферским и океанским обрасцима као што су ENSO (El Nino-Southern Oscillation), NOA (North Atlantic Oscillation) и температурама на површини мора (Kingston et al., 2014).

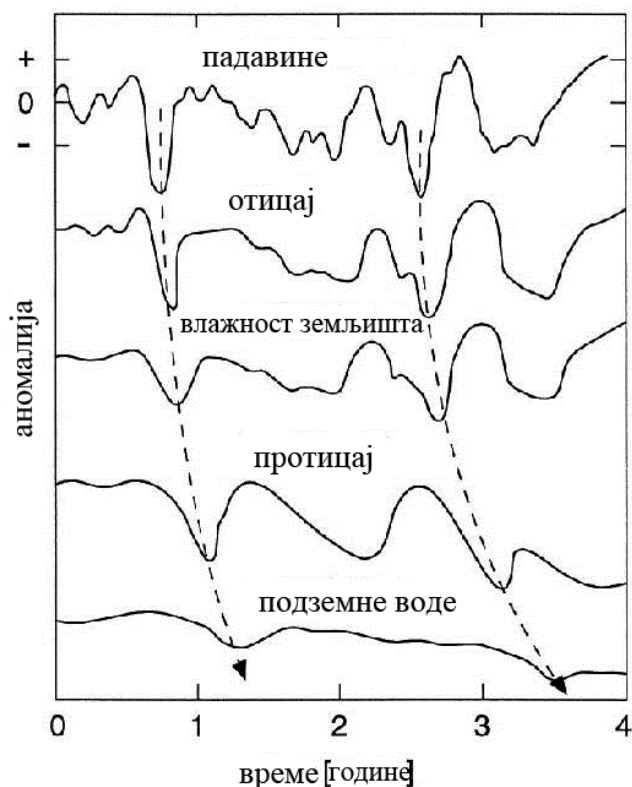
Смањење влажности земљишта је повезано са претходним стањем, испаравањем са огољеног земљишта, евапотранспирацијом кроз биљке, процеђивањем (перколација) ка подземним водама и отицајем ка рекама. Током сувог времена, перколација и отицај су

обично мали, али потенцијална евапотранспирација може да се повећа због увећаног осунчавања, брзине ветра или напона водене паре. Ово може довести до повећања стварне евапотранспирације, која узрокује додатне губитке воде из земљишта и са водених површина, тако да вегетација има важну улогу у контроли влажности земљишта (Van Loon, 2015).

Исцрпљивање резерви влаге у земљишту узрокује смањено прихрањивање подземних вода, које доводи до опадања њиховог нивоа. Тренутни нивои подземних вода зависе од услова који су претходили суши и брзине опадања, а ови задњи зависе од количине прихрањивања и пражњења, као и карактеристика издани. Пошто је реакција подземних вода на климатски улаз (дефицит падавина) обично са задршком и углачана, суша се у подземним водама не развија увек, али кад се појави обично има дуге периоде са нивоима подземних вода испод нормале. Код река које су хидраулички везане са подземним водама, ниски нивои подземних вода доводе до малог подземног отицаја, што успорава процес исушивања издани, али са друге стране узрокује смањење протицаја у рекама (Tallaksen & Van Lanen, 2004). Током суше, главни допринос протицајима је кроз ове споре путање подземног отицаја. Брзе путање које доприносе протицају током влажних периода (површински и потповршински отицај) обично су ограничене током суше. Овај ланац процеса може се објединити термином „пропагација суше“, који означава промену сигнала суше док пролази кроз копнени део хидролошког циклуса.

Зависност између падавина, влажности ваздуха, површинског, подземног отицаја, и протицаја је стари концепт у хидрологији, али његова примена у истраживању суше је релативно нова. Прва истраживања која се баве пропагацијом суше кроз хидролошки циклус спровели су Changnon (1987) и Eltahir и Yeh (1999) за простор државе Илиноис, САД. Eltahir и Yeh (1999) су први који су употребили термин „пропагација“ у контексту прелаза из метеоролошке у хидролошку сушу. Пропагацијом суше бавили су се последњих година, између осталих, Tallaksen и Van Lanen (2004), Peters et al., (2006), Van Lanen (2006), Tallaksen et al., (2006) и Van Loon (2013).

Схема 2. Шематски приказ пропагације аномалија падавина кроз хидролошких циклус



(Извор: Changnon, 1987)

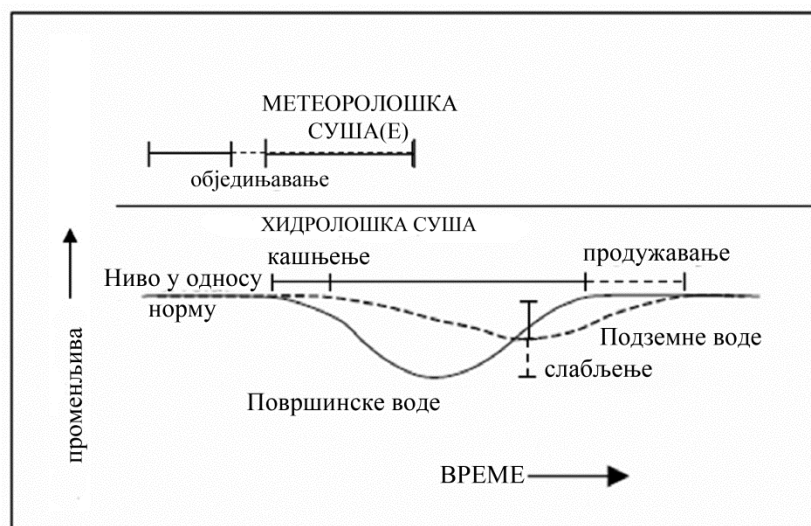
Треба напоменути да се у климатским проучавањима термин „пропагација суше“ најчешће користи за просторне промене суше, изазване атмосферским транспортом аномално топлог и сувог ваздуха. Тако је установљено да се у источној Кини и западном делу САД метеоролошке суше премештају у јужном правцу (Hu & Feng, 2001), док се у Европи суше које настају у јужној Европи шире према северу (Zampieri et al., 2009). У овој дисертацији термин „пропагација суше“ се стриктно користи само за трансформацију аномалних метеоролошких услова у хидролошку сушу.

Основне разлике између хидролошких променљивих приказаних на схеми 2 су: мноштво аномалија падавина, мањи број и величина аномалија влажности земљишта, и још мањи број, али знатно дуже аномалије подземних вода. Протицај заузима средишње место у овом распореду, јер се састоји од брзог отицаја (директни) и спорог отицаја (базни). Релативна позиција протицаја у односу на влажност земљишта и подземне воде је различита за различите просторе, то јест зависи од хидролошког режима реке. На схеми 2 видимо и да је хидролошка суша у години 1 праћена дугим периодом са значајним прихрањивањем који помаже систему да се опорави до оригиналног стања, док суша која се појавила у години 3 није компензована довољним прихрањивањем да би се омогућио комплетни опоравак система. Позитивна аномалија падавина после суше у години 3 је скоро комплетно искоришћена за опоравак влажности земљишта и мало остаје за опоравак протицаја у реци и нивоа подземних вода. Ако се систем не опорави пре настанка следеће метеоролошке суше, она се претвара у вишегодишњу сушу, као што се види у сигналу подземних вода.

Пропагација суше се одликује једним бројем карактеристика које су контролисане климом и особеностима слива (схема 3). То су:

- Обједињавање: метеоролошке суше су обједињене у једну продужену хидролошку сушу;
- Кашњење: долази до кашњења између метеоролошке, влажности земљишта (пољопривредне) и хидролошке суше – како се креће кроз хидролошки циклус, суша почиње све касније;
- Слабљење: метеоролошке суше су ослабљене у резервоарима (влажност земљишта, подземне воде), што проузрокује изравнавање максимума негативне аномалије;
- Продужавање: суше трају све дуже како се прелази из метеоролошке преко пољопривредне до хидролошке суше (Van Loon, 2015).

Схема 3. Карактеристике које одликују пропагацију метеоролошке суше(а) у хидролошку сушу: обједињавање, кашњење, слабљење и продужавање



(Извор: Van Loon, 2015)

2.2 УТИЦАЈ КЛИМЕ НА ХИДРОЛОШКЕ СУШЕ

Пропагација суше зависи од климе. Многи аутори су истраживали зависности карактеристика суше од климе. Недавни радови о ефектима климе на хидролошке суше на глобалном нивоу су, на пример, Van Lanen et al. (2013) и Van Loon et al. (2014).

Хидролошке суше се развијају другачије у релативно константним климама у односу на климе са јасно израженим сезонама. У константним климама, главни утицај на развој суше имају падавине испод нормале (обично праћене евапотранспирацијом већом од нормалне). У климама са израженим сезонама, додатни процеси доводе до настанка летњих и зимских суша. У климама са топлим сезонама, највеће прихрањивање водама на сливу се дешава током влажне сезоне. Суша током ових влажних сезона смањује капацитет складиштења воде у сливу и може да знатно утиче на услове током сушне сезоне. Овакав тип хидролошке суше се назива *влажно-сушна сезонска суша* (wet-to-dry-season drought) у класификацији коју су дали Van Loon и Van Lanen (2012) и најчешће се јавља у Медитерану, саванама и монсунским климама.

У сезонским климама са температурама испод нуле и акумулацијом снега током зиме, процеси везани са снег играју значајну улогу у развоју суша. Акумулација снега и вечито замрзнута земљишта (пермафрост) могу да задрже воду и онемогуће прихрањивање подземних вода, што доводи до смањења нивоа подземних вода и смањења протицаја током зиме. Рано или касно топлеење снега утиче на време прихрањивања издани и отицаја ка рекама. Van Loon et al. (2014) су показали да није важно само време када почиње топлеење снега (или ледника), већ и количина истог. Недостатак снежнице (отопљени снег) или сочнице (отопљени лед) може да изазове дефиците воде током периода великих вода. Пермафрост има двоструки ефекат на развој суша. Са једне стране, пермафрост задржава воду током зимске сезоне, а са друге стране он може изазвати брзи директни отицај када се снежница и киша током ране фазе топлеења снега не могу инфилтрирати у земљиште. Ово онда доводи до мањег прихрањивања система подземних вода, који на крају може довести до појаве летњих суша подземних вода (Van Loon, 2015). Ови процеси у пермафросту зависе и од степена пошумљености слива. Smakhtin (2001) указује на то да је физичка страна проблема формирања малих вода у регионима пермафроста још увек недовољно изучена и квантификована.

У монсунским областима суве и влажне сезоне се смењују услед атмосферских процеса великих размера. Пошто је то нормална ситуација за ове области, таква сушна сезона се обично не дефинише као „суша“ (види потпоглавље 1.1). Суша се јавља када почетак монсуна касни или долази до комплетног или делимичног изостанка појаве монсуна (Schewe & Levermann, 2012).

У аридној клими, сушни периоди нису редовни и могу да трају дуго због падавина које се ретко и неправилно јављају. Протицај у рекама у оваквим областима јако зависи од подземног прихрањивања, са дугом рецесионом кривом током периода без кише. Све ове разлике у процесима који проузрокују појаву суше у различитим климатским областима представљају изазов за квантификацију суше.

2.3 УТИЦАЈ КАРАКТЕРИСТИКА СЛИВА НА ХИДРОЛОШКЕ СУШЕ

Утицај физичко-географских карактеристика слива на хидролошке суше је исто тако важан као и утицај климе. Пропагација суше у брзо реагујућим сливовима (обично мањи планински сливови) разликује се од пропагације у споро реагујућим сливовима (веће равничарске реке), то јест обједињавање, кашњење, слабљење и продужавање суше зависе од карактеристика слива (Smakhtin, 2001; Van Lanen et al., 2013; WMO, 2008). Не само да су хидролошке променљиве протицај и ниво подземних вода повезане са

карактеристикама слива, већ и суве аномалије ових променљивих, то јест мале воде и суше. Tallaksen и Van Lanen (2004) су дали свеобухватни приказ механизма помоћу којих хидролошки процеси и карактеристике слива утичу на хидролошке суше. McMahon и Diaz Arenas (1982), Gustard et al. (1992), Smakhtin (2001) су урадили исто, само за мале воде, указујући на зависности између индекса малих вода и карактеристика слива. У нашој литератури један од најважнијих радова из ове области је рад Nikića (2006) у којем је урађена регионална анализа малих вода на средњим и малим водотоцима у брдскопланинским подручјима Србије на основу хидрогеолошких услова. Минимални средњи тридесетодневни протицај 80%-тне и 95%-тне обезбеђености за 61 слив доведен је у везу са квантификованим хидрогеолошким елементима (површина појединих хидрогеолошких категорија, број и сумарна издашност сталних извора на заступљеној хидрогеолошкој категорији) коришћењем вишеструке линеарне регресије.

Када је време одзива (реаговања) слива веома дуго, време кашњења између метеоролошке и хидролошке суше је исто тако дугачко, што може довести до појаве хидролошке суше у различитој сезони у односу на метеоролошку сушу која ју је изазвала. Недостатак прихрањивања зими може да буде важан фактор у стварању летње хидролошке суше у неким споро реагујућим сливовима. Peters et al. (2006) су установили да је у сливу који се храни подземним водама у Великој Британији низ сувих зима изазвао вишегодишњу хидролошку сушу. Вишегодишње суше се још називају и *композицијским сушама* (Van Loon & Van Lanen, 2012) јер се комбинују суше са различитим узрочним механизмима.

Концептуално, слив може да се разматра као низ међусобно повезаних резервоара, од којих сваки има компоненте прихрањивања, складиштења и пражњења. За развој хидролошке суше, најважнија карактеристика слива је способност задржавања (складиштења) воде. Главни резервоари у сливу су: снежни покривач и ледници, мочваре и баре, земљиште (незасићена зона), подземне воде, и језера и акумулације. Ови резервоари чине дугу меморију хидролошког система, која одређује трансформацију сигнала суше. Генерално, капацитет задржавања воде у сливу зависи од климатских фактора (снежни покривач и ледници) и геолошке подлоге (процент заступљености различитих типова стена), топографије, педологије (текстуре и структуре земљишта), коришћења земљишта и вегетације. Van Loon и Laaha (2014) су установили да ниједан од ових фактора није доминантан у објашњавању дефицита хидролошких суша, и да само комбинација великог броја фактора може да објасни варијабилност трајања суше у већини сливова у Аустрији.

Издани подземних вода су доминантан извор складиштења вода у многим светским регионима. Према томе, карактеристике издани имају снажан утицај на развој и опоравак хидролошке суше. Тако су, на пример, Stoelzle et al. (2014) показали да су крашке и пукотинске издани у Немачкој осетљиве на сушу на кратак период, док су порозне и комплексне издани осетљивије на сушу током дужег временског периода. У порозним и комплексним изданима пропација суше је више контролисана карактеристикама слива него у крашким и пукотинским изданима. Сличне резултате за простор Велике Британије су добили Bloomfield и Marchant (2013).

Нису све карактеристике слива константне, неке се мењају на нивоу геолошке временске скале, неке на годишњем и унутаргодишњем нивоу (као сезонски снежни покривач), а неке и током саме суше. Ово нелинеарно понашање карактеристика слива доводи до асиметричног одговора протицаја на сигнал суше.

2.4 ТИПОВИ ХИДРОЛОШКИХ СУША

По угледу на типове поплава које су издвојили Merz и Bloschl (2003), који класификују поплаве у дуго-кишне, кратко-кишне поплаве, бујичне, кишно-снежне, и снежне поплаве, Van Loon и Van Lanen (2012) и Van Loon et al. (2014) су развили типологију хидролошких суша. Они су класификовали хидролошке суше на основу фактора који их изазива и процеса пропагације у: *класична дефицит падавина суша*, *кишно-снежна сезонска суша*, *влажно-сушна сезонска суша*, *хладна снежна сезонска суша*, *топла снежна сезонска суша*, *суша топљења снега*, *суша топљења ледника и композитна суша* (схема 4). На схеми 4, X оса представља једну годину. Црне линије су временске серије сваке хидрометеоролошке променљиве, сиве линије у прва два реда су вишегодишњи просеци температуре и снега, испрекидана линија представља праг, а црвене површине означавају суше. Пропагација суша је означена стрелицама, испрекидане стрелице означавају одсуство опоравка хидролошке суше.

Падавине, температура или комбинација оба фактора утичу на главне процесе издвојених типова хидролошких суша. Тако је *класична дефицит падавина суша* изазвана дефицитом кише у било којој сезони; *кишно-снежна сезонска суша* изазвана дефицитом падавина током кишне сезоне, наставља се у снежној сезони; *влажно-сушна сезонска суша* изазвана дефицитом кише у влажној сезони, наставља се у сушној сезони. *Хладна снежна сезонска суша* настаје услед ниске температуре током снежне сезоне, која доводи до: раног почетка снежне сезоне (подтип А), одложеног топљења снега (подтип В), одсуства прихрањивања издани (подтип С, који је приказан на схеми 4). *Топла снежна сезонска суша* настаје услед високих температура током снежне сезоне, која доводи до: раног топљења снега (подтип А), одсуства прихрањивања издани у комбинацији са дефицитом кише (подтип В, који је приказан на схеми 4). *Суша топљења снега* изазвана је недостатком снежнице током пролећа, због ниских падавина и високих температура зими, док је *суша топљења ледника* изазвана недостатком сочнице током лета, због ниских летњих температура. *Композитна суша* настаје услед комбинације неколико суша током различитих сезона. Испаравање може да погорша сушу и у сушним сезонама онемогући опоравак од суше, али није утврђено да може да буде једини узрочник хидролошке суше (Van Loon, 2015). На бази ове класификације, графикони представљени на схеми 4 могу да послуже као алтернатива општој шеми пропагације суше приказаној на схеми 2, која у ствари представља развој класичне суше изазване дефицитима падавина.

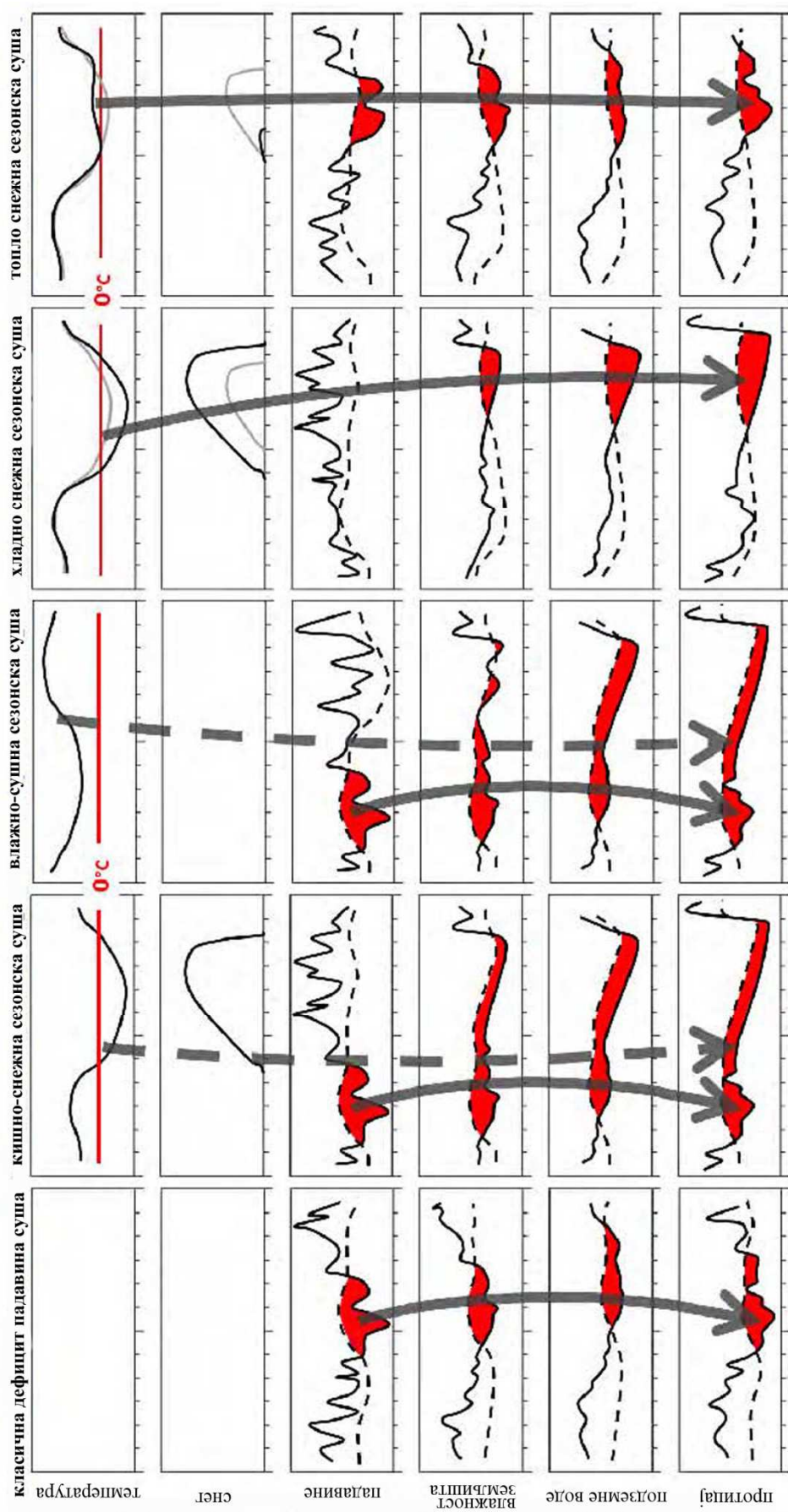
Прављење разлике између хидролошких типова суше је важно за статистичку анализу и прогнозу настанка и трајања хидролошке суше. Различите процесе који изазивају појаву хидролошке суше не треба мешати у анализи тренда или процени утицаја климатских промена. Треба напоменути и да је ова класификација хидролошких суша релативно нова, заснована на ограниченом броју сливова и моделовања на глобалном нивоу (Van Loon et al., 2014), тако да је потребна њена потврда у што већем броју сливова.

2.5 РАЗМЕРЕ И ПРОСТОРНЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ ХИДРОЛОШКИХ СУША

Као што је поменуто у Уводу, суше се јављају у другој временској и просторној размери него поплаве. Размера суше у односу на типичне размере других метеоролошких и хидролошких појава представљена је на схеми 5.

Суше се обично јављају од нивоа слива па све до континенталног нивоа, али постоје разлике у размерама између метеоролошких и хидролошких суша. Tallaksen, Hisdal и Van Lanen (2009) су закључили да су за мали (170 km²) и релативно уједначени слив у Великој Британији, метеоролошке суше кратке (1-2 месеца) и често обухватају цео слив, док хидролошке суше имају дуже трајање (4-5 месеци) и обухватају мању површину.

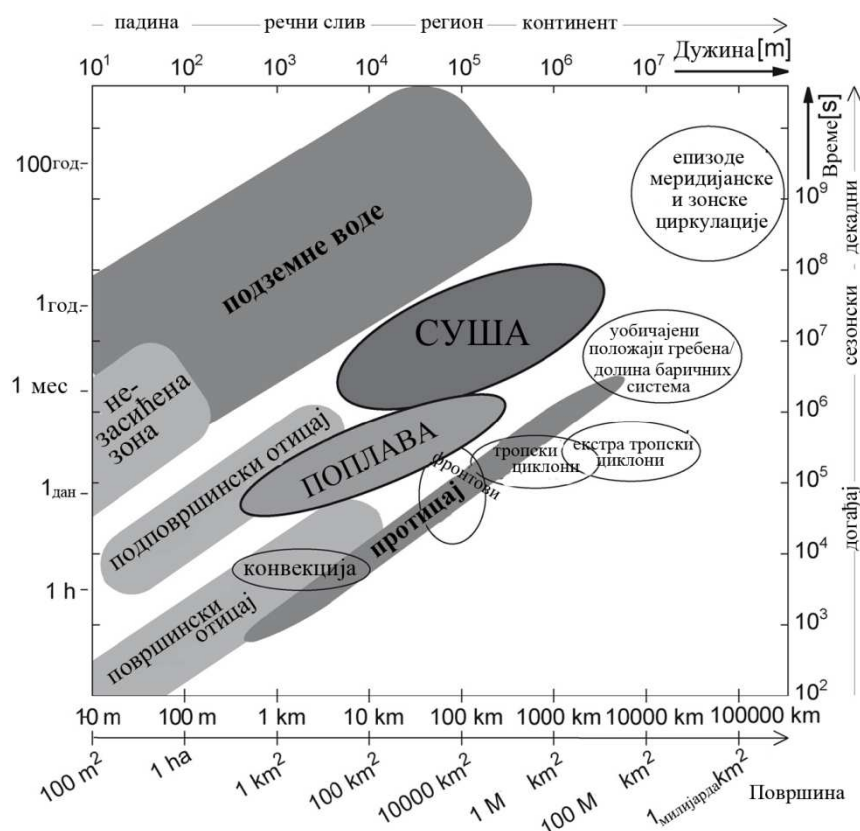
Схема 4. Унутаргодишња пропација метеоролошке аномалије (падавине/температуре) кроз хидролошки циклус за различите типове хидролошких суша



(Извор: Van Loon, 2013).

Метеоролошке суше зависе од крупноразмерних атмосферских процеса, који обично покривају велику територију. Супротно њима, просторна расподела хидролошке суше је неравномернија, јер она више зависи од локалних карактеристика слива и њиховог утицаја на пропацију суше. Zaidman et al. (2002), проучавајући сушу из 1976. године у северозападној Европи, дошли су до сличног закључка, установивши да постоји већи ниво аутокорељације у временским серијама протицаја у односу на падавине, што је резултирало у мањој површини захваћеној хидролошким сушама, али њиховим дужим трајањем. У регионима где су доминантан тип падавина конвективни пљускови, а карактеристике слива релативно уједначене, просторна расподела суша може бити обрнута, са неравномернијом метеоролошком сушом и равномернијом хидролошком сушом (Grayson & Blöschl, 2001).

Схема 5. Просторне и временске размере хидролошких процеса



(Извор: Stahl & Hisdal, 2004)

У зависности од размере слива, различити процеси су доминантни. На пример, у великим сливовима разлика у надморским висинама утиче на велике варијације у падавинама и температурама. Ово доводи до велике просторне варијације, која умањује просторни развој суше. Такође треба водити рачуна о времену концентрације вода у великим сливовима, јер оно утиче на различит одговор у горњем и доњем делу слива. Тако је установљено да је горњи ток реке Ветва (43.000 km²) у Индији подложнији јаким сушама него њен доњи ток. Слична разлика је установљена између подсливова и укупног слива Лимпопо (415.000 km²) у Африци (Van Loon, 2015). Чак и у малим сливовима просторне неравномерности могу бити значајне. На пример, Peters et al. (2006) су закључили за слив реке Панг (170 km²) у Великој Британији да су кратке суше подземних вода изразитије поред реке и да се смањују на већим удаљеностима.

Други просторни аспект суша је синхронизованост њихове појаве, коришћењем кластер анализе. Већина истраживања се усредредила на просторни аспект

метеоролошких суша, док је релативно мали број радова који се бави просторним аспектима хидролошких суша. Једна од првих кластер метода погодних за хидролошке суше је алгоритам који су развили Andreadis et al. (2005) за суше у незасићеном земљишту (пољопривредне суше) у САД. У овој студији, ради издвајања јаких суша, проучавања њихових карактеристика и трендова, коришћене су криве јачина-површина-трајање (severity-area-duration (SAD)). Tallaksen и Stahl (2014) су користили максималну годишњу кластер површину као меру јачине суше ради упоређивања резултата глобалних модела и осматраних хидролошких суша у Европи.

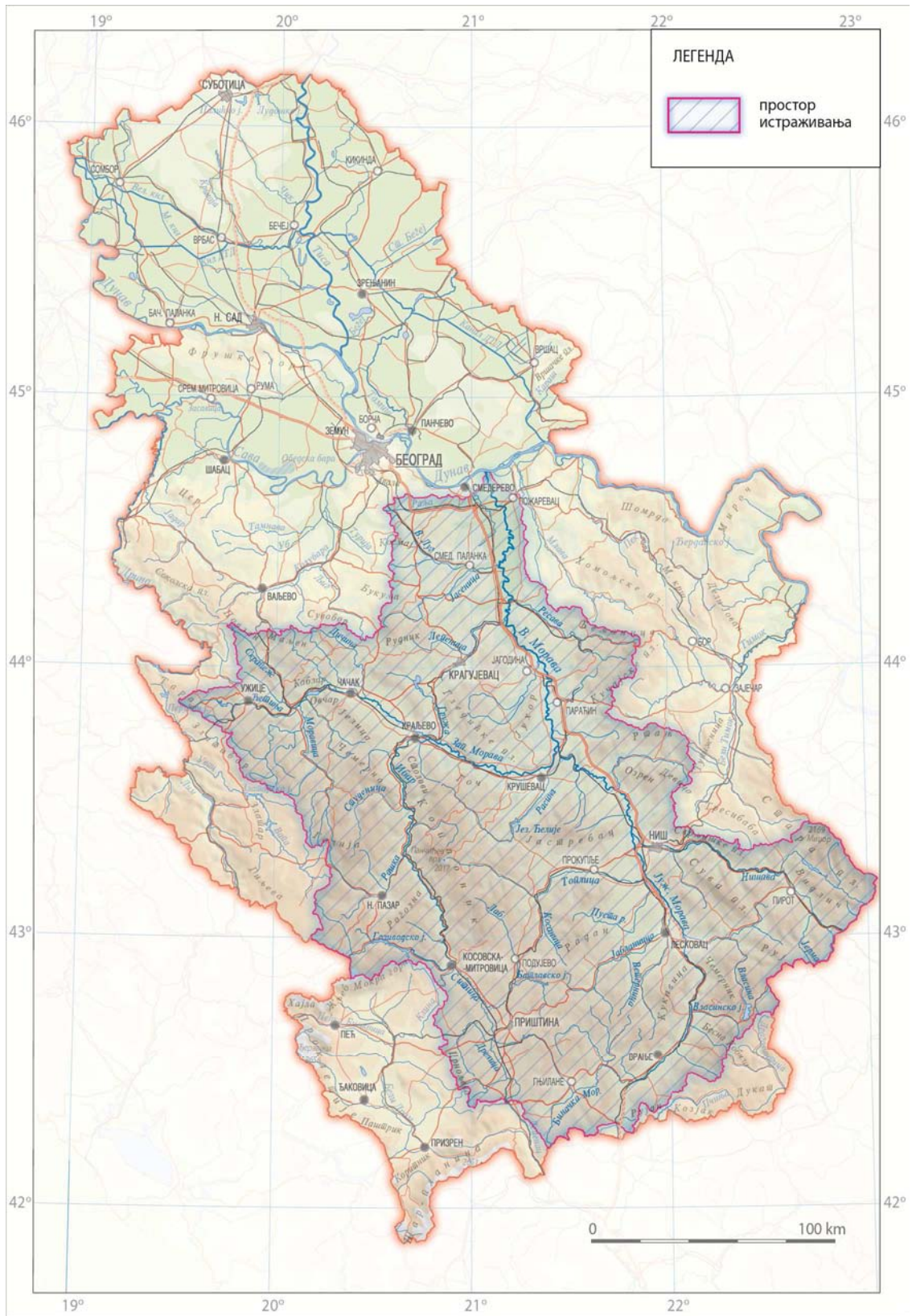
3. ПРОСТОР ИСТРАЖИВАЊА И ПОДАЦИ

Србија је члан Центра за управљање сушом за Југоисточну Европу (DMCSEE), а у Републичком хидрометеоролошком заводу (РХМЗ) је у оквиру одељења Агрометеорологије од 2006. године успостављен мониторинг суше (услова влажности) на основу стандардизованог индекса падавина (SPI), тако да и није изненађујуће да у нашој литератури има више радова посвећених метеоролошким сушама (Benka et al., 2010; Berić et al., 1990; Bezdan et al., 2011; Gocic & Trajkovic, 2014a; Gocic & Trajkovic, 2014b; Spasov, 2003; Stricevic et al., 2012), док је веома мали број радова из области хидролошких суша.

Анализа хидролошких суша методом прага је урађена само за мали број хидролошких станица у Србији: Сава – Сремска Митровица, Тиса – Сента, Дунав – Бездан и Дунав-Богојево у радовима Zelenhasić и Salvai (1987), Salvai et al. (1990), Zelenhasić (2002), као и Велика Морава – Љубичевски Мост у раду Radić и Mihailović (2006). Zelenhasić и Salvai (1987), као што је већ речено, утврдили су функције расподеле за број сушних епизода, њихово трајање и запремине дефицита, које омогућују израчунавање теоријских, то јест синтетичких суша различитих повратних периода. Анализирани су дневни протицаји за период 1926-1983 Сава – Сремска Митровица и 1931-1982 Тиса – Сента. Рад Salvai et al. (1990) представља наставак пионирског рада Зеленхасића и проширен је још на станице Дунав- Бездан, Дунав – Богојево, Драва – Доњи Михаљац и Сава – Загреб за период од 1931. до 1983. године. У раду Zelenhasić (2002), за исте станице и по истој методологији као и у претходна два, израчунавају се функције расподеле основних параметара сушних епизода, али се разликује од претходних зато што анализира суше у ситуацији када расподеле екстремних дефицита и екстремних трајања нису једнаке. У раду Radić и Mihailović (2006) приказани су различити методи за извођење константног и променљивог прага, као и њихов утицај на број епизода, запремине и трајање за станицу Љубичевски Мост на Великој Морави за период 1951-2003. Међутим, није урађено даље моделирање екстремних вредности, то јест одређивање теоријске функције расподеле запремине и трајања сушних епизода.

Слив Велике Мораве изабран је као највећи слив у Србији, као и због чињенице да његове реке репрезентују хидролошки режим река са подручја Србије јужно од Саве и Дунава (осим Дрине и Лима), са малим водама у летње-јесењем периоду (август, септембар), тако да се анализа хидролошких суша односи углавном на летњу сезону. Због тога је и прорачун извршен по календарским годинама (1. јануар – 31. децембар). Такође, овај слив је изабран јер је његов хидролошки режим у мањој мери вештачки измењен него режим Дунава, Тисе и Дрине. Изабран је период 1960 – 2014. јер је потребан што дужи низ података за израчунавање функције расподеле дефицита и трајања суша, као и да би се анализом обухватиле и новије суше. Такође, изабран је највећи могући број станица (39) које имају податке о дневним протицајима у том периоду, ради покушаја регионализације на основу груписања станица. При избору станица водило се рачуна да станице представљају природни режим водотока, то јест да је антропогени утицај што мањи.

Карта 1. Положај слива Велике Мораве у оквиру Србије



(Извор: Миливојевић, 2016, модификовано)

3.1 СЛИВ ВЕЛИКЕ МОРАВЕ

Постоји многобројна литература о сливу Велике Мораве и појединих његових делова, из које се издвајају монографија „Морава“ (Влаховић et al., 2006), намењена широј јавности и монографија „Висинско зонирање вода у сливу Велике Мораве и неки аспекти њене заштите“ (Осоколјић, 1987), намењена хидролошким стручњацима. У овом потпоглављу дат је кратак приказ основних физичко-географских карактеристика слива Велике Мораве, које су од значаја за анализу малих вода, као и општи приказ хидролошког режима река.

Слив Мораве је због своје величине и великог значаја који има у овом потпоглављу приказан на картама Србије, док су карте са резултатима добијеним у овој дисертацији приказани у формату А3 у Прилогу. Неки од резултата приказаних у овом потпоглављу су проистекли из актуелног пројекта Министарства просвете, науке и технолошког развоја Републике Србије „Географија Србије“ (ИИИ 47007) који се реализује у Географском институту „Јован Цвијић“ САНУ и у којем је кандидат узео активно учешће.

3.1.1 ОПШТЕ ФИЗИЧКО-ГЕОГРАФСKE КАРАКТЕРИСТИКЕ СЛИВА

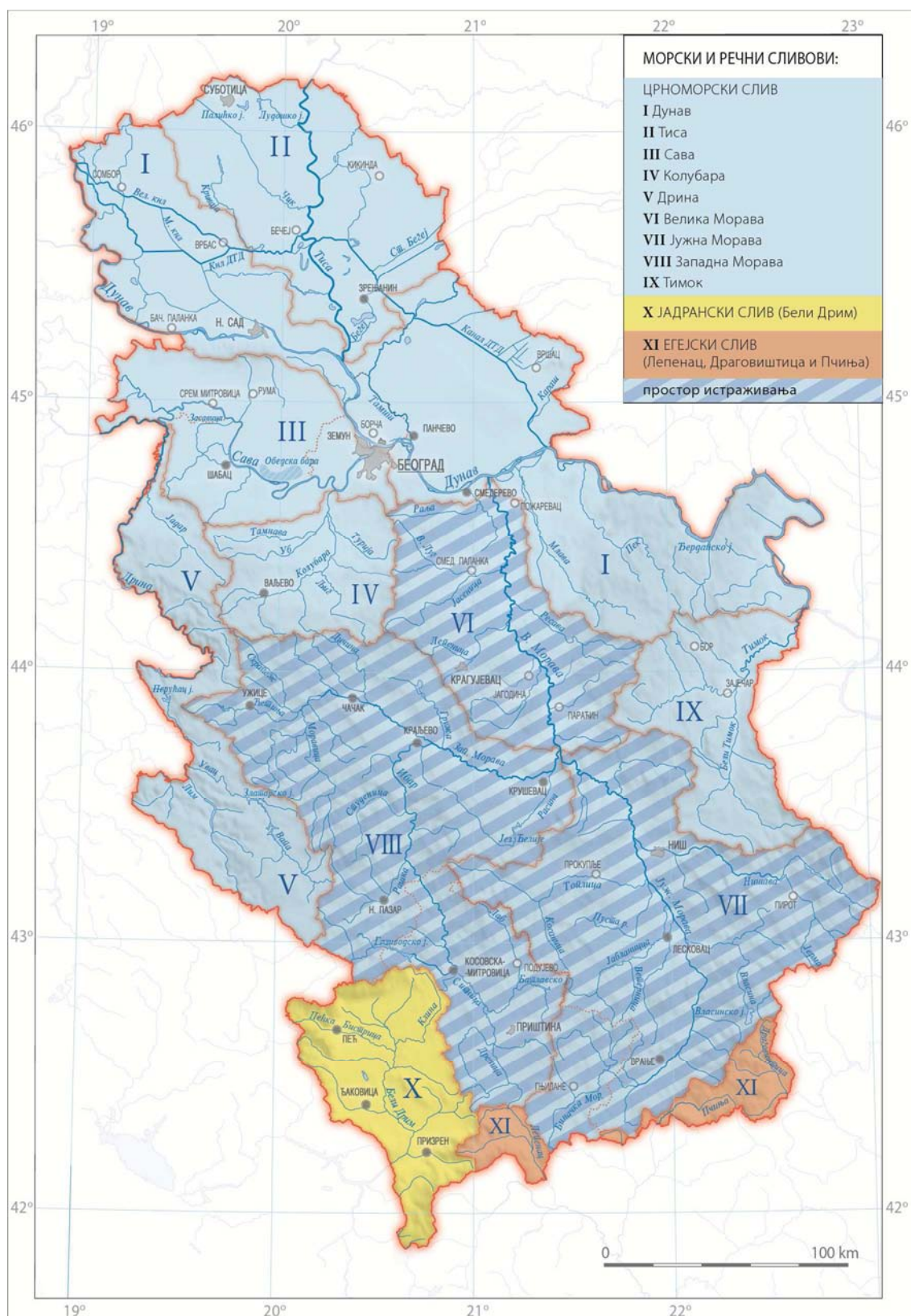
Велика Морава је највећа домаћа река Србије. Њен пространи слив заузима централно место у Србији, и може се рећи да се простире до најзападнијих, најјужнијих и најисточнијих граница Републике Србије (карта 1). Површина слива у Србији износи 36.638 km^2 , то јест 41% њене територије, на којој се формира 46% домицилних вода. Својим мањим делом, притоком Нишавом залази у Бугарску, у којој се налази 1058 km^2 површине слива, а Рожајским Ибром захвата 539 km^2 територије Црне Горе, тако да укупна површина слива Велике Мораве износи 38.234 km^2 . Ако се посматра слив Велике Мораве у односу на слив реке Дунав, у који се улива низводно од Смедерева, види се да он чини само мањи део огромног слива Дунава, јер површина слива Велике Мораве износи 6,7% слива Дунава и 4,3% његовог просечног протицаја код Великог Градишта.

Слив Велике Мораве може да се подели на три хидрографске целине, од којих свака има своја специфична својства и пространство (карта 2). Најмањи је непосредни слив Велике Мораве (на карти 2 обележен са VI), који обухвата део слива од Сталаћа до ушћа у Дунав, површине 6814 km^2 и чини 17,8% слива Мораве. Друге две по величини значајне целине су сливови Јужне Мораве и Западне Мораве, од којих и настаје Велика Морава код Сталаћа. Слив Западне Мораве је нешто већи (15849 km^2) и водом издашнији него слив Јужне Мораве (15592 km^2). Заједно обе реке дају 88% средњег годишњег протицаја Велике Мораве на ушћу, што значи да је учешће непосредног слива веома мало.

Слив Јужне Мораве (на карти 2 обележен са VII) је развијен у јужној и југоисточној Србији. То је једна од средње водних река у Србији јер њен средњи годишњи специфични отицај износи $5,9 \text{ l/s/km}^2$ што је веома близу просека за Србију од $5,4 \text{ l/s/km}^2$. Слив је испресецаан клисурама, долинама, котлинама, планинским венцима и другим облицима рељефа у којима су многе притоке Јужне Мораве, као што су Нишава, Топлица, Јабланица и Власина дубоко усекле своја корита.

Слив Западне Мораве (на карти 2 обележен VIII) заузима западни и југозападни део Србије. Највећи део слива лежи у геотектонским јединицама Вардарске зоне и Динарида, а мањи (источни) у знатно старијој Српско-македонској маси. Према физичко-географским особинама, слив Западне Мораве се може поделити на четири целине: горњи део слива до хидролошке станице Кратовска стена, која се налази на излазу из Пожешке котлине, то јест на улазу у Овчарско-Кабларску клисуру, од Кратовске стене до станице Милочај, непосредно узводно од ушћа Ибра, Ибар и део слива Западне Мораве од ушћа Ибра до Сталаћа.

Карта 2. Хидрографски систем Велике Мораве у оквиру црноморског слива Србије



(Извор: Урошев et al., 2016, модификовано)

У сливу Велике Мораве су заступљени различити облици рељефа, а слив је претежно брдско-планинског карактера. У табели 1 дати су основни морфометријски подаци слива Велике Мораве са подсливовима, где се види да је средња надморска висина слива Велике Мораве 609 m; да је највиша у сливу Западне Мораве, а најмања у непосредном сливу

Велике Мораве. Слични односи прате и густину речне мреже, која пре свега зависи од количине падавина и геолошког састава терена.

Табела 1. Морфометријски подаци слива Велике Мораве

Речни слив	F (km ²)	F (%)	L (km)	D (m/km ²)	Hsr (m)
Велика Морава	6792	18,5	1820	268	277
Западна Морава	15311	41,8	6240	394	703
Јужна Морава	14534	39,7	5208	334	657
Цела Морава	36637	100	13268	347	609

(Извор: Урошев *et al.*, 2016, модификовано) F – површина слива, L – дужина река, D – густина речне мреже, Hsr – средња надморска висина слива. Сви подаци у границама Србије

У непосредном сливу Велике Мораве издвајају се три главне целине рељефа: Велико Поморавље, које обухвата широку долину Велике Мораве од Сталаћа до ушћа; затим већи део Шумадије у којој се истичу површи, изнад којих се уздижу ниске острвске планине са котлинама и широким долинама; и део Источне Србије који је у Карпатско-балканској зони, коју одводњавају најиздашније десне притоке Велике Мораве. Рељеф слива Јужне Мораве чине углавном раседне планине Српско-македонске масе, као и у знатној мери планине Карпатско-балканске планине, које се највише простиру у сливу Нишаве, највеће притоке Јужне Мораве. У сливу Јужне Мораве генерално се могу издвојити четири географске целине: Јужно Поморавље, Власина, Понишавље и Јабланичко-топлички крај. Слив Западне Мораве има правац пружања од запада ка истоку са јаким издужењем у правцу север-југ. Дубоко залази у тектонске јединице Динарида и Вардарске зоне, чији се правац пружања и геолошки састав битно разликује од планина Српско-македонске масе и Карпато-балканида.

Геолошки састав слива, значајан фактор у формирању отицаја Велике Мораве представљен је са више формација различите старости и структуре. Највеће распрострање имају кристаласти шкриљци, кречњаци, гнајсеви, еруптивне и кластичне седиментне стене. Најнижи делови Велико-моравске долине прекривени су квартарним наслагама, долинске стране се састоје најчешће од неогених седимената, а у клисурама има мезозојских кречњака и палеозојских шкриљаца. У Шумадијским планинама заступљени су гранити, шкриљци, офиолитске стене и др. Геолошки састав сливова Ресаве, Раванице, Црнице и других десних притока Велике Мораве је веома сложен. На релативно малом простору заступљене су стене великог броја геолошких формација различитих старости, као што су на пример, палеозојски шкриљци карбонске старости, пешчари, мезозојски кречњаци (Осоколјић, 1987).

Јужно Поморавље, као најнижи део слива Јужне Мораве, састављено је од квартарних наслага (песак, шљунак). У сливу Биначке Мораве се налазе шкриљци, гранит, андезит. Око Бујановца, Врања и Владичиног Хана, као и у другим долинским местима заступљени су углавном неогени седименти, који се простиру и низводно од Грделичке клисуре, нарочито у Лексовачко-нишко-алексиначкој котлини.

Геолошки састав слива Западне Мораве је такође веома сложен, пре свега због његовог пространства, правца пружања и значајне висинске разлике. У западном и југозападном делу слива јавља се одсуство површинских водотока и у њему је најмања густина речне мреже. То су познате крашке области у средњем и горњем делу слива Ђетиње, као и најразвијенији крас у сливу Ибра, то јест у изворишном делу реке Рашке, који чини део краса Пештерске висоравни (Осоколјић, 1987).

Долина Велике Мораве и њени околни предели су привредно најактивнији крајеви наше земље. Развијено је ратарство, сточарство, воћарство, рударство. Као последица освајања нових пољопривредних површина, узгојем култура и на већим надморским висинама, данас је слив Велике Мораве у највећем обиму под њивама и пашњацима. Као

последница овога, у сливу су се развили многобројни бујични токови, што је условило јаку ерозију и депоновање огромних количина наноса, нарочито у сливу Јужне Мораве, где је ексцесивна ерозија захватила 7% а јака ерозија 14% слива (Институт за водопривреду "Јарослав Черни", 2001). Структура биљног покривача је веома разнолика. Најраспрострањеније површине слива су под ораницама (32,5%), затим под шумама и шикарама (31%), међу којима доминирају шуме хрстова сладуна и цера, затим шума букве. Ливаде и пашњаци су такође веома заступљени, са 22,5% (Осоколјић, 1987).

3.1.2 КЛИМАТСКЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ СЛИВА

Анализа просторне расподеле температура ваздуха и количина падавина, као најважнијих климатских елемената који утичу на висину отицаја, у сливу Велике Мораве је извршена на основу рада Миловановић et al. (2016), који су на нивоу Србије обрадили месечне вредности поменутих климатских елемената добијених са 64 климатолошке и 426 падавинских станица. За израду карте средње годишње температуре ваздуха у периоду 1961-2010. (карта 3) коришћени су подаци о средњим годишњим температурама ваздуха (T) измереним на климатолошким станицама и њиховим надморским висинама (H). Утврђена је линеарна зависност између ових променљивих по моделу $T = a + b \cdot H$, са коефицијентом детерминације $R^2=0,85$ (Миловановић et al., 2016).

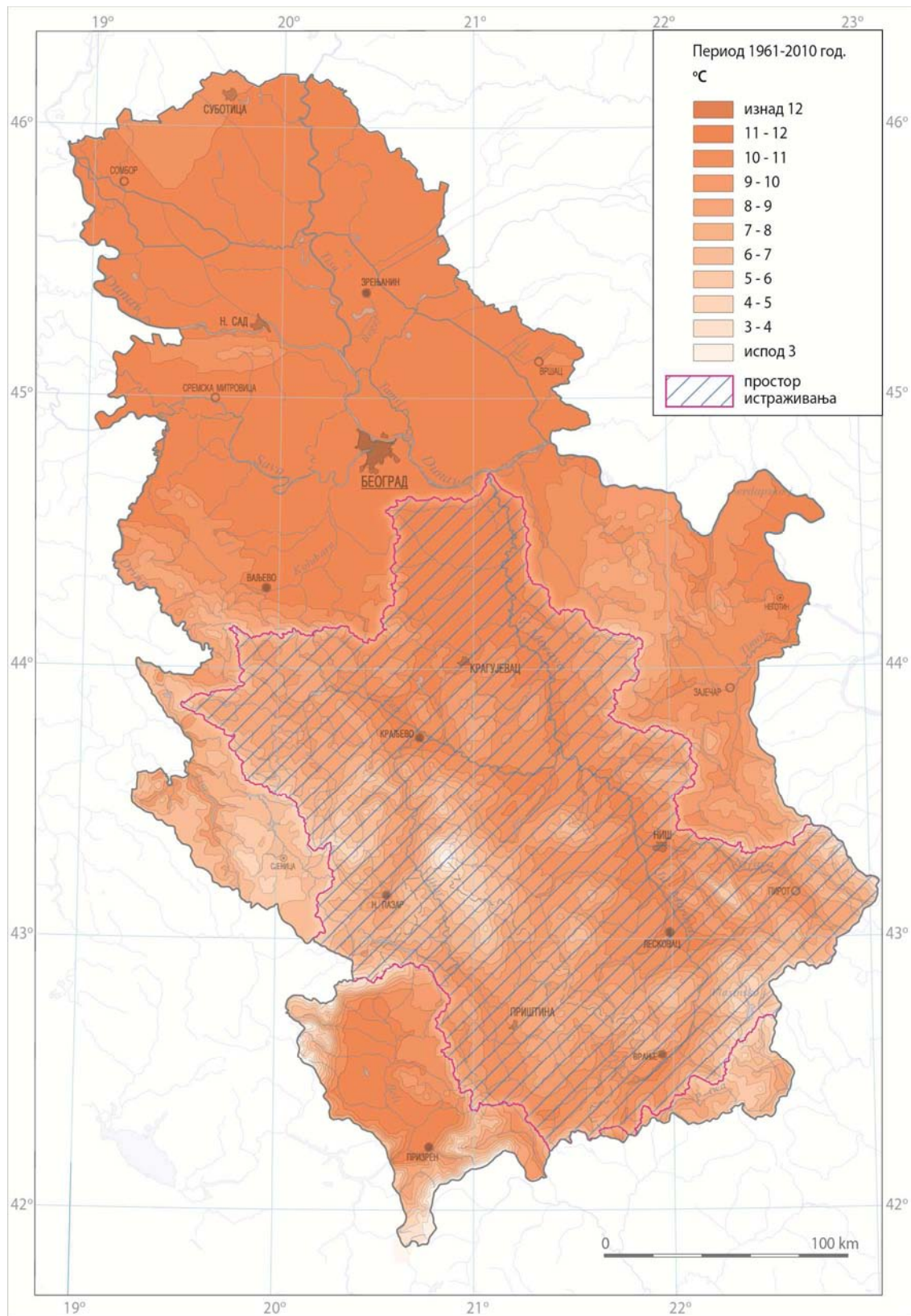
На карти 3 се примећује да се Велико Поморавље одликује средњим годишњим температурама ваздуха изнад 11°C , као и терени до 250 m н.в. у Шумадији, Западном и Јужном Поморављу. Температуре ваздуха на висинама од 400 - 700 m н.в. крећу се од $9,0 - 11,0^\circ\text{C}$, док су у појасу од 1.000 до 1.250 m н.в. у опсегу од $6,0^\circ\text{C}$ до 8°C . Најниже средње годишње температуре ваздуха се спуштају испод 3°C само на највишим деловима Старе планине, Копаоника и Жљеба. Поморавље је отворено према северу широком долином, кроз коју продиру хладне ваздушне масе са севера, условљавајући ниске температуре ваздуха у зимској половини године. Лети се копно јако загреје, што условљава јаче загревање ваздуха и појаву веома високих температура у овом делу слива. Ако поредимо средње температуре ваздуха, можемо закључити да је најтоплији непосредни слив Велике Мораве, затим Јужне Мораве и најхладнији слив Западне Мораве.

Анализирајући разлике између средње вредности годишње температуре ваздуха за период 1961-2010. и најмање средње годишње температуре у целом низу, као „хладне“ издвајају се 1976, 1978, 1980. и 1985, када су у зависности од станице температуре биле ниже за 1 - $2,7^\circ\text{C}$ од просека за цео низ. Ако се посматра разлика између средње вредности годишње температуре ваздуха за исти период и највише средње годишње температуре забележене у целом низу, као „топле“ издвајају се 1994, 2000 и 2007. када су, у зависности од станице, средње годишње температуре ваздуха биле више за 1 - $2,4^\circ\text{C}$ од просека за цео низ. У највећем делу Великог Поморавља средња температура летњих месеци је око $21,0^\circ\text{C}$. Са порастом надморске висине лета постају свежија, тако да се на висини од 1.000 до 1.250 m н.в. средње летње температуре крећу у опсегу од $14,3^\circ\text{C}$ на Власини (1.190 m н.в.) до $16,3^\circ\text{C}$ на Златибору (1.028 m н.в.). Температура летњих месеци на теренима изнад 1.500 метара је испод 12°C (Копаоник - $11,3^\circ\text{C}$). Као године у којима су лета била изразито топла издвајају се 2000, 2003. и 2007 (Миловановић et al., 2016). Веће летње просечне температуре доводе до повећања испаравања, што у летње-јесењем периоду заједно са недостатком падавина може довести до појаве великих суша, као што ће се видети касније. Током ове три године, поготово 2000. године, забележене су неке од највећих хидролошких суша на великом броју станица (глава 5).

За израду карте средњих годишњих количина падавина (карта 4) у периоду 1961-2010. испитан је однос између висине на којој се налази мерно место и количине падавина. Уведен је нови коефицијент кишности (k), који представља однос количине падавина (P) и надморске висине (H): $k = P / H$. Затим је нађена зависност коефицијента k од надморске

висине: $k' = a \cdot H^b$, са коефицијентом детерминације $R^2 = 0,96$. Детаљан приказ коришћеног модела дао је Štrbac (2014).

Карта 3. Средње годишње температуре ваздуха за период 1961-2010 г.



(Извор: Миловановић et al., 2016, модификовано)

Падавине представљају један од најпроменљивијих климатских елемената у времену и простору и имају најважнију улогу у формирању режима Велике Мораве и њених притока. Слив Велике Мораве добија различите количине падавина у зависности од рељефа, географске ширине, близине мора и путања циклona. Уочљиво је повећање падавина са порастом надморске висине, као и смањивање њихове количине од запада према истоку (карта 4). Према карти 4, средња годишња количина падавина у сливу Велике Мораве за период 1961-2010. износи 714 mm, што је за 5,5% мање од просека за Србију. Највећу количину падавина прима слив Западне Мораве (752 mm), затим следи слив Јужне Мораве са 699 mm, а 659 mm се излучи у непосредном сливу Велике Мораве.

Поједини делови Великог и Јужног Поморавља, као и делови долина Нишаве, Груже, Рашке и Ситнице примају најмању количину падавина у сливу – 500-600 mm. Средња годишња количина падавина од 600-700 mm карактеристична је за долину реке Рашке и Косово, највећи део Великог и Јужног Поморавља, као и за ниже терене у Шумадији и Карпатско-балканској Србији (карта 4). У брдско-планинским теренима Западног Поморавља и Шумадије излучи се 700-800 mm падавина. Ова количина падавина одликује и Пештерску висораван, Рашку, север Косова, затим делове нижих планинских терена Карпатско-балканске Србије, Јужног Поморавља, Топлице и Јабланице. Средња годишња количина падавина од 800-900 mm карактеристична је за високе планине Јужног Поморавља, Топлице и Јабланице, планинске терене северног Косова и Ибарско-копаоничког краја, западног дела Западне Мораве и Шумадије, који примају такође 800-900 mm. Средњу годишњу количину падавина од 900 до 1000 mm имају Ртањ, највиши делови Старе планине, Ибарско-копаоничког краја, Шумадије, Златиборског краја. Средњим годишњим количинама падавина од 1000 до 1100 mm одликују се врхови Медведника и Мучња који се налазе на самој граници слива.

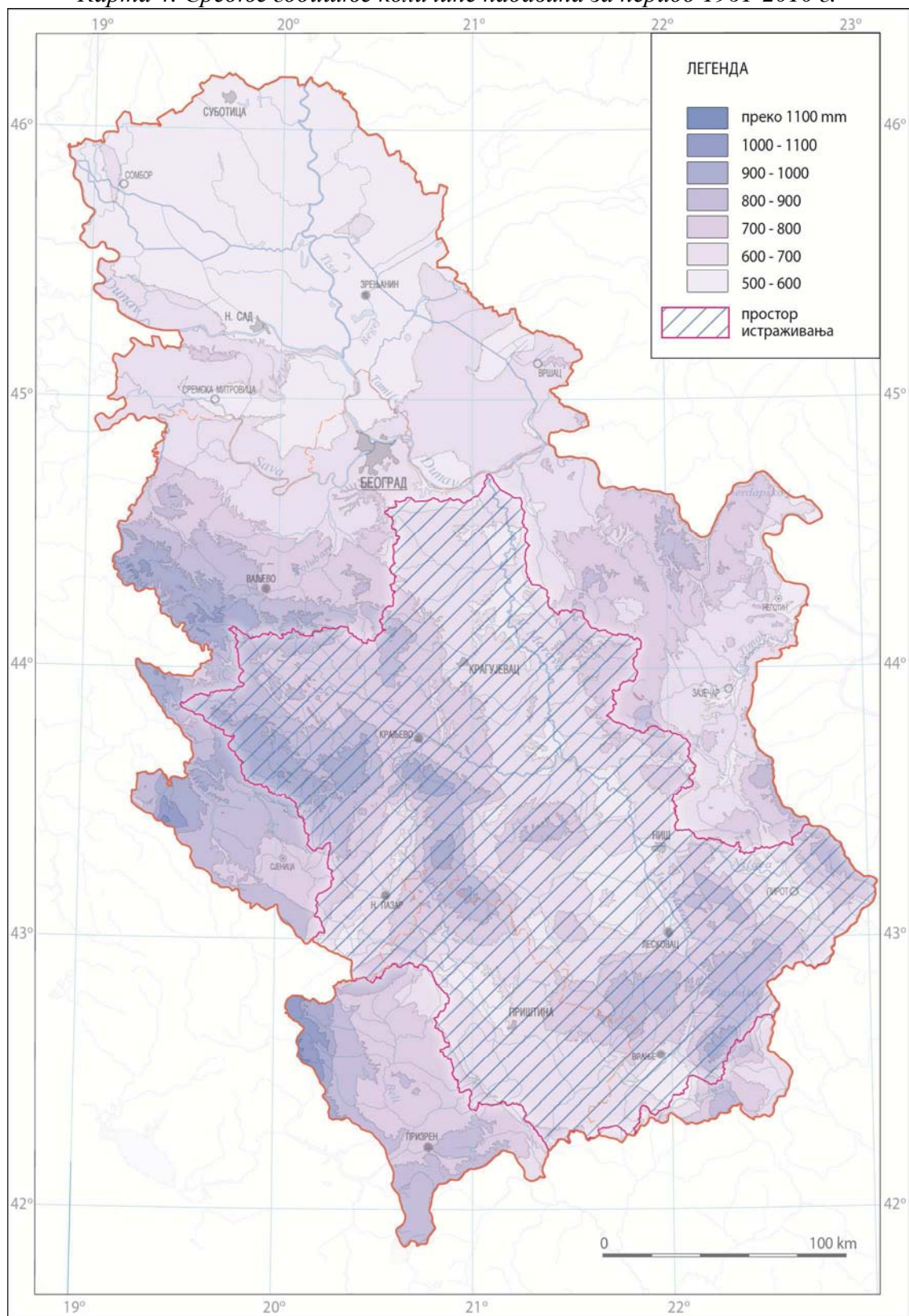
Ако се посматра укупна сума падавина излучена на свим станицама у Србији, највлажније године (у растућем редоследу) биле су 1980, 2001, 2005, 1999, 1970. и 2010, док су најсушније биле (у опадајућем редоследу) 1992, 1994, 1961, 1993, 1990 и 2000 (Миловановић et al., 2016). Пошто је распоред падавинских станица равномеран по територији Србије, овај поредак сушних година важи и за слив Велике Мораве. Овај редослед најсушнијих година у многome одговара и највећим забележеним хидролошким сушама у сливу, како по дефициту (1993), тако и по трајању (1990), заједно са 1994, 2000 и 1961 годином (глава 5).

Распоред падавина у току године је под утицајем продора ваздушних фронта из Средоземља, Атлантика, и са севера (зими). У сливу Велике Мораве доминира подунавска варијанта континенталног плувиометријског режима са примарним максимумом у касно пролеће, најчешће у јуну, секундарним максимумом крајем јесени (новембар), примарним минимумом у једном од зимских месеци, најчешће у фебруару, и секундарним минимумом крајем лета, почетком јесени. На Косову је развијен прелазни плувиометријски тип у којем су вредности максимума у новембру/децембру и мају/јуну веома блиске или практично изједначене. У сливу Велике Мораве не постоји маритимни плувиометријски режим јер је он у Србији заступљен само у Метохији и на најужводнијем делу Лима (Миловановић et al., 2016).

Миловановић et al. (2016) тестирали су трендове температуре ваздуха и количине падавина у Србији коришћењем Ман-Кендаловог теста. Уважавајући регионалне разлике и посматрано на годишњем нивоу, генерално, може се закључити да је у периоду од 1961. до 2010. највећи део слива Велике Мораве постао топлији, али без статистички значајних промена у количини падавина. Исто важи и за пролећа, лета и зиме, док су јесени постале незнатно топлије у сливу Нишаве и Ибарског Колашина, а хладније у Јужном Поморављу. Влажније су у скоро целом сливу, а статистички значајно (праг значајности $\alpha=0,05$) у сливовима Голијске Моравице, средњем току Ибра, Ваљевским планинама, централном делу Шумадије. Клима слива Велике Мораве је условљена његовим положајем и рељефом, то јест великим висинским разликама, па је углавном заступљен умерено-

континентални тип климе. У Великом Поморављу и неким котлинским местима преовлађује континентална клима. Према Дуцићу и Радовановићу (2005) граница између ове две климатске области пролази дуж реке Ђетиње, Западном Моравом, затим Јужном Моравом до Лесковца и Нишавом низводно од Ниша.

Карта 4. Средње годишње количине падавина за период 1961-2010 г.



(Извор: Миловановић *et al.*, 2016, модификовано)

3.1.3 ХИДРОЛОШКЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ СЛИВА

Велика Морава, као највећа домаћа река са највећим протицајем и површином слива, у Дунав уноси приближно $232 \text{ m}^3/\text{s}$ или око $7,3 \cdot 10^9 \text{ m}^3$ воде годишње. Од непосредних притока веће количине воде Великој Морави доносе њене десне притоке Ресава и Црница, које одводњавају Бељаницу и Кучај, док су леве притоке које одводњавају источне делове Шумадије мање богате водом. **Западна Морава** у Велику Мораву уноси приближно $112 \text{ m}^3/\text{s}$ или око $3,5 \cdot 10^9 \text{ m}^3$ воде годишње. Половину те количине воде јој доноси Ибар, њена највећа притока по свим показатељима. Остали значајнији водотоци по количини воде су њене саставнице Голијска Моравица и Ћетиња. На месту спајања са Западном Моравом протицај **Јужне Мораве** износи приближно $92 \text{ m}^3/\text{s}$ или око $2,9 \cdot 10^9 \text{ m}^3$ воде годишње. Трећину те количине воде јој доноси Нишава, њена највећа притока по свим показатељима. Топлица и Власина према количини воде коју носе такође представљају значајне притоке (Урошев et al., 2016).

Величина отицаја зависи, у првом реду, од количине и распореда падавина, као климатског елемента који је у тесној функционалној вези са њим, али и од других физичко-географских карактеристика слива, које чине спону између падавина и отицаја, повећавајући или смањујући износ ефективних падавина. Просторни распоред водности слива Велике Мораве приказан је на карти специфичног отицаја Србије (карта 5). Преко зависности висине слоја отицаја од падавина (Isailović et al., 2007), Урошев et al. (2016) су израчунали специфични отицај, с тим што је зависност модификована у складу са подацима о падавинама који су били на располагању (види претходни одељак (карта 4)) и представљена је једначином: $Y = 1,065 \cdot P - 545$. Након добијених падавина израчунати су специфични отицаји за сваки пиксел величине $100 \times 100 \text{ m}$ и урађена је њихова класификација при чему је дефинисано пет класа.

На основу средње годишњих протицаја за период 1961-2010, вредност специфичног отицаја у сливу Велике Мораве износи $6,1 \text{ l/s/km}^2$, што је за 12% више од просека за Србију ($5,4 \text{ l/s/km}^2$), али знатно мање од суседних западних сливова Сава $17,4 \text{ l/s/km}^2$, Дрина $19,7 \text{ l/s/km}^2$ и Лим $24,7 \text{ l/s/km}^2$. Позната је чињеница да специфични отицај расте са порастом надморске висине, тако да вредности специфичног протицаја варирају од $2,2 \text{ l/s/km}^2$ у алувијалној равни Велике Мораве (до 200 m н.в.) до $30,2 \text{ l/s/km}^2$ у изворишном делу Ибра у Црној Гори ($> 2200 \text{ m}$ н.в.). Простори са великим специфичним отицајима ($> 10 \text{ l/s/km}^2$) су планинске области Златибора, Ваљевских планина, Голије, Копаоника, Кукавице, Чемерника и Старе Планине, то јест сливови Западне Мораве до Кратовске стене, Моравице, Великог Рзава, Ћетиње, Студенице, Јошанице, Височице и Црнице. Најмање специфичне отицаје ($< 5 \text{ l/s/km}^2$) имају нижи делови слива, као што су Велико Поморавље, Јужно Поморавље, изворишни део слива Јужне Мораве, Косово, то јест сливови левих притока Велике Мораве, затим слив Топлице, Пусте реке, Јабланице, Ситнице, као и доњи делови слива Рашке (карта 5). Слив Велике Мораве је висински асиметричан, с обзиром да се изнад средње надморске висине слива образује 71% протицаја (Осоколјић, 1987).

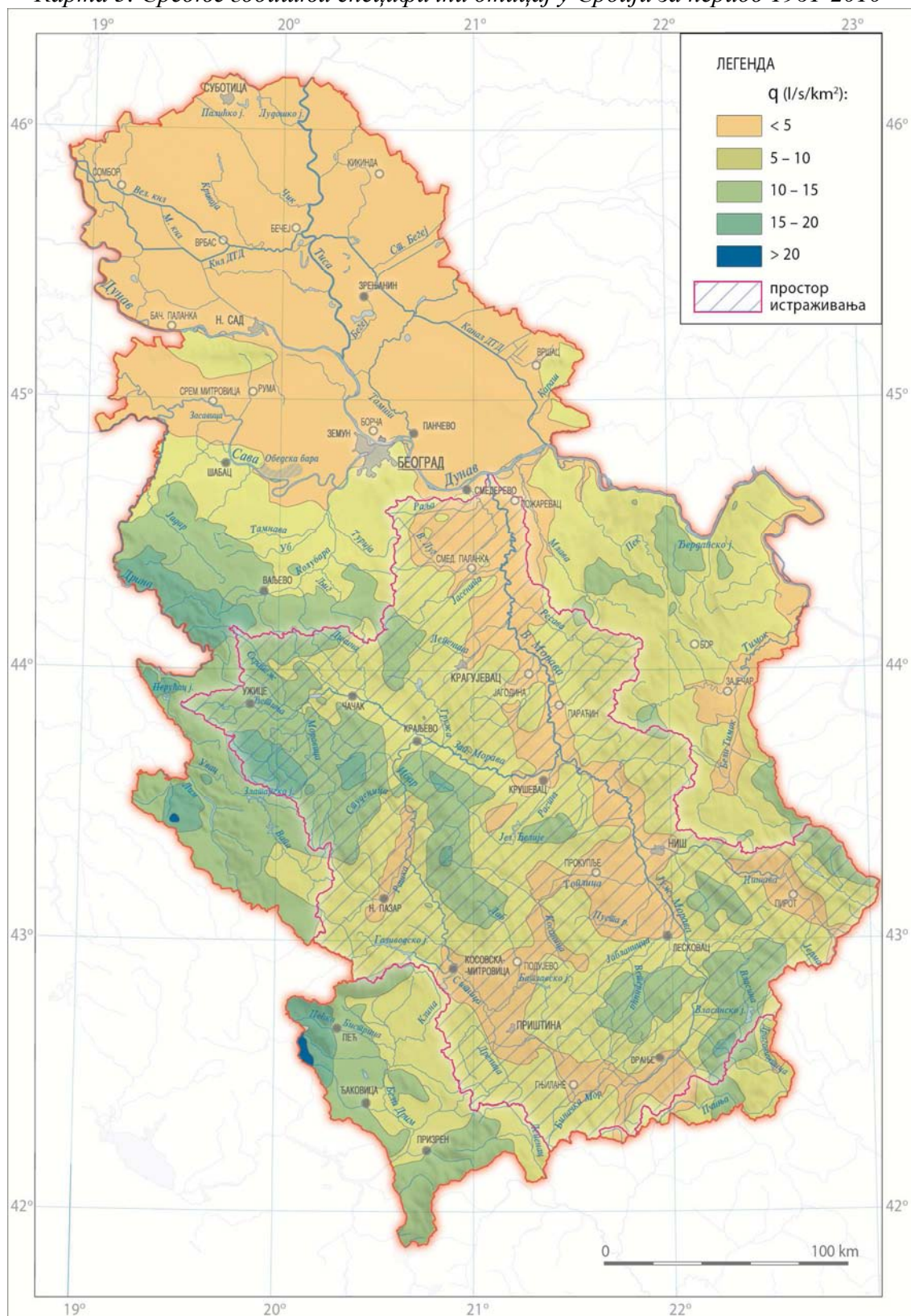
Табела 2. Водни биланс Велике Мораве у границама Србије за период 1961-2010

Речни слив	F (km ²)	F (%)	P (mm)	Y (mm)	E (mm)	Co (%)
Велика Морава	6792	18,5	659	133	526	0,20
Западна Морава	15311	41,8	752	202	550	0,27
Јужна Морава	14534	39,7	699	180	519	0,26
Цела Морава	36637	100	714	181	533	0,25

(Извор: Урошев et al., 2016, модификовано) F – површина слива, P – падавине, Y – отицај, E – испаравање, Co – коефицијент отицаја.

У табели 2 приказан је однос отицаја и испаравања у сливу Велике Мораве. Однос отеклих падавина и оног дела који испари у сливу Велике Мораве је доста неповољан, јер свега 25 % отекне, а 75 % падавина испари. По подсливовима најмањи коефицијент отицаја (0,20) има непосредни слив Велике Мораве, док сливови Западне и Јужне Мораве имају приближно једнаке коефицијент отицаја (0,27, односно 0,26).

Карта 5. Средње годишњи специфични отицај у Србији за период 1961-2010

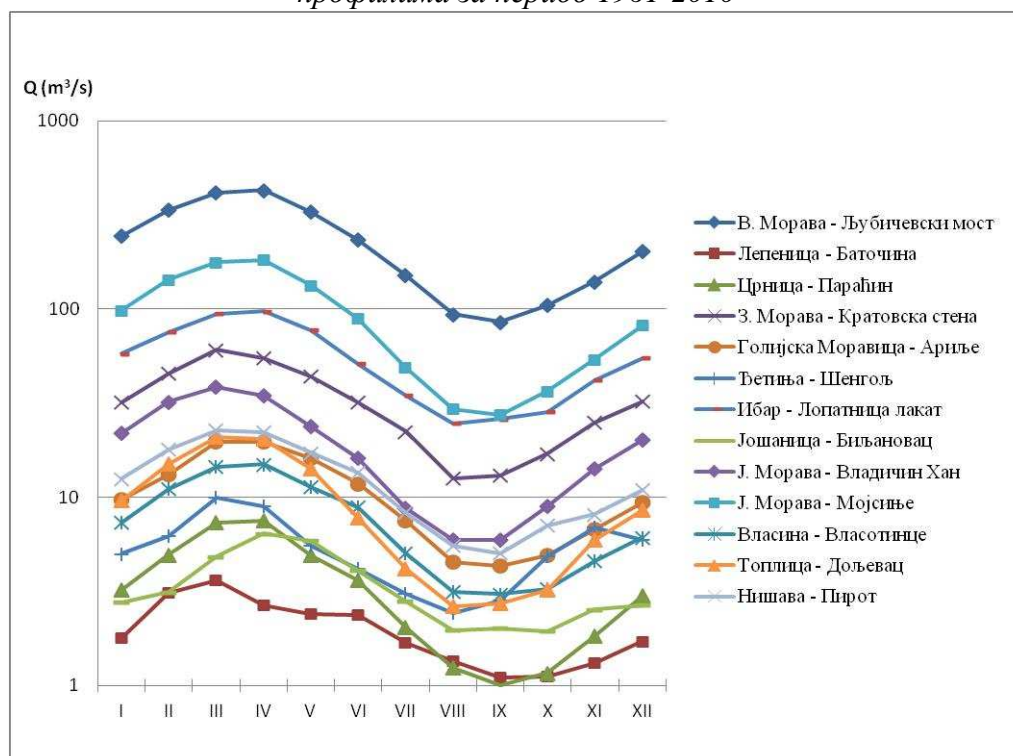


(Извор: Урошев et al., 2016, модификовано)

Према попису из 2011. године (РЗСС, 2014) у Србији у сливу Мораве (без АП Косово и Метохија) живи око 2.300.000 становника. Ако то упоредимо са укупном количином воде, која је на располагању на тој територији ($6,32 \cdot 10^9 \text{ m}^3$), добијамо да је специфично богатство становништва водом у сливу Велике Мораве $2750 \text{ m}^3/\text{ст}/\text{год}$, што га сврстава у сливове сиромашне водом.

На унутаргодишње варијације протицаја утиче режим падавина и температура ваздуха. Током зиме на великом делу слива Велике Мораве снежни покривач се наизменично акумулира и топи, а у условима повишених температура у овом периоду године јављају се кишне падавине, нарочито у нижим пределима. На пролеће велике воде се јављају због киша и топљења акумулираног снега на планинама. У летње-јесењем периоду долази до појаве малих вода услед недостатка падавина и повећане евапотранспирације. Ови процеси утичу на расподелу отицаја воде у току године, тако да реке у сливу Велике Мораве већином припадају плувио-нивалном типу водног режима, са максималним протицајима у марту и априлу, и минималним у августу и септембру (графикон 1). Анализирајући податке из табеле 3 можемо генерално закључити да се време појаве великих вода помера идући од запада ка истоку, па је на Западној Морави и њеним притокама воднији март, а на Јужној Морави и Нишави април.

Графикон 1. Упоредни приказ средњих месечних протицаја на репрезентативним профилима за период 1961-2010



(Извор: Урошев et al., 2016, модификовано)

Резултати прорачуна максималног годишњег протицаја вероватноће превазилажења 1% и минималног годишњег протицаја обезбеђености 95 % за 21 станицу, чије су оцене статистичких параметара поуздане, приказани су у табели 4. Анализирајући податке установљено је да постоји обрнута веза између максималног специфичног отицаја вероватноће појаве 1% ($q_{\max 1\%}$) и површине слива (F), то јест специфични отицаји расту за смањењем површине слива. Успостављена емпиријска зависност максималног специфичног отицаја и површине слива најбоље се описује степенастом регресијом $q_{\max 1\%} = 128844 \cdot F^{-0.495}$ (графикон 2). Коефицијент детерминације модела износи 0,82, а коефицијент корелације -0,91 статистички је значајан према t-тесту.

Табела 3. Средњи месечни протицаји на изучаваним станицама за период 1961-2010

Река	Станица	F (km ²)	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	Год.
Велика Морава	Варварин	31548	210	303	375	373	289	198	125	79,0	76,5	93,8	131	187	203
Велика Морава	Багрдан	33446	226	315	393	400	311	212	133	84,8	79,8	98,2	137	195	215
Велика Морава	Љубичевски Мост	37320	244	336	416	428	329	234	151	93,8	85,4	105	140	202	230
Црница	Параћин	289	3,20	4,95	7,30	7,50	4,91	3,63	2,03	1,24	1,00	1,16	1,83	3,00	3,48
Лугомир	Мајур	427	1,83	3,28	3,91	2,89	2,45	1,94	1,02	0,59	0,47	0,56	0,78	1,49	1,77
Белица	Јагодина	193	0,65	1,04	1,19	1,00	0,87	0,71	0,40	0,24	0,19	0,26	0,33	0,53	0,62
Лепеница	Баточина	584	1,79	3,11	3,61	2,68	2,39	2,37	1,69	1,35	1,11	1,11	1,32	1,71	2,02
Ресава	Манастир Манасија	388	3,36	4,85	6,85	8,02	5,15	4,91	2,63	1,42	1,29	1,47	1,89	2,88	3,73
Јасеница	Смед. Паланка	496	1,76	3,16	4,12	3,06	2,45	2,23	1,48	0,61	0,51	0,57	0,86	1,56	1,86
Западна Морава	Кратовска Стена	3077	32,0	45,5	60,7	54,8	44,0	32,1	22,3	12,7	13,1	17,0	25,0	32,4	32,6
Западна Морава	Јасика	14721	112	147	186	179	143	101	68,3	44,7	45,1	52,4	74,1	101	104
Голијска Моравица	Ариље	830	9,74	13,2	19,6	19,8	16,1	11,8	7,54	4,51	4,33	4,93	6,73	9,39	10,6
Велики Рзав	Роге	432	5,86	7,63	10,4	10,4	8,00	6,15	3,93	2,29	3,02	3,39	5,21	6,40	6,06
Ђетиња	Шенгољ	511	5,00	6,24	9,91	8,97	5,53	4,16	3,07	2,43	2,83	4,86	6,94	5,93	5,49
Скрапеж	Пожега	630	4,55	7,46	9,45	6,94	6,49	4,84	3,46	1,81	1,77	2,11	3,17	4,37	4,70
Чемерница	Прелјина	625	4,22	6,86	7,81	5,52	5,41	4,18	2,55	1,50	1,42	1,68	2,54	3,77	3,96
Ибар	Рашка	6270	44,5	59,4	68,6	66,3	51,5	31,3	21,0	15,4	16,2	19,2	30,7	42,6	38,9
Ибар	Лопатница Лакат	7818	57,9	75,6	93,9	97,2	77,1	51,1	34,7	24,7	26,0	28,5	41,7	54,8	55,3
Рашка	Рашка	1036	7,06	9,47	13,0	11,9	8,83	6,21	4,56	3,66	3,83	4,13	5,94	7,30	7,16
Јошаница	Биљановац	265	2,77	3,12	4,82	6,40	5,86	4,09	2,80	1,97	2,01	1,94	2,53	2,68	3,41
Студеница	Ушће	540	5,17	6,42	11,0	13,9	11,1	7,99	5,52	3,88	3,98	3,93	4,89	5,75	6,96
Расина	Бивоље	958	7,75	11,4	14,6	13,6	10,8	7,31	4,39	2,72	2,60	3,06	4,36	6,67	7,43
Јужна Морава	Владичин Хан	3052	21,9	32,1	38,4	34,8	23,9	16,2	8,7	5,94	5,91	8,92	14,2	20,3	19,3
Јужна Морава	Грделица	3782	27,0	40,5	49,5	45,6	31,1	22,6	12,7	8,47	7,93	11,2	17,6	25,2	24,9
Јужна Морава	Корвинград	9396	58,2	89,2	112	104	75,1	49,5	27,3	16,7	16,1	20,5	33,7	49,1	54,3
Јужна Морава	Мојсиње	15390	98,3	143	177	182	134	88,7	48,6	29,5	27,3	36,6	53,9	81,6	91,7
Власина	Власотинце	879	7,36	11,0	14,5	14,9	11,4	8,88	5,04	3,15	3,05	3,24	4,57	6,10	7,77
Ветерница	Лесковац	500	4,39	6,14	8,11	7,90	5,20	3,72	1,86	1,01	1,26	1,41	2,23	3,52	3,90
Јабланица	Печењевце	891	4,97	8,81	10,1	7,66	4,88	2,76	1,58	0,60	0,66	1,14	2,38	4,17	4,14
Пуста река	Пуковац	561	1,86	3,76	4,01	3,03	1,88	1,08	0,56	0,41	0,38	0,43	0,79	1,37	1,63
Топлица	Пепелевац	986	6,53	9,46	13,2	12,8	9,06	5,16	2,97	1,99	2,14	2,38	4,55	6,32	6,38
Топлица	Дољевац	2052	9,61	15,0	20,9	20,5	14,1	7,78	4,15	2,62	2,74	3,23	5,91	8,55	9,59
Нишава	Пирот	1745	12,5	17,9	22,8	22,2	17,2	13,5	8,25	5,54	5,05	7,11	8,10	10,9	12,6
Нишава	Бела Паланка	3087	21,3	30,3	40,5	44,1	35,1	24,8	14,0	8,54	7,83	11,1	14,3	18,2	22,5
Нишава	Ниш	3870	27,1	38,9	51,7	56,1	43,3	29,9	16,9	11,0	10,2	13,4	17,4	24,0	28,3
Темштица	Станичење	818	6,27	9,29	13,3	18,4	14,0	8,24	3,99	2,05	2,05	2,85	4,47	6,23	7,60

(Извор: Урошев et al., 2016, модификовано)

За разлику од максималног годишњег специфичног протицаја вероватноће превазилажења 1%, између минималног специфичног протицаја обезбеђености 95% и површине слива не постоји зависност (коэффициент корелације 0,16). Средњи $q_{\max 1\%}$ анализираних станица у сливу Велике Мораве износи 440 l/s/km^2 , максимални $q_{\max 1\%}$ израчунат је за Лугомир код Мајура и износи 1303 l/s/km^2 , а минимални на излазном профилу Велика Морава – Љубичевски Мост (63 l/s/km^2). Средњи $q_{\min 95\%}$ износи $0,68 \text{ l/s/km}^2$, док се највеће вредности $q_{\min 95\%} > 1,0 \text{ l/s/km}^2$ бележе у сливу Голијске Моравице и Ибра (максимум Студеница-Ушће ($1,51 \text{ l/s/km}^2$)), а минимуми у сливовима левих притока реке Велике Мораве (Јасеница ($0,03 \text{ l/s/km}^2$), Лугомир $0,07 \text{ l/s/km}^2$).

Табела 4. Максимални годишњи протицаји вероватноће превазилажења 1%, минимални протицаји 95% обезбеђености и одговарајући специфични протицаји за период 1961-2010

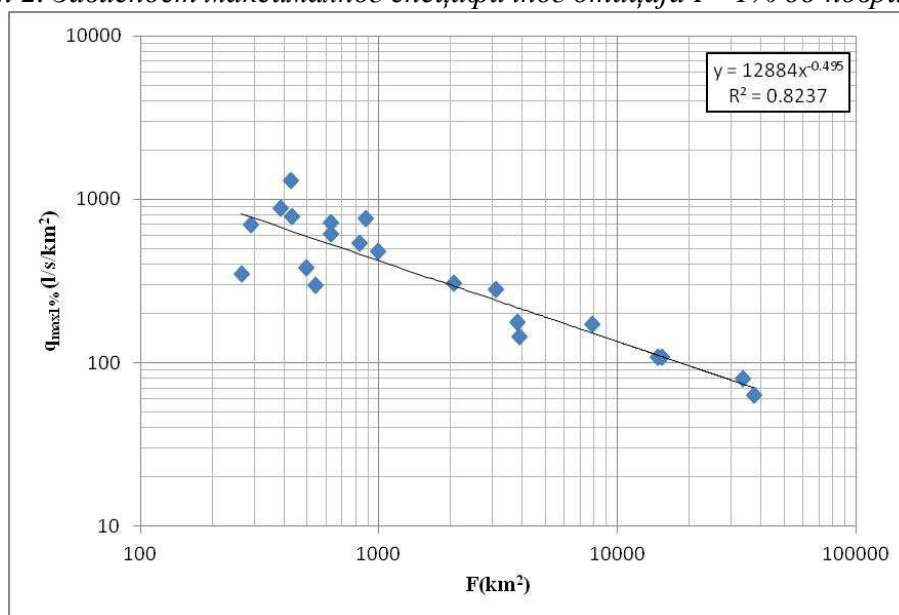
Река	Станица	F (km^2)	$Q_{\max 1\%}$ (m^3/s)	$q_{\max 1\%}$ (l/s/km^2)	$Q_{\min 95\%}$ (m^3/s)	$q_{\min 95\%}$ (l/s/km^2)
В. Морава	Багрдан	33446	2649	79	28,9	0,87
В. Морава	Љубичевски М.	37320	2344	63	31,8	0,85
Црница	Параћин	289	201	695	0,103	0,35
Лугомир	Мајур	427	556	1303	0,028	0,07
Ресава	Ман. Манасија	388	343	884	0,194	0,50
Јасеница	См. Паланка	496	188	378	0,014	0,03
З. Морава	Кратовска Стена	3077	862	280	2,73	0,89
З. Морава	Јасика	14721	1580	107	14,3	0,97
Г. Моравица	Ариље	830	448	540	1,00	1,21
В. Рзав	Роге	432	339	784	0,49	1,13
Скрапеж	Пожега	630	452	717	0,211	0,33
Чемерница	Прелјина	625	385	616	0,215	0,34
Ибар	Лопатница Лакат	7818	1335	171	8,98	1,15
Јошаница	Биљановац	265	92,4	349	0,396	1,49
Студеница	Ушће	540	162	299	0,813	1,51
Ј. Морава	Грделица	3782	667	176	1,06	0,28
Ј. Морава	Мојсиње	15390	1672	109	8,28	0,54
Власина	Власотинце	879	666	758	0,697	0,79
Топлица	Пепељевац	986	476	483	0,340	0,34
Топлица	Дољевац	2052	625	305	0,495	0,24
Нишава	Ниш	3870	562	145	1,60	0,41

(Извор: Урошев et al., 2016, модификовано)

Пронос наноса је процес који се одвија симултано са процесом ерозије, то јест продукцијом наноса. Чињеница је да се највећа продукција и транспорт наноса дешавају услед интензивних киша, односно са појавама великих вода које се на већини водотока у сливу јављају од краја зиме до краја пролећа. Тако је у периоду од фебруара до јуна повећан пронос наноса, а максимуми се бележе на већини станица у априлу, односно на Великој Морави у марту. О томе сведоче и високи коэффициенти детерминације (R^2) између протицаја и проноса наноса (табела 5). Исту зависност са проносом наноса имају бујичне поплаве, за које су утврђена два максимума - први крајем пролећа и други крајем зимског периода (Урошев et al., 2016). Упркос томе што је пронос наноса резултат ерозионих процеса у сливу, ерозиона продукција која износи од $30 \cdot 10^6 \text{ m}^3$ до $40 \cdot 10^6 \text{ m}^3$ није истоветна укупном годишњем транспорту наноса који износи 25 % од ерозионе продукције (Институт за водопривреду "Јарослав Черни", 2001). Разлог је ефекат задржавања наноса пре свега у акумулацијама, као и у удубљењима у речним коритима или дуж њих. Ерозиона продукција са сливова Велике Мораве се добрим делом задржава у акумулацијама изграђеним на њиховим водотокима. Задржавање наноса у

акумулацијама је уједно и разлог што су у периоду од 1991-2007 забележене далеко мање вредности проноса наноса током године у односу на период 1961-1974.

Графикон 2. Зависност максималног специфичног отицаја $P=1\%$ од површине слива



(Извор: Урошев *et al.*, 2016, модификовано)

Иако циљ ове дисертације није био изналажење зависности између физичко-географских карактеристика и хидролошких суша (на пример између трајања суше и геологије и коришћења земљишта, или између дефицита суше и падавина, надморске висине), простим увидом у тренутно доступне податке о простору, констатовани су велики недостаци на том пољу. Анализирајући податке изнете у овом потпоглављу може се закључити да су подаци о рељефу (доступан дигитални модел висина терена добијен из базе SRTM са резолуцијом од 90 m), клими и хидрологији задовољавајућег нивоа детаљности како за Србију, тако и за веће сливове, као што је Велике Морава. С друге стране подаци о геологији (процент заступљености различитих типова стена), педологији (текстура и структура земљишта), коришћењу земљишта и вегетацији на нивоу Србије, или неког већег слива (Велике Мораве) нису задовољавајућег квалитета, иако постоје делимично разрађене методе (Живковић, 2009). Недостаје њихова потпуна систематизација за различите сврхе хидролошких истраживања, што је један од будућих задатака хидролога.

Табела 5. Количина и режим проноса наноса

Река	Станица	N (10^6 t/год)		Nmax 1991- 2007	Nmin 1991- 2007	R ² 1991- 2007
		1961- 1974	1991- 2007			
В. Морава	Варварин	3,91	0,79	III	IX	0,93
В. Морава	Багрдан	5,09	0,83	III	IX	0,86
З. Морава	Кратовска С.	0,22	0,08	IV	VIII	0,90
З. Морава	Јасика	1,39	0,24	IV	IX	0,94
Ибар	Лопатница Л.	/	0,15	IV	VIII	0,94
Ј. Морава	Мојсиње	3,30	1,04	IV	IX	0,90
Власина	Власотинце	0,14	0,03	IV	IX	0,92
Нишава	Димитровград	0,01	0,005	IV	IX	0,65
Нишава	Ниш	0,51	0,08	IV	IX	0,94

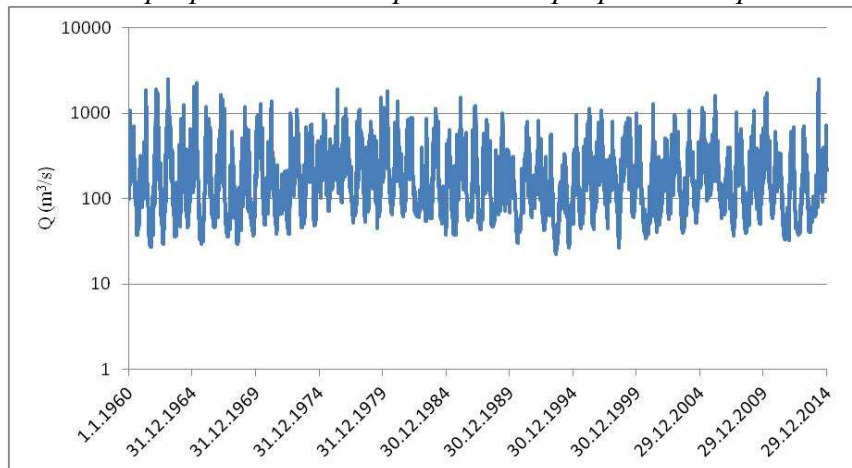
(Извор: Урошев *et al.*, 2016, модификовано) N - пронос наноса, R² – коефицијент детерминације између проточија и проноса наноса

3.2. ПОДАЦИ

Сврсисходне хидролошке анализе увек зависе од квалитета података, при чему квалитетни подаци добро представљају услове у сливу током изучаваног временског периода. Релевантни подаци за анализу малих вода могу да се групишу у хидрометеоролошке, физиографске и антропогене. Хидрометеоролошки подаци описују елементе хидролошког циклуса који се континуално мењају у времену. Физиографски подаци, с друге стране, представљају природне одлике терена које се не мењају, или варирају незнатно, у односу на релативно кратке временске скале које се обично користе у хидролошким истраживањима. Антропогени подаци могу да помогну код објашњавања утицаја људске активности на природне и вештачке системе. У овом подпоглављу приказана је припрема квалитетних хидролошких, тачније хидрометријских података неопходних за анализу хидролошких суша, с обзиром да су физиографски подаци делимично били приказани у претходном потпоглављу, а антропогени подаци у овом истраживању имају мањи значај, с обзиром на критеријуме одабира станица и циљ истраживања.

У уводном делу овог поглавља описан је начин избора станица и временског периода за анализу. За потребе анализе хидролошких суша у сливу Велике Мораве неопходни су дневни подаци о протицају воде за период 1960-2014 за 39 изабраних хидролошких станица. У табели 6 набројане су изабране станице са њиховом шифром (шифра РХМЗ) и скраћеницом. У табелама које следе користиће се шифра и скраћеница. Подаци за 34 станице добијени су од стране РХМЗ-а Србије у електронском облику, у виду .txt фајлова, а подаци за пет станица су уношени ручно у базу података на основу штампаних хидролошких годишњака. Током рада на дисертацији урађене су процедуре које полуаутоматски обрађују изворне .txt фајлове и конвертују их у .csv (comma separated value) фајлове, који су лакши за даљу обраду (Excell, Scilab), чиме је створена добра инфраструктура за све будуће податке који буду стизали од РХМЗ-а у овом облику.

Графикон 3. Хидрограм Велике Мораве код Варварина за период 1960-2014



У табели 7 приказани су основни подаци о станицама, а њихов просторни распоред приказан је на карти у Прилогу 1. Пре него што се приступи хидролошким прорачунима неопходно је извршити проверу изворних података. Најефективнија провера је конструкција хидрограма за цео низ осматрања са логаритамском скалом на вертикалној у оси, да би мале воде, то јест минимални протицаји били добро видљиви (графикон 3). За сваку станицу вршена је провера хидрограма ради уочавања евентуалних нехомогености, као што су трендови, степенасте промене, грешке, аутлејери или недостајући подаци.

Табела 6. Шифре и скраћенице анализираних станица

Шифра станице	Река	Станица	Скраћеница станице
47010	Велика Морава	Варварин	VAR
47040	Велика Морава	Багрдан	BAG
47090	Велика Морава	Љубичевски Мост	LJM
47025	Црница	Параћин	PAR
47035	Лугомир	Јагодина / Мајур	LUG
47038	Белица	Јагодина	JAG
47057	Лепеница	Рогот / Баточина	BAT
47063	Ресава	Манастир Манасија	MAM
47075	Јасеница	Смедеревска Паланка	SMP
47530	Јужна Морава	Владичин Хан	VLH
47540	Јужна Морава	Грделица	GRD
47550	Јужна Морава	Корвинград	KOR
47590	Јужна Морава	Мојсиње	MOJ
47640	Власина	Власотинце	VLA
47665	Ветерница	Лесковац	LES
47740	Јабланица	Печењевце	PEC
47548	Пуста река	Пуковац	PUK
47850	Топлица	Пепељевац	PEP
47890	Топлица	Дољевац	DOL
47920	Нишава	Пирот	PIR
47950	Нишава	Бела Паланка	BER
47990	Нишава	Ниш	NIS
47945	Темска	Станичење	STA
47937	Височица	Браћевици	BRA
47101	Западна Морава	Гугаљски Мост / Кратовска Стена	KRS
47120	Западна Морава	Краљево / Милочај	MIL
47195	Западна Морава	Јасика	JAS
47350	Голијска Моравица	Ариље	ARI
99108	Велики Рзав	Роге / Радобуђа	RAD
47445	Ђетиња	Горобиле / Шенгољ	SEN
47495	Скрапеж	Пожега	POZ
47123	Чемерница	Прељина	PRE
47210	Ибар	Рибарићи / Батраге	IBA
47260	Ибар	Рашка	IRA
47295	Ибар	Лопатница Лакат	LOP
47269	Рашка	Рашка	RRA
47278	Јошаница	Биљановац	BIL
47288	Студеница	Ушће	SUS
47175	Расина	Бивоље	BIV

Седам временских низова (у табели 6 у колони станице означене са /) се састоје од осматрања забележених на две станице. Током проучаваног периода 1960-2014 неке станице су се затвориле, а у њиховој непосредној близини отвориле нове. Ако на потезу између тих станица нема веће притоке, која може да утиче значајније на величине протицаја, осматрања са ових станица су се обједињавала у један низ. Ове временске низове је требало посебно проверити на хомогеност. Графички и статистичким тестовима

проверавана је хомогеност средњих вредности, максималних и минималних протицаја, са посебном пажњом на ове последње. Овде је дат пример за станицу Кратовска Стена, односно Гугаљски Мост на Западној Морави (графикон 4).

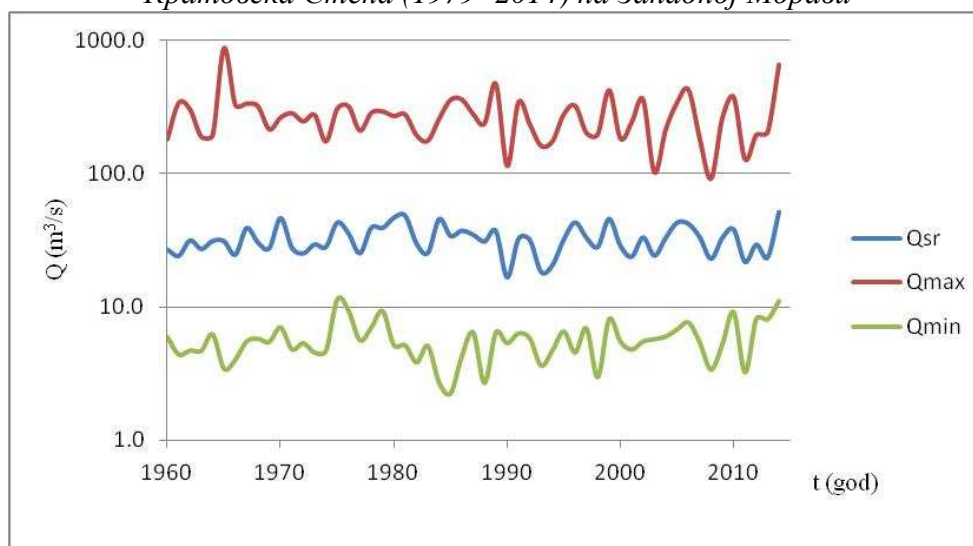
Табела 7. Основни подаци анализираних станица

Шифра станице	Скраћеница станице	X*	Y*	F (km ²)	km од ушћа	кота "0" (m н.Ј.м.)
47010	VAR	530042	4841334	31548	177,2	126,13
47040	BAG	515450	4880112	33446	118,6	100,94
47090	LJM	510496	4936891	37320	21,8	73,42
47025	PAR	532399	4856207	289	5,3	125,16
47035	LUG	522469	4865727	427	9,6	123,29
47038	JAG	520654	4869407	192	9,5	115,34
47057	BAT	506775	4888117	584	4,7	104,51
47063	MAM	537299	4883104	388	32,6	194,91
47075	SMP	495760	4910377	496	13,7	101,82
47530	VLH	586886	4728745	3052	187,5	321,71
47540	GRD	586750	4749280	3782	155,0	251,63
47550	KOR	568099	4785417	9396	105,7	188,09
47590	MOJ	539227	4831070	15390	16,4	136,28
47640	VLA	592154	4757848	879	10,5	254,39
47665	LES	577039	4760471	500	11,0	224,18
47740	PEC	575290	4772640	891	3,0	205,82
47548	PUK	569758	4779538	561	4,7	195,23
47850	PEP	524646	4777274	986	69,5	329,90
47890	DOL	567473	4783713	2052	2,5	190,41
47920	PIR	629138	4779740	1745	107,5	364,27
47950	BEP	607002	4787466	3087	67,5	283,15
47990	NIS	573065	4797397	3870	17,5	187,88
47945	STA	623076	4785465	818	1,0	335,44
47937	BRA	652049	4776096	227	43,4	747,07
47101	KRS	428976	4858350	3077	177,8	290,44
47120	MIL	470013	4847038	4658	103,9	194,27
47195	JAS	523822	4828413	14721	18,0	138,56
47350	ARI	428051	4845803	830	13,7	326,69
99108	RAD	423446	4843669	452	7,4	348,01
47445	SEN	420496	4851041	511	9,5	310,00
47495	POZ	422958	4854446	630	2,5	303,26
47123	PRE	452192	4861885	625	4,8	230,81
47210	IBA	451235	4753671	703	230,0	815,00
47260	IRA	468656	4793771	6270	93,3	392,54
47295	LOP	464961	4834442	7818	26,5	224,68
47269	RRA	468977	4792409	1036	0,3	396,44
47278	BIL	473893	4805441	265	2,3	397,89
47288	SUS	467576	4811858	540	2,5	352,32
47175	BIV	527752	4826316	958	5,5	141,96

*Координате су дате у државном координатном систему UTM_34N_WGS84

На графику видимо да нема израженог тренда ни у једном низу, нити значајнијих разлика у средњим вредностима и дисперзији, што је и потврђено резултатима тестова (табела 8). За тестирање хомогености дисперзије два узорка коришћен је Фишеров F-test, за проверу једнакости средњих вредности t-тест, а тест значајности коефицијента правца у линеарној регресији коришћен је за проверу постојања тренда. Детаљан опис ових тестова дат је у следећем поглављу, одељак 4.2.2.2.

Графикон 4. Обједињени временски низ средњег (Q_{sr}), максималног (Q_{max}) и минималног (Q_{min}) годишњег протицаја за станице Гугаљски Мост (1960-1978) и Кратовска Стена (1979- 2014) на Западној Морави



После провере података утврђене су „рупе“ у низовима, то јест подаци који недостају. Недостајући подаци сумирани су у табели 9. Уочљиво је да су на отприлике половини анализираних станица (20) недостајали неки подаци. Разлика у броју недостајућих података варира од станице до станице, од 13 дана у 1994. години за станицу Милочај на Западној Морави па до неколико узастопних година на пар станица. У просеку на ових 20 станица недостајало је 5,3% од укупног броја података за период 1960-2014, а максималну вредност од 16,4% недостајућих података имала је станица Лесковац на Ветерници. Ово је нешто мање од 20%, који се наводи као праг за одбацивање комплетног низа за средње дневне протицаје у Упутству за оцену и прогнозу малих вода (WMO, 2008).

Табела 8. Резултати тестова хомогености два подниза Гугаљски Мост (1960-1978) и Кратовска Стена (1979- 2014) на Западној Морави ($\alpha = 0,05$)

Врста теста	Прошао тест (1-ДА, 0-НЕ)	Тест статистика Q_{sr}	Тест статистика Q_{max}	Тест статистика Q_{min}	Доња граница	Горња граница
F-тест	1	1,86	1,69	1,15	-	1,91
t-тест	1	-0,81	0,82	0,22	-2,01	2,01
Тренд	1	0,39	-0,72	1,35	-2,01	2,01

С обзиром на то да је циљ ове дисертације упоређивање суша по станицама у целом сливу Мораве, као и да резултати статистичке анализе зависе од броја података, неопходно је било извршити комплетно попуњавање низова на свим станицама.

Табела 9. Преглед недостајућих података

Шифра станице	Скраћеница станице	Дневни протицаји који недостају	% недостајућих података	Подаци попуњени преко криве протицаја $Q=f(H)$
47040	BAG	1982	1,8	
47025	PAR	06.08. - 02.09.1998	0,14	
47035	MAJ	1960, 1972-1974,1980	9,1	
47038	JAG	01.10.-22.12.1995; 06.02.-12.02.2005	0,4	
47057	BAT	1974, 14. 12. 1992 -1993, 3.10 - 11.10. 1996, 31.01. -07.03. 2013, 25.06-17.07.2013, 2014	6,0	1974
47063	MAM	1960, 1961, 09.01.-26.03.2013, 17.05.-13.06.2014	4,2	1960, 1961
47075	SMP	1960, 11.1.-30.1.1994; 06.1.-29.1.1996; 22.5.-22.6.1996; 1997	4,0	1960
47530	VLH	1980-1983	7,3	
47640	VLA	1980-1982, 1989	7,3	1980, 1989
47665	LES	1960, 1961,1964,1965,1977,1979,1983,1984,1995	16,4	
47740	PEC	01.1.-28.2.1990	0,3	
47548	PUK	1960, 1961, 1976, 1979, 1980, 1983, 1984, 1985	14,5	
47990	NIS	1988	1,82	
47937	BRA	1960, 01.10-31.12.2011	2,28	
47120	MIL	1.01.1994-13.01.1994	0,06	
47195	JAS	01.12.1993-19.03.1994, 01.4.-02.5.2001	0,70	
99108	RAD	1960-1962, 01.10.2010-31.12.2010, 01.0.7.2011-31.12.2011	6,8	
47495	POZ	2001-23.05.2005, 01.01.-31.03.2012	8,4	
47210	IBA	1980, 01.06.1999-31.03.2000, 2001 - 2004	10,6	2001 - 2004
47175	BIV	01.05. - 31.05.1996, 01.1. - 31.1.2003., 1.08-31.08.2007, 01.02.2009-31.10.2010	3,64	

Ради што већег искоришћавања осматрених вредности, за 5 станица (види табелу 9) и укупно 9,5 година, подаци о дневним протицајима су попуњени на основу осматрених водостаја преко крива протицаја, то јест зависности $Q=f(H)$.

За попуњавање преосталих недостајућих података разматране су различите методе. Постоји читав низ метода које могу да се користе за попуњавање недостајућих података, који се крећу од оних најпростијих, као што је мануелна визуелна корекција па све до хидролошког (падавине-отицај) моделовања и комплексних статистичких анализа (Guau-Boaque & Schultz, 1994). *Мануално (на око) попуњавање* може да се користи за мале прекиде, неколико дана (око 5 дана), током којих није било значајних падавина или поплавних таласа. Недостајуће вредности се уносе ручно тако да се добро слажу на око са осматреним хидрограмом. Приликом коришћења овог метода од помоћи је да се дати хидрограм упореди са хидрограмом суседне (или аналогне) станице да би се обезбедило да су мануелно унесене вредности конзистентне са осматрањима на другим станицама. *Серијална интерполација* је још један од метода за попуњавање кратких рупа у подацима малих вода и примењива је само у периодима без значајних падавина. Линеарна, полиномна или сплајн интерполација користе постојеће податке унутар саме временске серије. *Интерполација на основу аналогних станица* може се користити за дуже интервале недостајућих података путем утврђивања зависности низа који се попуњава од података једне или више станица аналога. Постоје различите технике попуњавања на основу станице аналога као што су скалирање, еквиперцентил метода (на пример Huges & Smakhtin, 1996) и линеарна регресија (на пример Hirsch, 1982).

Табела 10. Станице аналог за попуњавање недостајућих података

Скраћеница станице	F (km ²)	IBP	Примарна аналог станица		Секундарна аналог станица	
			аналог	IBP	на аналог	IBP
BAG	33446	0,699	VAR	0,701	LJM	0,728
PAR	289	0,590	MAM	0,582	JAG	0,459
LUG	427	0,445	JAG	0,459	BAT	0,577
JAG	192	0,459	LUG	0,445	BAT	0,577
BAT	584	0,577	SMP	0,490	JAG	0,459
MAM	388	0,582	PAR	0,590	JAG	0,459
SMP	496	0,490	BAT	0,577	JAG	0,459
VLH	3052	0,557	GRD	0,586	-	-
VLA	879	0,629	LES	0,583	DOL	0,581
LES	500	0,583	PEC	0,498	VLA	0,629
PEC	891	0,498	DOL	0,581	PUK	0,497
PUK	561	0,497	PEC	0,498	DOL	0,581
NIS	3870	0,626	BEF	0,644	-	-
BRA	227	0,429	STA	0,554	PIR	0,589
MIL	4658	0,578	KRS	0,590	LOP	0,686
JAS	14721	0,672	MIL	0,578	LOP	0,686
RAD	452	0,539	ARI	0,625	SEN	0,588
POZ	630	0,503	PRE	0,473	SEN	0,588
IBA	703	0,601	RRA	0,728	-	-
BIV	958	0,556	PEP	0,560	BIL	0,689

Избор станице аналог мора да задовољава одређене услове:

- Географска близина сливова

- Сличност физичко-географских карактеристика слива (површина слива, надморска висина и рељеф слива, педолошки и хидрогеолошки услови, удео језера, шума, мочварних подручја и обрадивог земљишта)
- Сличност хидролошког режима, често изражену кроз показатеље малих вода као што су рецесиона анализа и индекс базног протицаја
- Одсуство значајних вештачких утицаја (регулација реке, изливи отпадних вода или водозахвати за различите потребе) (WMO, 2008).

Harvey et al. (2010) су тестирали 10 техника за попуњавање дневних протицаја, који обухватају еквиперцентилну, регресиону и методу скалирања, на 25 репрезентативних станица у Великој Британији, у једној од најобимнијих студија ове врсте. Све технике су засноване на коришћењу података станице аналог. Они су закључили да еквиперцентилна и метода вишеструке регресије дају најбоље резултате.

У овој дисертацији за попуњавање преосталих недостајућих вредности изабрана је метода вишеструке линеарне регресије. Станице аналог су изабране на основу географске близине, површине слива и индекса базног протицаја (ИБР), који добро квантификује хидрогеолошке услове слива (табела 10). Детаљније о израчунавању ИБР биће речи у наредном поглављу код презентације показатеља малих вода (одељак 4.1.1.3.). За примарну аналогну станицу је изабрана станица аналог која има већи коефицијент корелације.

Табела 11. Модели линеарне регресије и њихови основни показатељи

Регресиона једначина	n	r	R ²	R ^{2'}	S	F	p(F)
BAG=-5,278+0,676*VAR+0,356*LJM	19724	0,99	0,98	0,98	31,44	425400	0,00
PAR=0,996+0,585*MAM+0,380*JAG	19011	0,78	0,61	0,61	2,97	14940	0,00
LUG=-0,099+1,822*JAG+0,396*BAT	14204	0,77	0,60	0,60	3,33	10601	0,00
JAG=0,073+0,164*LUG+0,134*BAT	14204	0,78	0,61	0,61	1,00	11154	0,00
BAT=0,589+0,437*SMP+0,844*JAG	19011	0,78	0,60	0,60	2,29	14420	0,00
MAM=0,352+0,877*PAR+0,568*JAG	19011	0,79	0,62	0,62	3,64	15273	0,00
SMP=0,124+0,672*BAT+0,731*JAG	19011	0,75	0,57	0,57	2,84	12423	0,00
VLH=-0,178+0,766*GRD	18628	0,95	0,91	0,91	7,11	178434	0,00
VLA=1,989+0,852*LES+0,261*DOL	14550	0,76	0,58	0,58	6,50	10105	0,00
LES=0,459+0,344*PEC+0,256*VLA	14550	0,79	0,63	0,63	3,62	12218	0,00
PEC=-0,287+0,355*DOL+0,613*PUK	14550	0,87	0,76	0,76	3,68	22948	0,00
PUK=-0,156+0,383*PEC+0,025*DOL	14550	0,73	0,54	0,54	2,91	8519	0,00
NIS=0,965+1,221*BEP	19723	0,95	0,91	0,91	9,21	190504	0,00
BRA=-0,399+0,147*STA+0,079*PIR	19631	0,73	0,53	0,53	2,26	11087	0,00
MIL=0,967*KRS+0,196*LOP	19948	0,95	0,91	0,91	19,59	97205	0,00
JAS=9,47+1,010*MIL+0,863*LOP	19948	0,95	0,91	0,91	30,02	96727	0,00
RAD=-0,099+0,368*ARI+0,396*SEN	17022	0,86	0,75	0,75	4,03	25123	0,00
POZ=-0,524+0,553*PRE+0,537*SEN	17022	0,79	0,62	0,62	5,64	13689	0,00
IBA=1,227*RRA	19265	0,83	0,69	0,69	8,18	42713	0,00
BIV=0,167+0,703*PEP+0,706*BIL	19662	0,80	0,64	0,64	6,45	17202	0,00

У табели 11 приказани су модели линеарне регресије коришћени за попуњавање недостајућих података са основним статистикама регресије. Мере репрезентативности вишеструке регресије оцењене су помоћу коефицијента детерминације (R²) и коригованог коефицијента детерминације (R^{2'}) као релативних мера и стандардне грешке регресије (S) као апсолутне мере прихватљивости регресије. Израчунати коефицијенти вишеструке корелације (r) имају вредности 0,73 до 0,99 са средњом вредношћу за ових 20 модела од

0,83. С обзиром на велики број података, разлике између R^2 и R^2 су занемарљиве, и може се констатовати на основу њихових вредности да је у просеку 70% варијансе објашњено регресијом. Нулта хипотеза у регресионој анализи гласи да не постоји корелација између разматраних променљивих ($H_0: r = 0$), а алтернативна да постоји ($H_1: r \neq 0$) (Hirsch et al., 1993). Вредности F-статистике и вредности p у табели 11 указују на то да се не може прихватити нулта хипотеза ($F > F_{kr}; p < 0.05$) за праг значајности $\alpha=0,05$, то јест да се прихвата алтернативна хипотеза која каже да постоји висока корелација између станица са недостајућим подацима и станицама аналог. Такође је тестирана и статистичка значајност сваког коефицијената регресије помоћу t-теста.

На овај начин подаци су проверени, допуњени и спремни за даљу анализу. Укупна количина података (783.471) је заиста велика, с обзиром да се ради о дневним подацима са 39 станица за низ од 55 година.

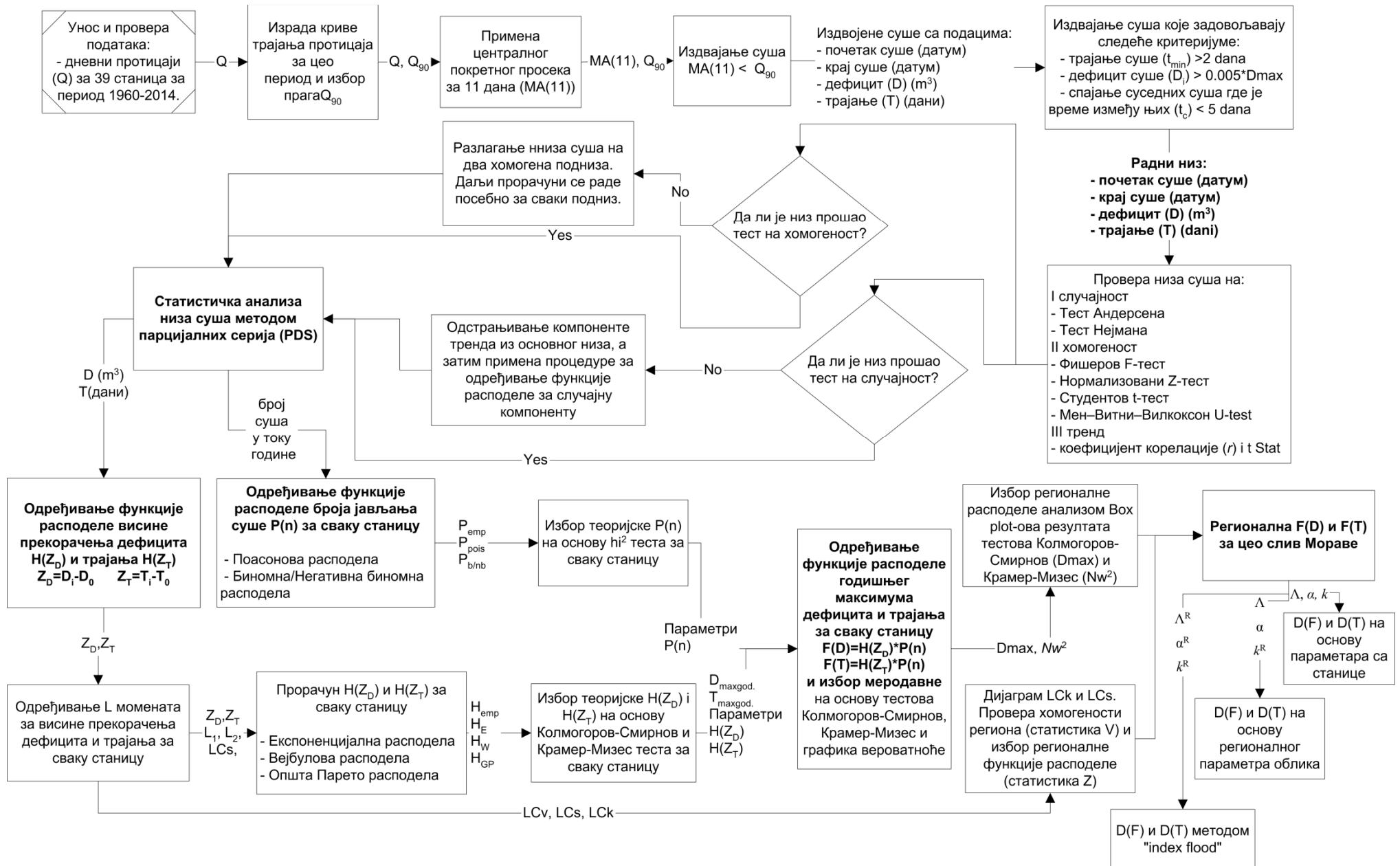
4. МЕТОДЕ

Различити индекси и методе се користе за издвајање разних типова суша и оцене њихових карактеристика. Keyentash и Dracup (2002) су урадили анализу индекса суша, који се користе за оцену јачине метеоролошке, хидролошке и пољопривредне суше, користећи 6 критеријума (робусност, практичност, транспарентност, софистицираност, проширивост и димензионалност). Они су закључили да су најбољи индекси за метеоролошке суше децили падавина и SPI (Standardized Precipitation Index), за пољопривредне суше – израчуната влажност земљишта, за хидролошке суше – укупни водни дефицит (метода прага). У децембру 2009. године (на радионици под покровитељством WMO) експерти за суше из 22 земље су покушали да постигну консензус око тога које индексе треба користити за рану најаву суша. За метеоролошку сушу постигнут је договор да би требало да се користи SPI индекс на глобалном нивоу, док за хидролошку и пољопривредну сушу консензус није постигнут (Hayes et al., 2011). Избор индекса и његова примена је важно питање јер се долази до различитих закључака, поготово у погледу трендова и глобалних промена. Међутим постоји сагласност научника да нема „најбољег“ индекса хидролошких суша и да је потрага за „најбољим“ индексом бескорисна (Hayes et al., 2011). Сваки тип индекса описује одређени део хидролошког циклуса или користи одређену методологију, тако да је ограничен само за специфичну примену и више индекса би требало користити да би се квантификовали разноврсни утицаји суше.

Индекси суше могу се грубо поделити на две групе: на стандардизоване индексе и индексе базиране на некој граничној вредности (праг) (Van Loon, 2015). Заједничко за стандардизоване индексе суше је да они представљају одступања од нормалне ситуације на стандардизован начин. Њихова предност је да је могуће регионално упоређивање вредности суша. Недостатак стандардизованих индекса је да они квантификују јачину суше у релативним вредностима, док је за потребе управљања водним ресурсима неопходна апсолутна вредност недостајућих количина воде у односу на нормалне услове (као на пример запремина дефицита). *Из горе наведеног видимо да је за издвајање хидролошких суша на мерним местима боље користити методу прага, која ће се и користити у овој дисертацији.*

У овој дисертацији, као што је било речи у уводу, тежиште се ставља на статистичку анализу карактеристика суша (дефиците и трајање), то јест изналажење теоријске функције расподеле дефицита и трајања суша на станицама, као и одређивање регионалне функције расподеле, ради упоређивања суша на хидролошким станицама. Због тога је у овом поглављу дат и преглед карактеристика малих вода неопходних за анализу

Схема 6. Алгоритам статистичке анализе хидролошких суша



закон вероватноће појаве хидролошких суша. На схеми 6 је приказан дијаграм комплетног прорачуна који је коришћен у дисертацији. Цео прорачун је аутоматизован израдом програма у програмском окружењу Scilab, без којег би обрада овако великог броја података (783 471 дневни протицај) у релативно кратком временском року била немогућа, или знатно отежана. Методе су приказане на примеру станице Љубичевски Мост на Великој Морави, која је излазни профил целог слива Мораве, те самим тим представља резултате свих процеса који се одвијају на сливу. Резултати за преосталих 38 станица су приказани у поглављу *Резултати*.

4.1 КАРАКТЕРИСТИКЕ ХИДРОЛОШКИХ СУША

Хидролошка суша се може најједноставније окарактерисати као временски период током којег је протицај воде мањи од нормалног, или из угла водопривреде, период током којег је протицај недовољан. У оба случаја суша се исказује кроз вредности малих вода, тако да је неопходно да се направи јасна разлика између суша и малих вода.

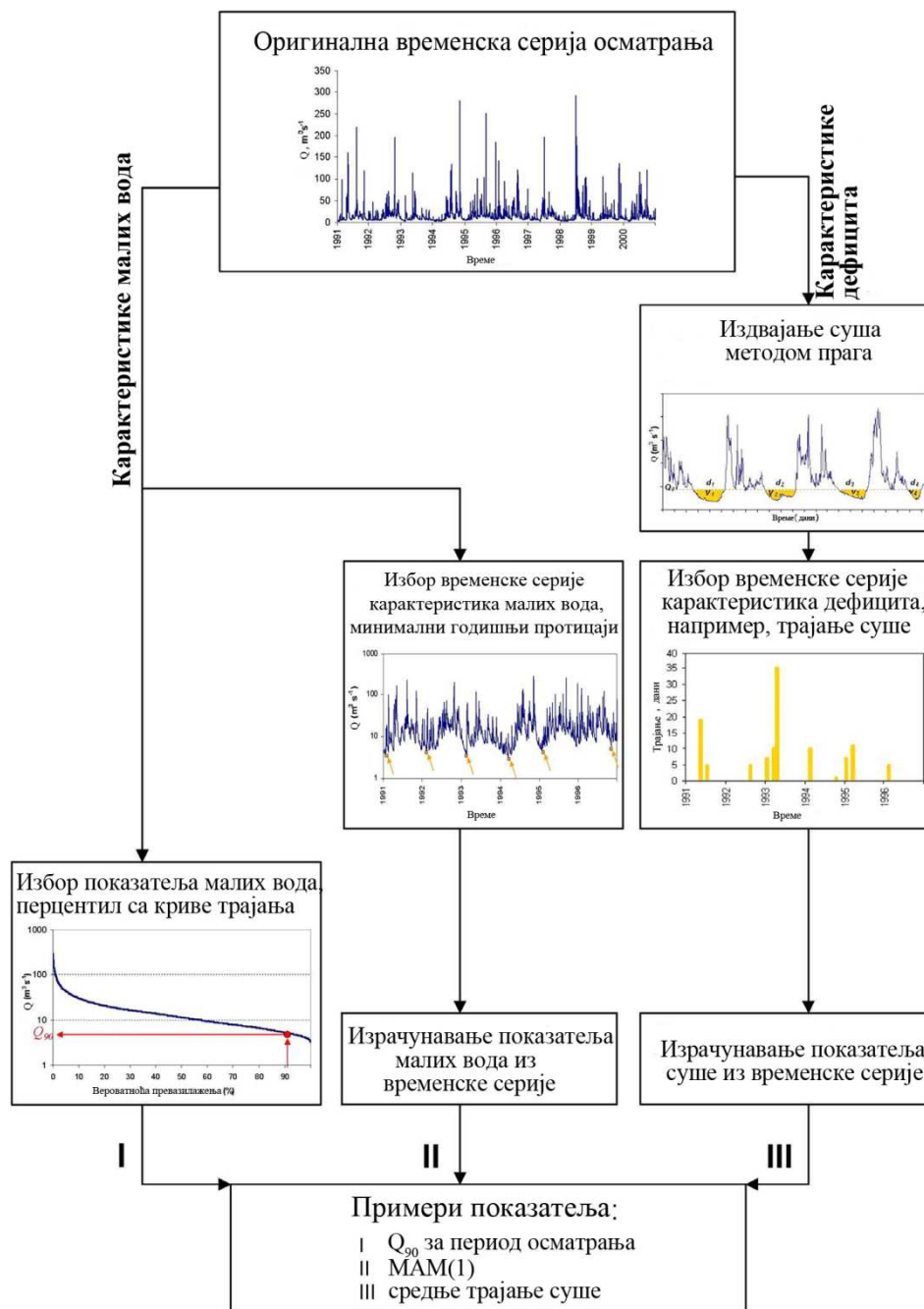
Термин „мале воде“ (low flow (енг.), межень (рус.)) се обично односи на водни режим реке, који представља просечни годишњи циклус протицаја, а термини „мале воде“ и „велике воде“ служе за описивање нормалних годишњих варијација протицаја повезаних са годишњим циклусом регионалне климе. У зависности од климе водни режим може имати један или више маловодних периода. Тако на пример, на већини река у Русији се разликују зимске мале воде и летње-јесење мале воде, док у сливу Велике Мораве мале воде се јављају углавном само у летње-јесењем периоду.

С друге стране, *суше* нису обавезна сезонска карактеристика речног режима. Оне су продужени периоди са необично малим протицајима, који не морају да се јављају сваке године. На пример, у сливу Велике Мораве током летњих месеци, од јула до октобра, јављају се мале воде, али само током сувог и топлог лета могу да се појаве суше на рекама. Тако може да буде неколико година без суша (на пример, период 1978-1981 за станицу Љубичевски Мост на Великој Морави¹), а могу да се јаве и године са једном или више суша (3 суше у 2000. години (Љубичевски Мост)). Суше могу да трају само неколико дана, али могу да трају и неколико месеци, сезона (1993. година (Љубичевски Мост)), па и година. У зависности од климе само периоди са протицајима мањим од нормалног за маловодну сезону се сматрају сушама, док се одступања током сезоне великих вода називају „мањак протицаја“ или „аномалијама протицаја“ (Hisdal & Tallaksen, 2000). Ово је обично случај у умереним климама (важи и за слив Велике Мораве), где мањак протицаја током великих вода обично нема никаквих већих последица. С друге стране, у полуаридним регионима, истраживање суша може да се усредсреди на влажну сезону, јер мањак протицаја током великих вода може представљати сушу или може изазвати сушу током сушне сезоне.

Изучавање суша може да се базира на различитим концептима, али генерално се издвајају два начина (схема 7). Први начин је проучавање суша на основу *карактеристика малих вода*, као што су временске серије минималних годишњих протицаја трајања n -дана (путања II на схеми 7) или проценат са криве трајања протицаја (путања I). За изучавање суша узимају се екстремни ових карактеристика малих вода. Овај приступ одређује суше на основу само једне њихове статистичке особине, на основу магнитуде изражене кроз протицај (Tallaksen, 2000). Оне не посматрају протицај као временски зависан процес или га посматрају у оквиру унапред дефинисаног периода, на пример n дана.

¹ Суше, који су наведене као примери у овом пасусу, су добијене на основу прага Q_{90} .

Схема 7. Начини издвајања карактеристика хидролошких суша



(Извор: Hisdal et al., 2004)

Други начин проучавања суша, који је и коришћен у овој дисертацији, је да се на протицаје гледа као на временски зависан процес и да се одреди комплетан период суше, од њеног првог до последњег дана. На овакав начин из серије дневних протицаја могуће је издвојити серију суша, које могу бити описане и квантификоване са неколико показатеља, такозваним *карактеристикама дефицита*, као што су трајање суше (путања III на схеми 7) и дефицит суше. Један од начина дефинисања суше је да се уведе праг, унапред дефинисана вредност протицаја, тако да се сушама сматрају сви протицаји испод прага (Tallaksen et al., 1997; Zelenhasić & Salvai, 1987). Карактеристике које описују ове суше се називају „карактеристике дефицита“, јер оне описују конкретан период током којег је протицај у дефициту у односу на ниво прага (референтни протицај). Најчешће коришћене карактеристике дефицита су: време појаве суше, трајање суше, запремина дефицита суше,

и минимални протицај током суше. Понекад се користи и интензитет суше, који представља однос запремине дефицита и трајања суше. Детаљније о методи прага за издвајање суша биће речи у потпоглављу 4.1.2. У регионалној анализи суша од значаја је њихова просторна расподела (потпоглавље 4.3), а за потребе водoprивредног планирања од значаја су екстремне суше и њихови повратни периоди (потпоглавље 4.2).

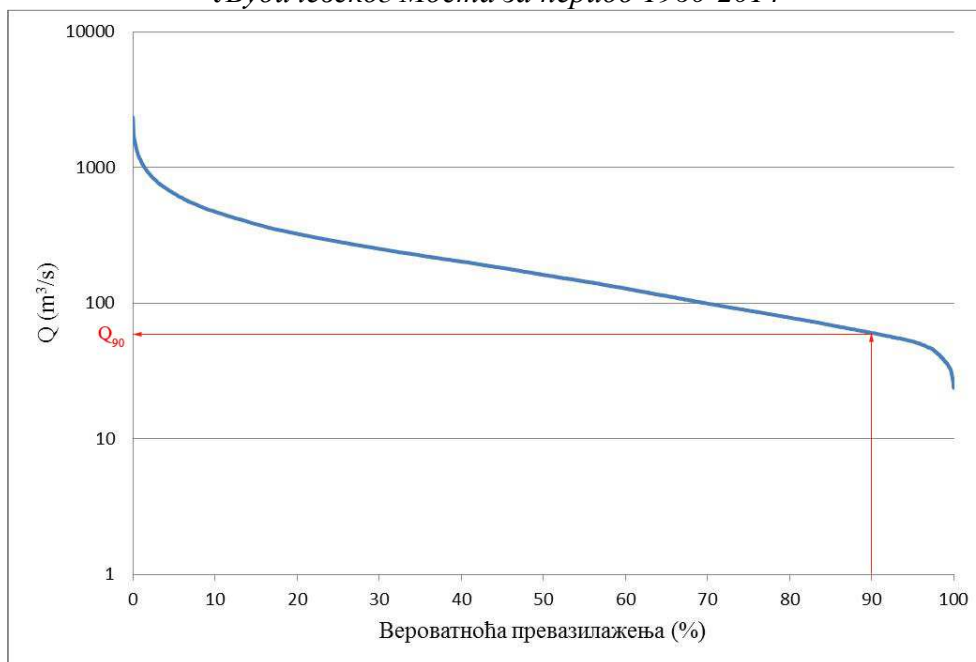
4.1.1 КАРАКТЕРИСТИКЕ МАЛИХ ВОДА

Овде је дат приказ карактеристика малих вода, које су неопходне за даљу анализу хидролошких суша, као што су: перцентили са криве трајања (Q_p) неопходни за одређивање прага за издвајање суша; средње минимални годишњи протицај трајања n -дана (МММ(n -day)), који такође могу да се користе као прагови и индекс базног протицаја (ИВР), који је послужио за одређивање станица аналога за попуњавање података. Ту још спада и рецесиона анализа, то јест рецесиона константа, која није коришћена у овој дисертацији. Све ове карактеристике имају широку примену у анализи малих вода, али у овој дисертацији ће бити посматране само у функцији одређивања хидролошких суша и њихове статистичке анализе.

4.1.1.1. КРИВА ТРАЈАЊА ПРОТИЦАЈА И Q_{90}

Крива трајања протицаја је кумулативна крива учесталости која показује проценат времена од укупног период осматрања током којег је одређени протицај превазиђен (графикон 5).

Графикон 5. Крива трајања протицаја Велике Мораве код Љубичевског Моста за период 1960-2014



Сваком протицају Q одговара вероватноћа превазилажења p , а крива трајања је график између Q_p , p -квантила или перцентила дневног протицаја и вероватноће превазилажења p , која се одређује по Вејбуловој (Weibull) формули:

$$p = \frac{i}{n + 1} \quad (1)$$

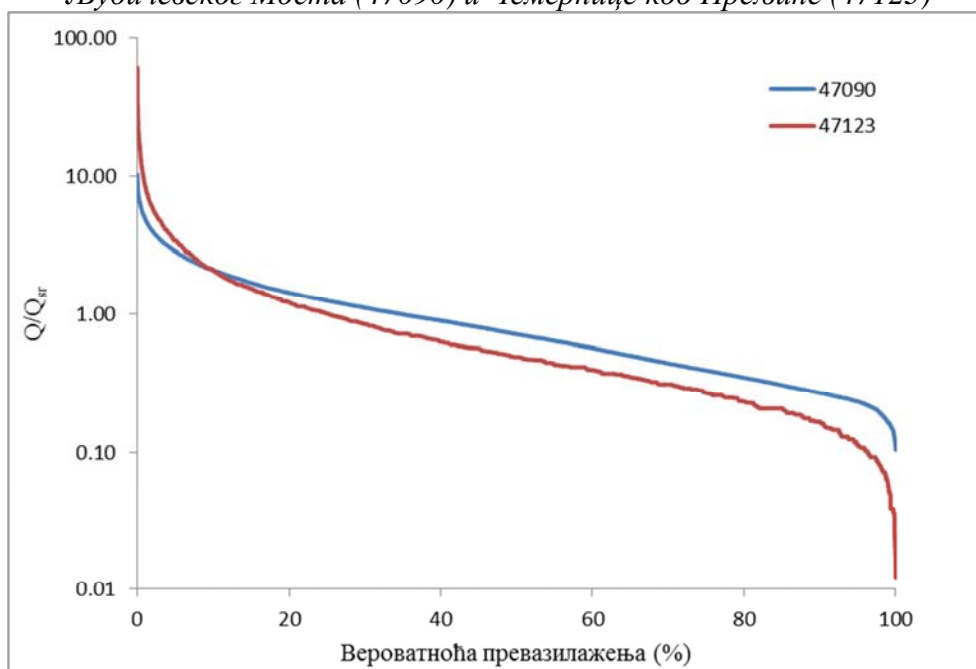
где је i редни број ранжираних протицаја по опадању, n – укупан број осматраних протицаја. Вејбулова формула даје непристрасну оцену вероватноћа превазилажења без обзира из које функције расподеле потичу протицаји.

Крива трајања протицаја се често користи за визуелно упоређивање хидролошких режима различитих река када се неколико стандардизованих крива трајања наносе на једном графику. Стандардизацију крива могуће је урадити поделом протицаја са просечним протицајем (графикон 6), са медијаном, површином слива (специфични протицај). Облик криве трајања одражава збирни ефекат физичко-географских утицаја на отицај. Временска серија са малим варијацијама протицаја има раван облик криве, који је типична за отицај са водопропустљивих сливова, или за сливове са јаким регулационим утицајем, најчешће језера. Стрма крива представља велике варијације протицаја и типична је за непропусне сливове, са малим капацитетом задржавања воде и брзим одговором на падавине (WMO, 2008). На графикону 6 приказана је разлика у облицима кривих трајања за две станице у сливу Велике Мораве. На ординати су протицаји изражени као однос дневног протицаја и средњег годишњег протицаја, да би могле да се упореде вредности ова два слива. Очигледно је да протицај значајније варира на Чемерници код Прељине, као и да је нагиб криве нешто стрмији од нагиба криве Велике Мораве код Љубичевског Моста, поготово у екстремним деловима криве.

Упоређивање кривих трајања протицаја је корисно и за одабир слива аналога. Ако криве трајања на рекама суседних сливова добро се слажу, може се претпоставити да се карактеристике слива и отицаја ова два слива слични. Ово може да се искористи код одабира станице аналога за попуњавање недостајућих података.

Осим за цео период осматрања, могуће је конструисати и криве трајања протицаја за различито трајања или за различите сезоне. На пример, могуће је посебно израчунати криве трајања за зиму и лето, или на пример за вегетациони период. За неке потребе могуће је израчунати и вероватноће превазилажења на основу протицаја осредњених на 7, 10, 30, 60 дана. Иако се најчешће користе дневни протицаји за израду крива трајања, могуће је користити и средње месечне или средње годишње протицаје. Међутим, за проучавање малих вода криве које су израђене на основу месечних и годишњих протицаја су мање корисне, јер се екстремни протицаји губе у процесу осредњавања.

Графикон 6. Криве трајања протицаја Велике Мораве код Љубичевског Моста (47090) и Чемернице код Прељине (47123)



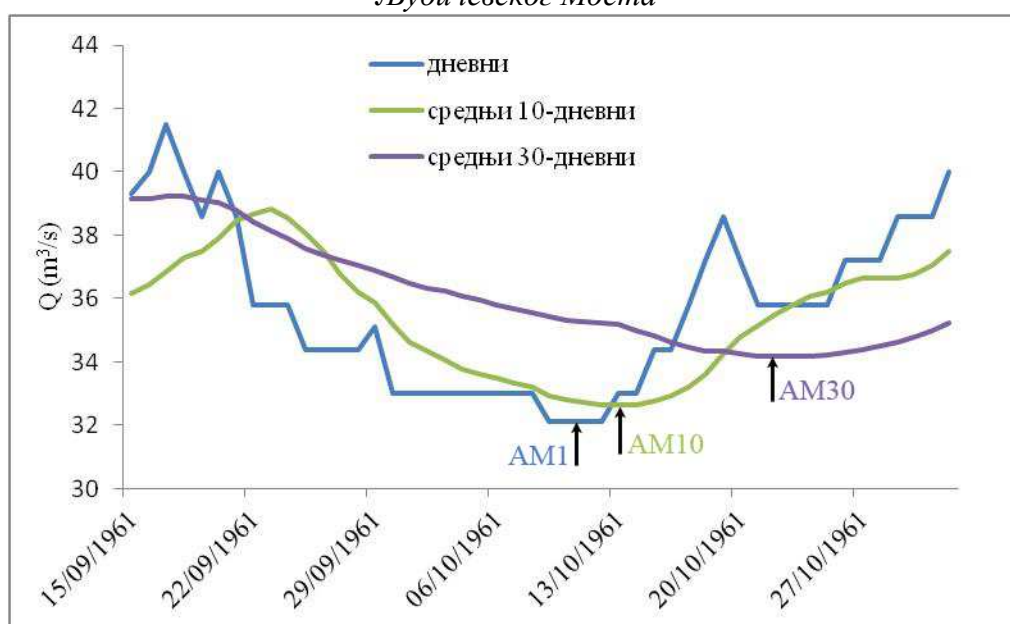
Криве трајања протицаја, састављене на основу података за цео период осматрања, не могу да се користе за одређивање функције расподеле годишњег отицаја, већ само за цео период осматрања. Vogel и Fennessey (1994) предлажу алтернативни приступ: израчунавање криве протицаја за сваку годину посебно, што омогућава годишњу интерпретацију, такозвану непараметарску оцену квантила, њихове повратне периоде и интервале поверења.

Перцентили великих вероватноћа превазилажења добијених помоћу криве трајања протицаја се често користе као главни показатељи малих вода, као на пример 90 и 95 перцентил, то јест Q_{90} (графикон 5) и Q_{95} . Као мера за подземно храњење воде у реци узима се Q_{90} , док Q_{95} служи за оцену проточног хидроенергетског потенцијала, потенцијала за водоснабдевање насеља, као и за доњи пловидбени ниво на нашим рекама. Они се често користе и као прагови за издвајање хидролошких суша. У овој дисертацији за све станице у сливу Велике Мораве као праг за издвајање суша усвојен је Q_{90} .

4.1.1.2 СРЕДЊЕ МИНИМАЛНИ ГОДИШЊИ ПРОТИЦАЈ ТРАЈАЊА N -ДАНА (МММ (N -DAY))

Минимални годишњи n -дневни протицај, АМ (n -day) је најмањи просечни протицај за n узастопних дана унутар једне године. Најчешћи интервал осредњавања, то јест вредност n је 1, 7, 10 и 30 дана. АМ (n -day) се може лако израчунати примењивањем филтера покретног просека од n дана на серију дневних протицаја и изналажењем минимума у осредњеним подацима (графикон 7). Израчунавањем АМ (n -day) за сваку годину, добија се временска серија АМ (n -day), која служи као основа за добијање често коришћене карактеристике малих вода - средње минимални годишњи протицај трајања n -дана, МММ(n -day). За разлику од перцентила са криве трајања протицаја, МММ(n -day) подразумева и аспект трајања, који је изражен у интервалу осредњавања. У умереним климама вредност средњег годишњег седмодневног минималног протицаја (МММ7) је слична вредности Q_{95} (WMO, 2008).

Графикон 7. Минимални годишњи 1, 10, 30 – дневни протицај Велике Мораве код Љубичевског Моста



У Великој Британији МАМ7 се користи као један од главних показатеља малих вода и заједно са Q_{05} користи се при издавању дозвола за водозахвате, као и пројектовање система за наводњавање. Низови годишњих минимума могу да искористе за одређивање функције расподеле и оцену вероватноће непревазилажења или повратних периода малих вода, као на пример што је анализиран низ АМ(1) у поглављу 3.1.3. (табела 4). Најчешће коришћене расподеле у анализи малих вода су Вејбулова (расподела екстремних вредности III типа), лог-Пирсон III, Пирсон III, лог-нормална (Smakhtin, 2001; Stedinger et al., 1993; Zaidman et al., 2002; Госстрой России, 2004). У САД најчешће коришћени индекс малих вода је 7-дневна 10-годишња мала вода, која се пише као $Q_{7,90\%}$; у Русији зимски и летњи $Q_{30,80\%}$. У Србији до скора најчешће се користио минимални средње месечни протицај обезбеђености 95% ($Q_{\min,95\%}$), као гарантовани минимум, а у последње време се све више користи 30 дневни (не календарски) минимални протицај обезбеђености 95% и 80% ($Q_{30,95\%}$ и $Q_{30,80\%}$) (Ђорђевић & Дашић, 2011; Prohaska, 2003), који се користе код дефинисања гарантованог еколошког минимума.

Неке од наведених минималних годишњих карактеристика малих вода могу се користити као праг за издвајање хидролошких суша, на пример гарантовани еколошки минимум. Као што смо рекли раније, анализа ових карактеристика малих вода није циљ ове дисертације, тако да неће овде бити приказивана.

4.1.1.3 ИНДЕКС БАЗНОГ ПРОТИЦАЈА

Рашчлањивање хидрограма омогућава да се приближно установи учешће површинског и базног отицаја у укупном протицају реке. Континуиране технике за рашчлањивање хидрограма обично не покушавају да симулирају понашање базног отицаја током великих вода, нити су погодне за утврђивање порекла базног отицаја. Ове методе су више усмерене на објективну квантификацију показатеља, који представља вишегодишњи базни отицај.

Један од најважнијих показатеља за изучавање малих вода је индекс базног протицаја (IBP) (BFI (base flow index)), који представља квантитативни показатељ учешћа базног отицаја у укупном протицају реке на одређеном профилу. Концепт IBP је први увео Љвович 1972. године, а после је детаљније разрађен у Институту за хидрологију Велике Британије 1980. године (данашњи Центар за екологију и хидрологију) ради утврђивања утицаја геолошких карактеристика слива на мале воде (Smakhtin, 2001). IBP представља однос између запремине базног отицаја - V_b (површина испод линије која одваја базни од укупног протицаја (графикон 8) и укупне запремине отицаја - V_u , то јест:

$$IBP = \frac{V_b}{V_u} \quad (2)$$

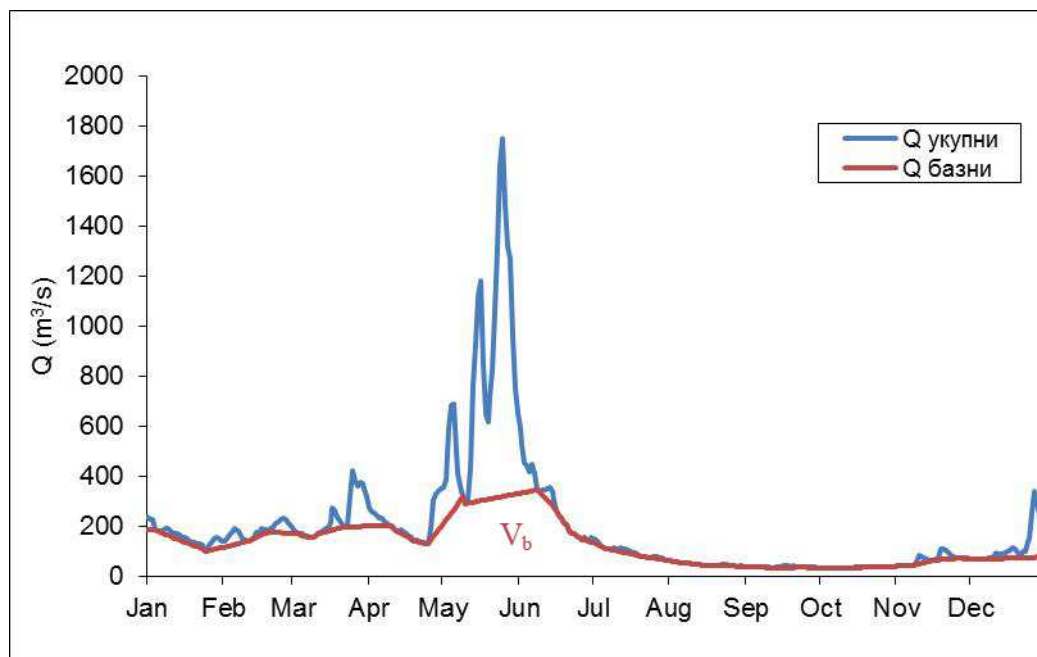
Вредности IBP варирају између 0 и 1, при чему мање вредности одговарају сливовима мање пропусне моћи (мали значај подземног отицаја), док веће вредности IBP одговарају сливовима веће пропусне моћи (велики значај подземног отицаја).

У овој дисертацији IBP је коришћен као додатни критеријум за утврђивање станице аналога при попуњавању недостајућих података (глава 3). Раздвајање базног од површинског отицаја вршено је по методи Института за хидрологију Велике Британије из 1980. године (Institute of Hydrology, 1980; WMO, 2008), помоћу макроа у MS Excellu, који је направио Martin Morawietz са Универзитета у Ослу, Норвешка. Ова метода је веома слична методи локалних минимума, коју су развили Pettyjohn и Henning (1979), а коју су Ђукић и Михаиловић (2012) применили за моделирање базног отицаја реке Колубаре до хидролошке станице Ваљево.

Процедура Института за хидрологију Велике Британије је развијена за реке са кишним режимом са типичним одговором отицаја у сатима или данима, што је утицало на

избор параметара (петодневни блокови и коефицијент 0,9 за преломне тачке), који су утврђени на основу калибрације и визуелне провере базних отицаја са преко 100 сливова у Великој Британији. У регионима са дуготрајним великим водама, у сливовима са доминантним утицајем језера или снежног покривача, преломне тачке могу бити одређене у периоду великих вода и ова процедура може довести до непоузданих резултата. У оваквим случајевима, и сливовима са другачијим хидролошким режимом, треба изабрати другачије параметре и ИВР треба рачунати посебно за сваку сезону.

Графикон 8. Рашчлањивање хидрограма Велике Мораве код Љубичевског Моста за 1961. г.



За станице у сливу Велике Мораве, чији водни режим више зависи од кишних падавина, него од снега, може бити примењена процедура Института за хидрологију Велике Британије за рашчлањивање хидрограма. Вредности израчунатих ИВР за цео период осматрања (1960-2014) су дате у табели 10 (глава 3).

4.1.2. КАРАКТЕРИСТИКЕ ДЕФИЦИТА

Карактеристике дефицита су за разлику од карактеристика малих вода, представљених у претходном одељку, засноване на увођењу прага испод којег се сви протицају сматрају сушама. Свака суша може да се окарактерише, поред осталог њеним трајањем и запремином дефицита. За издвајање суша могу се користити две методе: метода прага и алгоритам низа пикова (sequent peak algorithm (SPA)). SPA процедура је уско везана за анализу система водних ресурса у којој се за праг узима жељени доток у акумулацију, а дефицит суше дефинише потребну запремину у датом периоду. У овој дисертацији коришћена је метода прага, тако да се овде даје њен детаљнији приказ.

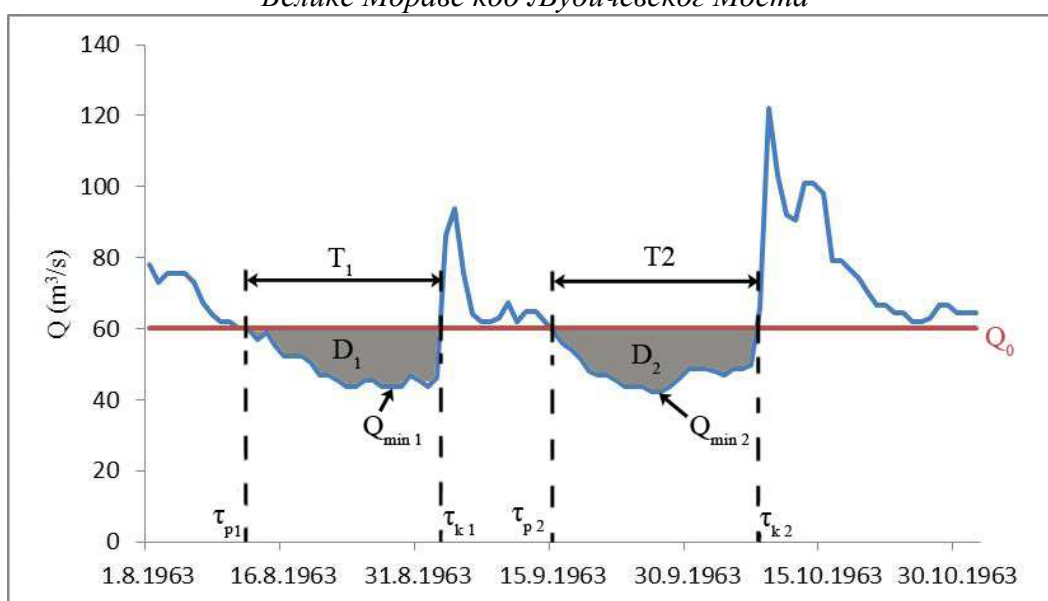
4.1.2.1 МЕТОДА ПРАГА

Метода прага ("threshold level" или "truncation level") детаљно је објашњена у радовима Tallaksen et al. (1997) и Zelenhasić & Salvai (1987). Ова метода почиње интензивно да се користи после 1987. године, то јест после објављивања рада Зеленхасића и Салваиа који су први применили методу прага на дневне протицаје. Касније

модификације ове методе односе се углавном на начин избора прага и груписања међусобно зависних суша, као и отклањања веома малих дефицита. Упутство за процену и прогнозу малих вода Светске метеоролошке организације (WMO, 2008) такође препоручује методу прага за издвајање хидролошких суша.

Ова метода генерално изучава кораке изнад и испод прага, то јест заснива се на теорији прелазака (crossing theory), коју је први пут развио Rice 1945. године, а касније проширио Cramer & Leadbetter 1967. године (Tallaksen, 2000). Yevjevich (1967) је први применио теорију прелазака у хидрологији ради објективног дефинисања суша, такозвану методу корака (run method). Карактеристике суша као што су дужина корака (трајање суше) и сума корака (запремина дефицита) се препоручују за дефинисање суша на водомерним станицама. Метода корака се примењивала на дискретне временске серије са временском резолуцијом један месец и више. Ако је циљ изучавање суша које су краће од годину дана, потребно је користити месечни или дневни временски корак.

Графикон 9. Одређивање карактеристика хидролошких суша на примеру Велике Мораве код Љубичевског Моста



На графикону 9 дат је пример издвајања хидролошких суша методом прага. Прво се на хидрограм дневних протицаја наноси унапред дефинисана вредност прага (Q_0). Суша почиње када протицај падне испод прага ($Q(t) < Q_0$), а завршава се када се протицај врати изнад њега ($Q(t) \geq Q_0$). На овај начин се одређују време почетка (τ_p) и краја (τ_k) суше. Две најважније карактеристике суше су трајање (T) и дефицит (D) (графикон 9). Трајање (T) је број узастопних дана током којих је протицај испод прага. Запремина дефицита (D) (често се у литератури користи и термин јачина или тотални дефицит) представља кумулативни дефицит протицаја ($D(t)$) за дато трајање суше и рачуна се помоћу формула (3) и (4).

$$D_i = \sum_{\tau_p}^{\tau_k} D(t) \quad (3)$$

где је D_i дефицит (запремина) суше i (m^3), а $D(t)$ дефицит протицаја у времену t и једнак је:

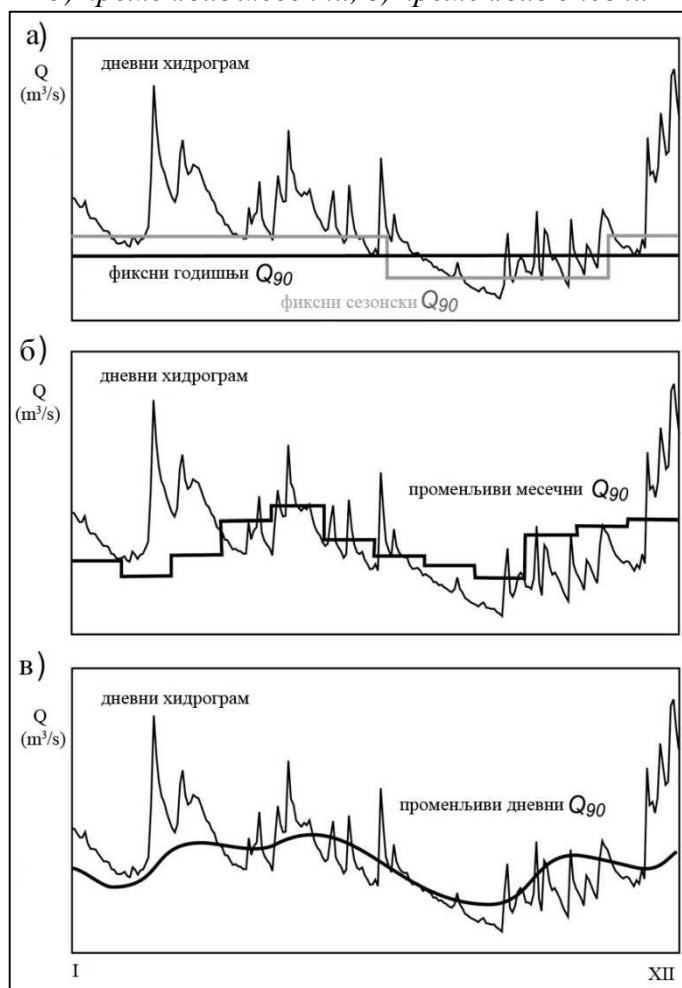
$$D(t) = \begin{cases} Q_0 - Q(t), & Q(t) < Q_0 \\ 0, & Q(t) \geq Q_0 \end{cases} \quad (4)$$

Упоредо са овим могу да се дефинишу и минимални протицај (Q_{\min}) током суше. Понекад се користи и интензитет суше, који представља однос запремине дефицита и трајања суше.

4.1.2.1.1 Избор прага

Избор прага је врло осетљиво питање. Одлука о висини и типу прага зависи од сврхе проучавања суша. Праг може бити фиксни или променљив, то јест сезонски, месечни, дневни праг (схема 8). Фиксни праг користи једну константну вредност за целу временску серију. Променљив праг се примењује ради утврђивања одступања протицаја од “нормалног” током сезоне великих и малих вода. Међутим, периоди са релативно малим протицајима током сезоне великих вода (на пример због каснијег почетка топлења снега) се обично не сматрају сушама. Према томе, суше издвојене преко променљивог месечног или дневног прага треба да се зову аномалије протицаја, а само суше издвојене помоћу фиксног прага треба називати сушама (Hisdal & Tallaksen, 2000). Зимске и летње суше треба да се анализирају одвојено, због различитих процеса који их изазивају.

Схема 8. Приказ различитих типова прага: а) константан праг, б) променљив месечни, в) променљив дневни

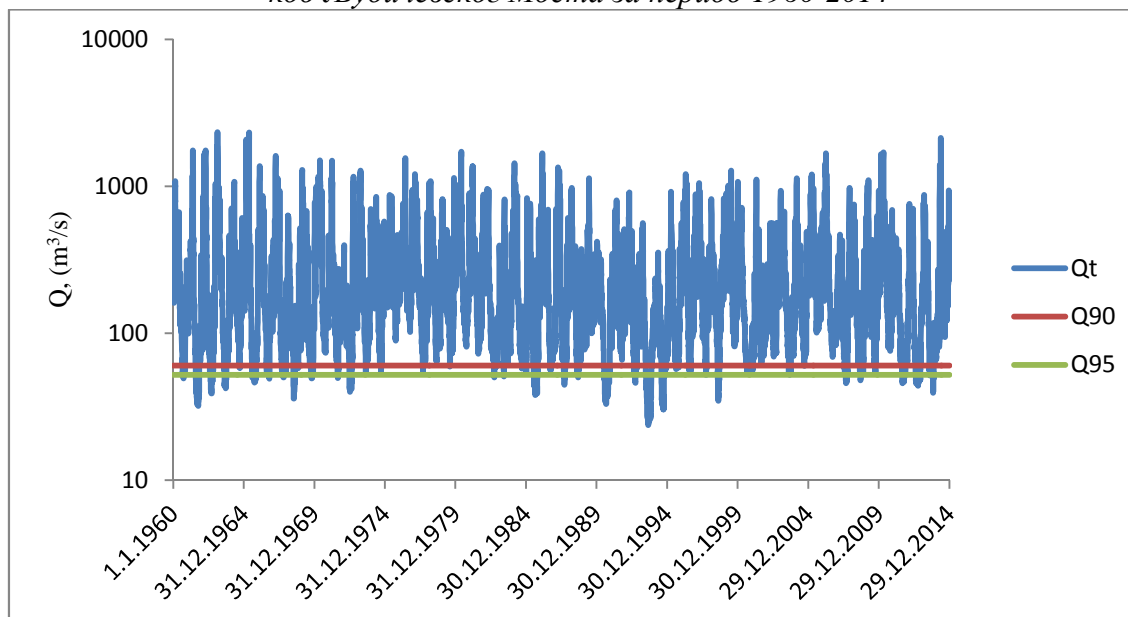


(Извор: Hisdal et al., 2004)

Праг може бити већ унапред дефинисана вредност, као што је одређени доток до акумулације, или дефинисан од стране корисника – водоснабдевање, пловидба, хидроенергетика, итд. Могуће је и користити неке од показатеља малих вода, на пример,

процент од средњих вода или протицај одређеног трајања, који се добија са криве трајања протицаја (видети поглавље 4.1.1.1). Најчешће се за праг узимају протицаји одређеног трајања, на пример Q_{95} , то јест протицај који је изједначен или превазилази 95% током периода осматрања. За сталне водотоке у умереним географским ширинама за праг се обично усвајају вредности од Q_{70} до Q_{90} . Праг који је сувише низак може довести до тога да постоји велики број година без суша и да је број издвојених суша мали за статистичку анализу (графикон 10). С друге стране, сувише висок праг ће издвојити суше које трају више од једне године (вишегодишње суше).

Графикон 10. Утицај висине прага на издвајање суша на Великој Морави код Љубичевског Моста за период 1960-2014



Пошто је циљ анализе суша да се нађу функције расподеле великих суша, то јест оних најекстремнијих, са малим вероватноћама превазилажења, прво је узет праг Q_{95} . Као што се види на графикону 10 овај ниски праг издвоји свега 22 суше, а чак у 36 година од 55 година (1960-2014) није забележена суша. Слични резултати се добијају и за остале станице у сливу Велике Мораве. Овако мали број суша не дозвољава поуздано оцењивање параметара расподела неопходних за анализу вероватноће појаве екстремних суша. Праг дефинисан перцентилом Q_{90} ($60,2 \text{ m}^3/\text{s}$) издвојио је већи број суша у односу на Q_{95} ($52,1 \text{ m}^3/\text{s}$). За станицу Љубичевски Мост на Великој Морави у периоду осматрања 1960-2014, издвојено је 45 суша (дупло више од Q_{95}), а суша је осматрана у 32 године, што омогућава довољан број података за поуздано оцењивање суша са малим вероватноћама појаве. На слици 1 може се видети како изгледа хидролошка суша на станици Љубичевски Мост ($58,6 \text{ m}^3/\text{s} < Q_{90}$), забележена почетком септембра у оквиру теренских истраживања. И друге станице у сливу углавном имају довољно дугачке низове суша при прагу Q_{90} (45-55 пикова и 27-30 максималних годишњих дефицита (трајања)), а најдужи низ има Лопатница Лакат на Ибру (60, односно 34 суше). Зато је и узет овај праг Q_{90} за издвајање суша, јер добијени низови су довољно дугачки, а праг је остао довољно низак да обезбеди да се у анализу уврсте само они протицаје који припадају доњем екстремном делу укупног хидрограма.



Слика 1. Хидролошка суша на станици Љубичевски Мост (Фото: М. Урошев)

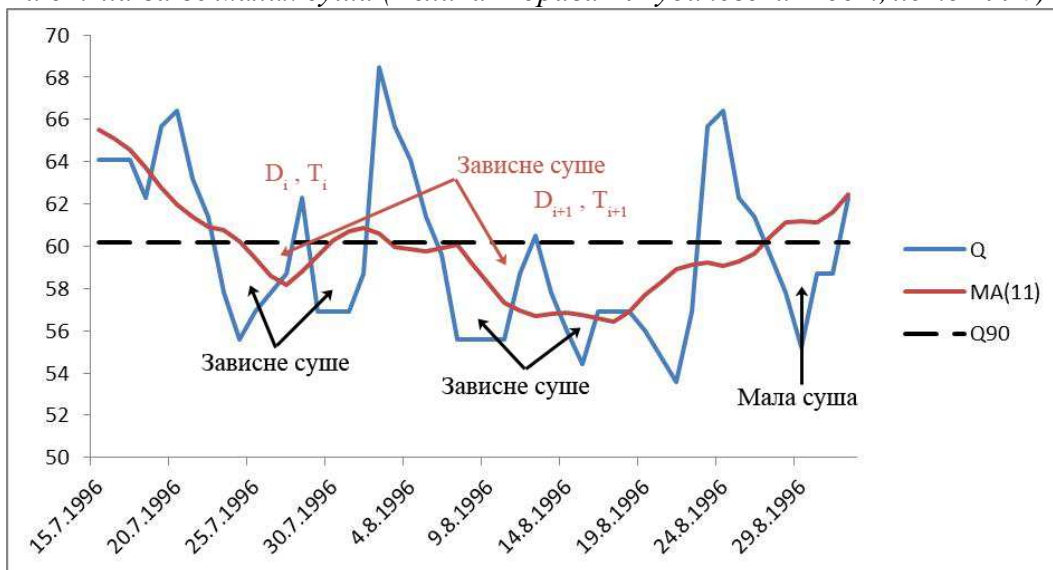
4.1.2.1.2 Обједињавање суша и отклањање малих суша

Коришћење дневних података за издвајање суша унутар године доводи до два значајна проблема: зависност између суша и појаву малих суша. Током дужег сушног периода често се дешава да протичај за кратко време пређе изнад прага, тако да се једна суша подели у више малих суша. Да би се избегли овакви проблеми, који могу да утичу на моделирање екстремних вредности, треба урадити неку врсту обједињавања ових суша ради добијања независног низа суша. Tallaksen et al (1997) су описали и упоредили три различите процедуре обједињавања међусобно зависних суша: покретни просек (МА), алгоритам низа пикова (sequent peak algorithm (SPA)) и временски и запремински критеријум између суседних суша (IC). Они су закључили да МА и SPA процедуре дају задовољавајуће резултате обједињавања међусобно зависних суша и елиминисања броја малих суша. МА процедура се примењује на временску серију пре избора суша. У овом случају временска серија је углачана, а мали пикови изнад прага елиминисани. Препоручује се употреба интервала покретног просека од 10 дана (Hisdal & Tallaksen, 2000). У дисертацији је коришћен централни покретни просек са интервалом од 11 дана (МА(11)) да не би дошло до померања датума суша. Иако МА(11) филтер уклања велики број малих суша и обједињава међусобно зависне суше, ипак неколико ових догађаја преостане (графикон 11). На пример, после примене МА(11) филтера на дневне протичаје Велике Мораве код Љубичевског Моста остало је 2 случаја зависних суша и 10 малих суша.

Решавање овог проблема захтева увођење додатних критеријума. Први критеријум је независност суша, то јест време између суседних суша мора да буде веће од пет дана ($t_c > 5$), због примењеног филтера МА(11) (пет дана пре и пет дана после). Ако овај критеријум није испуњен суседне суше се спајају у једну са следећим карактеристикама:

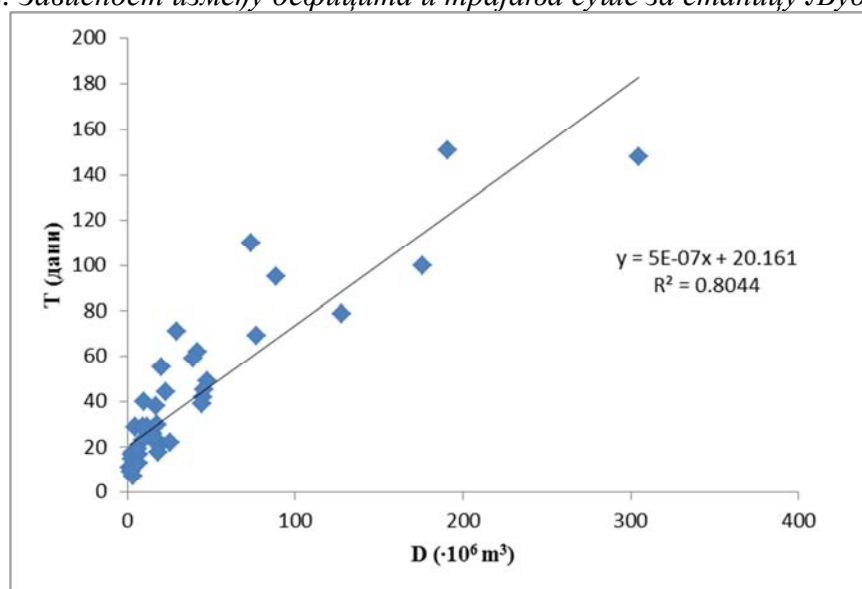
$$\begin{cases} D'_i = D_i + D_{i+1} \\ T'_i = T_i + T_{i+1} \end{cases} \quad (5)$$

Графикон 11. Пример утицаја МА(11) филтера на обједињавање узајамно зависних суша и отклањање малих суша (Велика Морава - Љубичевски Мост, лето 1996)



Fleig et al. (2006) су, анализирајући суше у сливовима широм света, закључили да је за елиминисање малих суша најбоља комбинација минималног трајања суше $t_{\min} > 2$ дана и минималног дефицита $D_0 = 0,005 \times D_{\max}$, где је D_{\max} максимални забележени дефицит. Ова два критеријума (t_{\min} и D_0) су коришћена у овој дисертацији за елиминисање малих суша и као параметар локације функција расподела висине прекорачења дефицита и трајања суша у моделу парцијалних серија. Овако издвојене хидролошке суше, формирају низове дефицита и трајања суша који су спремни за статистичку анализу (табела 12).

Графикон 12. Зависност између дефицита и трајања суше за станицу Љубичевски Мост



Ако упоредимо првих пет највећих суша по дефициту са одговарајућим трајањима видимо да има неких одступања. На пример, максимални дефицит је забележен 1993. године ($305 \cdot 10^6 \text{ m}^3$), а по трајању (148 дана) ова суша је друга по рангу иза суше из 1990. године (151 дан). Ипак укупно гледано може се рећи да постоји јака зависност између дефицита и трајања суша. За станицу Љубичевски Мост коефицијент детерминације линеарне регресије R^2 износи 0,80 (графикон 12).

Табела 12. Хидролошке суше Велике Мораве код Љубичевског Моста

$$(Q_{90} = 60,2 \text{ m}^3/\text{s}, t_c > 5, t_{min} > 2, D_0 = 1523750 \text{ m}^3)$$

Датум почетка суше	Датум краја суше	Дефицит (m ³)	Трајање (дана)
28.08.1960.	25.09.1960.	11756684	29
03.10.1960.	13.10.1960.	3443433	11
03.08.1961.	10.11.1961.	176102836	100
10.08.1962.	17.10.1962.	76855942	69
12.08.1963.	02.09.1963.	17178676	22
14.09.1963.	04.10.1963.	19641862	21
02.08.1965.	19.11.1965.	73802880	110
15.09.1966.	28.10.1966.	23248669	44
27.09.1967.	06.12.1967.	29614778	71
06.07.1968.	16.08.1968.	44766982	42
02.10.1969.	02.12.1969.	41809745	62
19.08.1971.	13.09.1971.	15443607	26
22.06.1972.	13.07.1972.	25534342	22
12.08.1972.	18.08.1972.	3367244	7
16.09.1974.	26.09.1974.	3177164	11
06.09.1977.	16.09.1977.	2214982	11
24.09.1982.	04.10.1982.	3438720	11
30.05.1983.	09.06.1983.	1827753	11
18.07.1985.	25.08.1985.	44744204	39
15.09.1985.	02.11.1985.	47694371	49
05.09.1987.	12.10.1987.	17191244	38
07.08.1988.	15.09.1988.	10086022	40
08.07.1990.	05.12.1990.	190568553	151
15.09.1992.	14.10.1992.	17648378	30
23.06.1993.	17.11.1993.	304750080	148
01.08.1994.	18.10.1994.	127564102	79
24.10.1994.	04.11.1994.	1755491	11
25.07.1996.	26.08.1996.	4471593	29
23.09.1997.	04.10.1997.	3488989	12
29.07.1998.	11.09.1998.	45999360	45
02.10.2000.	16.10.2000.	2653265	15
24.10.2000.	09.11.2000.	2877905	17
08.12.2000.	25.12.2000.	3141033	18
15.08.2003.	12.09.2003.	9120698	29
23.09.2003.	05.10.2003.	3999535	13
20.08.2007.	12.09.2007.	16471767	24
22.09.2007.	08.10.2007.	6476073	17
24.08.2008.	15.09.2008.	9322560	23
13.11.2008.	21.11.2008.	1994269	9
22.08.2011.	19.10.2011.	39090502	59
29.10.2011.	16.11.2011.	6238865	19
05.08.2012.	07.11.2012.	88387200	95
24.11.2012.	06.12.2012.	6461935	13
29.07.2013.	21.09.2013.	20353484	55
29.10.2013.	15.11.2013.	18158138	18

4.2 СТАТИСТИЧКА АНАЛИЗА ХИДРОЛОШКИХ СУША НА СТАНИЦАМА

За статистичку анализу малих вода користи као показатељ минимални годишњи протицај трајања n дана (поглавље 3), а као показатељи за хидролошке суше користе се показатељи дефицита. У овој дисертацији анализирају се два показатеља хидролошких суша – запремине дефицита и трајање суше, а од посебног интереса су њихове највеће вредности. Статистичка анализа односи се на максимуме, јер су и анализирани карактеристике дефицита и трајања суша максималне вредности.

Најчешћи циљ анализе суша је да се нађу функције расподеле дефицита и трајања суше да би могао да се процени ризик од будућих суша. Хидролошке суше се издвајају по методи прага, као што је описано у одељку 4.1.2.1. Први корак у статистичкој анализи је избор екстремних суша из издвојених суша, то јест формирање низа за даљу анализу. За овај избор се користи метода годишњих максимума или метода парцијалних серија. Други корак је провера да ли формиранни нивои испуњавају теоријске претпоставке анализе вероватноће, то јест да ли су хомогени и случајни. Трећи корак је избор функција расподела које су погодне за изабране екстреме са теоријског становишта. Затим се функције расподела прилагођавају осматреним вредностима на основу оцене параметара расподела. На крају, избор теоријске функције расподеле се врши на основу тестова сагласности са емпиријским подацима и визуелне провере крива (поготово екстремног дела) на папиру вероватноће. Помоћу изабране функције расподеле могуће је дати оцену квантила (вредности дефицита или трајања суше) за одређену вероватноћу превазилажења (најчешће изражену кроз повратни период) или обрнуто, дати оцену вероватноће превазилажења неке вредности дефицита или трајања суша.

4.2.1 ИЗБОР МЕТОДЕ ЗА СТАТИСТИЧКУ АНАЛИЗУ ДЕФИЦИТА И ТРАЈАЊА СУШЕ

Две најчешће коришћене методе за анализу екстремних вредности су метод серије годишњих максимума (AMS – енг. Annual maximum series) и метода парцијалних серија (енг. *partial duration series* (PDS)). Низ годишњих максимума се састоји од највећег догађаја током године, док парцијалне серије садрже све догађаје изнад прага. Коришћење AMS или PDS метода зависи од података који су доступни и типа анализе који треба да се спроведе. Метод годишњих максимума је уобичајен у хидролошкој пракси јер не захтева велику количину података, а и математички апарат који се примењује је једноставан. Сматра се да парцијалне серије садрже више информација о екстремним догађајима (нехомогеност унутар године, време појаве и периоди између екстремних догађаја), а њихова статистичка анализа подразумева нешто сложенији математички апарат у односу на анализу низова годишњих максимума, с обзиром да се заснивају на случајним процесима.

Предност AMS је лакше дефинисање серије избором највеће вредности, док је предност PDS боље дефинисање региона екстремних вредности, јер не узима само највећу годишњу вредност. У случајевима избора веома ниског прага за издвајање суша, велики број година без суша може значајно да смањи поузданост прорачуна AMS методом. Међутим, у PDS методи мање суше могу утицати на моделирање екстремних вредности, тако да је неопходна процедура за уклањање малих суша из анализирани временске серије (Hisdal & Tallaksen, 2000).

Који метод даје тачнију оцену квантила (мања стандардна грешка) зависи у многоме од изабраних функција расподеле. Тако, на пример, ако је средњи број јављања екстрема изнад прага у једној години (Λ) довољно велики ($\Lambda > 1,65$), модел парцијалне серије са Поасоновом расподелом броја прекорачења и експоненцијалном расподелом висине прекорачења (P+E) даје тачнију оцену квантила него одговарајућа метода

годишњих максимума, а то је расподела екстремних вредности I типа (EV1, познатија као Гумбелова) (Cunnane, 1973). Генерално се може рећи да ефикасност методе PDS расте са повећањем Λ , иако на релативне перформансе тропараметарских PDS модела велики утицај имају параметри облика расподела прекорачења и методе њихове оцене. Madsen et al. (1997b) су закључили да ако се за оцену параметара користи метода максималне веродостојности, најефикаснији је модел парцијалних серија са Поасоновом расподелом броја прекорачења и општом Парето расподелом висине прекорачења (P+GP), а ако се за оцену параметара користе методе обичних момената (MOM) и вероватносних тежинских момената (PWM) препоручује се употреба PDS/P+GP модела за негативне параметре облика (k), док је модел годишњих максимума са општом расподелом екстремних вредности (AMS/GEV) ефикаснији за позитивне k . Сличне резултате су добили Urošev et al. (2016) проучавајући хидролошке екстреме на Дунаву код Бездана: тачније оцене квантила (трајања суше) се добијају помоћу PDS модела у односу на AMS за оба изабрана прага Q_{90} и Q_{95} . За оцену квантила на мерним местима препоручује се коришћење PDS модела, јер су у хидрологији најзаступљеније расподеле са „тешким“ (дебелим) репом (велика учесталост екстремних догађаја), које имају негативне параметре облика. Из свега горе наведеног може се закључити да је за потребе статистичке анализе хидролошких суша боље коришћење PDS методе те је она коришћена у овој дисертацији.

4.2.2 ТЕСТИРАЊЕ ХОМОГЕНОСТИ И СЛУЧАЈНОСТИ СТАТИСТИЧКИХ НИЗОВА

Примена математичке статистике и теорије вероватноће подразумева да су хидролошки нивои хомогени и случајни. Под хомогеношћу хидролошког низа подразумева се да он потиче из једне популације. Пример нехомогеног низа је низ годишњих максимума дефицита суша међу којима су и они настали услед недостатка падавина у летње-јесењем периоду и они настали услед ниских зимских температура (задржавања воде у снежном покривачу). Случајност низа значи да елементи морају бити међусобно независни.

Тестирање хомогености и случајности низа обавља се одговарајућим статистичким тестовима. Постоје две врсте тестова: параметарски и непараметарски. Параметарски тестови се заснивају на тестирању неке карактеристике низа (средња вредност, варијанса) и укључују следеће претпоставке:

- подаци су међусобно независни;
- подаци потичу из нормалне расподеле;
- популације морају имати исту варијансу.

За непараметарске тестове, који не користе карактеристике низа, довољна је само прва претпоставка.

Различита је снага параметарских и непараметарских тестова. Ако је претпоставка о расподели у параметарском тесту била тачна, онда је моћ (за дати ниво значајности) параметарског теста незнатно већа од моћи непараметарског. Углавном разлике у перформансама између параметарског и непараметарског теста се смањују са повећањем дужине узорка. Ако подаци знатно одступају од претпостављене расподеле онда непараметарски тестови могу бити од веће помоћи него параметарски. За параметарске тестове који зависе од нормалне расподеле, нивои значајности су довољно тачни без обзира на стварну расподелу. Међутим, моћ тестова знатно опада ако подаци заправо нису нормално распоређени (Hirsch et al., 1993).

Многи хидролошки статистички нивои имају позитиван коефицијент асиметрије и имају варијабилност која је пропорционална величини података. Логаритамска и степена трансформација могу бити ефикасне у покушајима да ове расподеле буду што симетричније, то јест што ближе нормалној расподели, да би могли да се употребе параметарски тестови. Међутим, ове трансформације неће увек отклонити „тешке репове“

(велика учесталост екстремних догађаја) расподела. Непараметарски тестови су најподеснији за расподеле са „тешким реповима“ јер њихове тест статистике су отпорније на ове ефекте аутлејера у поређењу са параметарским тестовима (WMO, 2009). Тако на пример, за јако асиметрични низ података боље је применити Мен-Витни тест него t-тест за анализу хомогености низа.

У прошлости су доминирали параметарски тестови, али са све бржим развојем рачунара, и укључивањем непараметарских метода у софтверске пакете, сада је могуће, а и препоручљиво употреба оба приступа у решавању неког проблема. Ако и параметарски и непараметарски тестови дају сличне резултате, то може значајно да допринесе сигурности у закључивању. Међутим, ако то није случај, потребна је додатна анализа података ради утврђивања узрока неслагања и дефинисања подесности сваког од метода.

За тестирање случајности (независности) коришћен је тест аутокорејације првог реда (тест Андерсена) и тест квадрата узастопних разлика (тест Нејмана). За тестирање хомогености низа коришћени су параметарски z-тест и Студентов t-тест за тестирање средњих вредности, Фишеров F-тест за тестирање варијансе, и непараметарски Мен-Витни U-тест за тестирање функције расподеле. За тестирање тренда коришћен је параметарски тест значајности коефицијента корелације у линеарној регресији. За све тестове усвојен је праг значајности $\alpha=0,05$. Дефиниције и формуле тестова су опште познате и могу се наћи у многобројним изворима литературе, а овде су дате на основу Prohaska (2003) и Plavšić и Todorović (2015).

4.2.2.1 ТЕСТИРАЊЕ СЛУЧАЈНОСТИ СТАТИСТИЧКИХ НИЗОВА

У тестовима случајности нулта хипотеза H_0 гласи да је низ случајан (чланови низа су међусобно независни), а алтернативна H_a да низ није случајан (чланови низа су међусобно зависни).

4.2.2.1.1 Тест аутокорејације првог реда (тест Андерсена)

Коефицијент аутокорејације првог реда је мера зависности између узастопних чланова низа и дефинише се као:

$$r_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (x_i - \bar{x}_1) \cdot (x_{i+1} - \bar{x}_2)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n-1} (x_i - \bar{x}_1)^2 \cdot \sum_{i=1}^{n-1} (x_{i+1} - \bar{x}_2)^2}} \quad (6)$$

где је:

$$\bar{x}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} x_i}{n-1}, \quad \bar{x}_2 = \frac{\sum_{i=2}^n x_i}{n-1} \quad (7)$$

Уводи се нулта хипотеза H_0 : $r_1 \cong 0$, тада статистика z :

$$z = \frac{r_1 + \frac{1}{n-1}}{\frac{n-2}{(n-1)^{3/2}}} \quad (8)$$

има стандардизовану нормалну расподелу $N(0,1)$, па је за задати праг значајности α , регион прихватања H_0 :

$$z_{\alpha/2} < z < z_{1-\alpha/2} \quad (9)$$

4.2.2.1.2 Тест квадрата узастопних разлика (тест Нејмана)

У условима нулте хипотезе H_0 : чланови низа су међусобно независни статистика

$$u = \frac{\frac{d^2}{2} - 1}{\sqrt{\frac{n-2}{n^2-1}}} \quad (10)$$

прати $N(0,1)$ расподелу, где је:

$$d^2 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} (x_{i+1} - x_i)^2 \quad (11)$$

Регион прихватања нулте хипотезе је:

$$u_{\alpha/2} < u < u_{1-\alpha/2} \quad (12)$$

4.2.2.2 Тестирање хомогености статистичких низова

За све тестове хомогености низова формулисана је нулта хипотеза H_0 да нема разлике између два низа података (добилијених поделом оригиналног узорка). Тестирање хомогености средњих вредности састоји се од испитивања да ли средње вредности два узорка \bar{x}_1 и \bar{x}_2 дужине n_1 и n_2 припадају истој популацији, односно тестира се нулта хипотеза $H_0: \mu_1 \cong \mu_2$. За велике узорке користи се z-тест ($n_1, n_2 > 30$), а за мање t-тест ($n_1, n_2 < 30$). Сви тестови су параметарски осим Мен-Витни теста.

4.2.2.2.1 Тест једнакости две средње вредности са познатим варијансама: z-тест

Претпоставља се да два узорка потичу из две нормално распоређене популације, $X_1: N(\mu_1, \sigma_1)$; $X_2: N(\mu_2, \sigma_2)$ и да су чланови серије међусобно независни. Критеријум теста је статистика

$$z = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \quad (13)$$

која има $N(0,1)$ расподелу, па се нулта хипотеза прихвата ако је :

$$z_{\alpha/2} < z < z_{1-\alpha/2} \quad (14)$$

4.2.2.2.2 Тест једнакости две средње вредности са непознатим али једнаким варијансама: t-тест

Овај тест је сличан z-тесту, а додатна претпоставка је да су варијансе два узорка једнаке, тако да ову хипотезу треба проверити пре спровођења теста, помоћу Фишеровог F-теста. Критеријум за проверу средњих вредности је статистика:

$$t = \sqrt{\frac{n_1 \cdot n_2 \cdot (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}} \cdot \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{n_1 \cdot \sigma_1^2 + n_2 \cdot \sigma_2^2}} \quad (15)$$

која прати Студентову расподелу са $v = n_1 + n_2 - 2$ степени слободe. И овде се ради о двостраном тесту, па се хипотеза H_0 прихвата ако је

$$t_{\alpha/2} < t < t_{1-\alpha/2} \quad (16)$$

4.2.2.2.3 Тест једнакости варијанси два узорка: Фишеров F-тест

Нулта хипотеза овог теста је да су варијансе два низа једнаке ($H_0: \sigma_1^2 \cong \sigma_2^2$). Посматра се статистика

$$F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \quad (17)$$

у којој је σ_1^2 већа од две варијансе ($\sigma_1^2 > \sigma_2^2$). Ова статистика прати Фишекову (Fisher) расподелу са $\nu_1 = n_1 - 1$ и $\nu_2 = n_2 - 1$ степени слободе. Овај тест је, за разлику од осталих, једностранни тест па је регион прихватања нулте хипотезе:

$$F < F_{1-\alpha, \nu_1, \nu_2}, \quad (18)$$

4.2.2.2.4 Тест хомогености функције расподеле: Мен-Витни (Mann-Whitney) тест

Овај непараметарски тест има више назива: тест суме рангова, Mann-Whitney тест, Wilcoxon тест, или U-тест. Ако два подузорка дужине n_1 и n_2 припадају истој непознатој популацији, нулта хипотеза је да су њихове функције расподеле једнаке $H_0: F(x_1)=F(x_2)$. Два подузорка дужине n_1 и n_2 се спајају и уређују у растући низ, при чему се означава припадност првом односно другом подузорку. Означава се редослед (ранг) чланова заједничког низа. Сабирањем рангова чланова првог подузорка добија се збир R_1 , а сабирањем рангова чланова другог подузорка добија се збир R_2 . Затим се рачунају статистике

$$U_1 = n_1 \cdot n_2 + \frac{n_1 \cdot (n_1 + 1)}{2} - R_1, \quad U_2 = n_1 \cdot n_2 + \frac{n_2 \cdot (n_2 + 1)}{2} - R_2 \quad (19)$$

Између U_1 и U_2 бира се мања вредност:

$$U = \min\{U_1, U_2\} \quad (20)$$

За $n_1, n_2 > 8$, статистика U приближно прати нормалну расподелу са средњом вредношћу и варијансом:

$$\mu_U = \frac{n_1 \cdot n_2}{2}, \quad \sigma_U^2 = \frac{n_1 \cdot n_2 \cdot (n_1 + n_2 + 1)}{12} \quad (21)$$

а статистика

$$u = \frac{U - \mu_U}{\sigma_U} \quad (22)$$

прати стандардну нормалну расподелу $N(0,1)$, па је за задати праг значајности α , регион прихватања H_0 :

$$u_{\alpha/2} < u < u_{1-\alpha/2} \quad (23)$$

4.2.2.2.5 Тест значајности коефицијента правца у линеарној регресији

Нека је $Y = aX+b$ регресиона права у којој су a и b регресиони коефицијенти процењени методом најмањих квадрата из узорка од n парова вредности (X, Y) . Код тестирања тренда променљива X може да представља време или редни број податка, док је променљива Y величина за коју се тренд испитује. Ако се као нулта хипотеза постави да је коефицијент правца (нагиб линије) једнак нули, $H_0: a=0$; $H_a: a \neq 0$, тада се одбацивањем ове хипотезе може сматрати да је коефицијент правца статистички значајан. Ако је r коефицијент корелације између низова x и y , коефицијент правца a се у простој линеарној регресији оцењује са

$$\hat{a} = r \cdot \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \quad (24)$$

Контролна статистика овог теста је стандардизована вредност оцене коефицијента правца, тако да се она своди само на проверу статистичке значајности коефицијента корелације r :

$$t = r \cdot \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}} \quad (25)$$

Ова тест статистика прати Студентову t расподелу са $n-2$ степени слободe, па је област прихватања нулте хипотезе:

$$t_{\alpha/2} < t < t_{1-\alpha/2} \quad (26)$$

Тестирање статистичких хипотеза је аутоматизовано уносом свих горе наведених формула у програм за обраду података, који је направљен у Scilab-у, а пример излаза представљен је у табели 13. У овом случају, резултати показују да је низ дефицита хомоген и случајан, то јест погодан је за даљу статистичку анализу.

Табела 13. Резултати тестова хомогености и случајности низа дефицита Велике Мораве код Љубичевског Моста.

Врста теста	Прошао тест (1-ДА, 0-НЕ)	Тест статистика	Доња граница	Горња граница
Андерсонов тест	1	1,07	-1,96	1,96
Нејманов тест	1	-0,95	-1,96	1,96
F-тест	1	1,81	-	2,06
Z-тест	1	0,27	-1,96	1,96
t-тест	1	0,26	-2,02	2,02
U-тест	1	-1,29	-1,96	1,96
Тренд	1	-0,85	-2,02	2,02

У случајевима када неки од тестова нису потврдили хомогеност и случајност низова, било је потребно додатно размотрити резултате тестова. То је најчешће био случај са F-тестом, са неједнакошћу варијанси, што је и очекивано с обзиром да хидролошки низови често не задовољавају услове за стриктну примену параметарских тестова, а то је подразумевање нормалне расподеле.

4.2.3 МЕТОДА ПАРЦИЈАЛНИХ СЕРИЈА

Као што је наведено у одељку 4.2.1 за статистичку анализу хидролошких суша изабрана је метода парцијалних серија. Парцијалне серије се састоје од прекорачења („пикова“) који превазилазе одређену базну вредност (праг). Анализа парцијалних серија се често назива и метода пикова изнад прага (енг. *peaks over threshold method* (POT)), коју је развио Тодоровић (Todorović, 1970; Todorović & Zelenhasić, 1970). Он је формулисао случајни процес великих вода у коме број прекорачења у неком временском интервалу и величина прекорачења представљају случајне променљиве. Todorović & Zelenhasić (1970) су изабрали Поасонов процес за описивање појаве прекорачења и експоненцијалну расподелу за величине прекорачења. Даљи развој методе пикова подразумевао је коришћење других расподела за број прекорачења и величину прекорачења, као и модификације ради примене у другим областима (падавине, квалитет воде и пронос наноса). Тако на пример, Calenda et al. (1977) предложили су негативну биномну расподелу за број прекорачења, као алтернативу Поасоновој, а за величину прекорачења уместо експоненцијалне расподеле, коришћена је двопараметарска гама расподела (Zelenhasić, 1970), Вејбулова расподела (Ekanayake & Cruise, 1993; Vukmirović & Petrović, 1997), лог-нормална расподела (Rosbjerg et al., 1991) и општа Парето расподела (на пример, Madsen et al., 1997; Rosbjerg et al., 1992; Wang, 1991). У новије време

проучавањем великих вода методом парцијалних серија бавили су се Плавшић (2005) и Павловић (2013).

Два највећа проблема која се јављају у примени методе парцијалних серија су проблем независности превазилажења и избор прага. Као што је већ наведено у одељку 4.1.2.1.2 време између суседних суша дуже од пет дана ($t_c > 5$) послужило је као критеријум независности суша (превазилажења), а минимално трајање суше $t_{\min} > 2$ дана и минимални дефицит $D_0 = 0,005 \times D_{\max}$ као праг за низове трајања односно дефицита. У методи парцијалних серија уместо термина праг коришћен је термин „базна вредност“ за t_{\min} и D_0 да би се направила разлика у односу на праг (Q_{90}) који је коришћен за издвајање суша.

Хидролошке суше дефинисане су са две променљиве: запремином дефицита и трајањем суше, то јест $X = f(D, T)$, тако да се прорачуни врше и за дефицит и за трајање. Примена методе парцијалних серија биће приказан на примеру дефицита суша. У случајном процесу посматрају се дефицити суша X_i у временском интервалу $[0, t]$ који превазилазе одређену базну вредност x_0 (графикон 12). Тада величине:

$$Z_i = X_i - x_0, \quad i = 1, 2, \dots \quad (27)$$

представљају прекорачења или пикове изнад прага. Број прекорачења у интервалу $[0, t]$ је случајна променљива $\eta(t)$, која представља дискретни случајни процес. Највеће од свих прекорачења Z_i у интервалу $[0, t]$ је случајни процес $\chi(t)$:

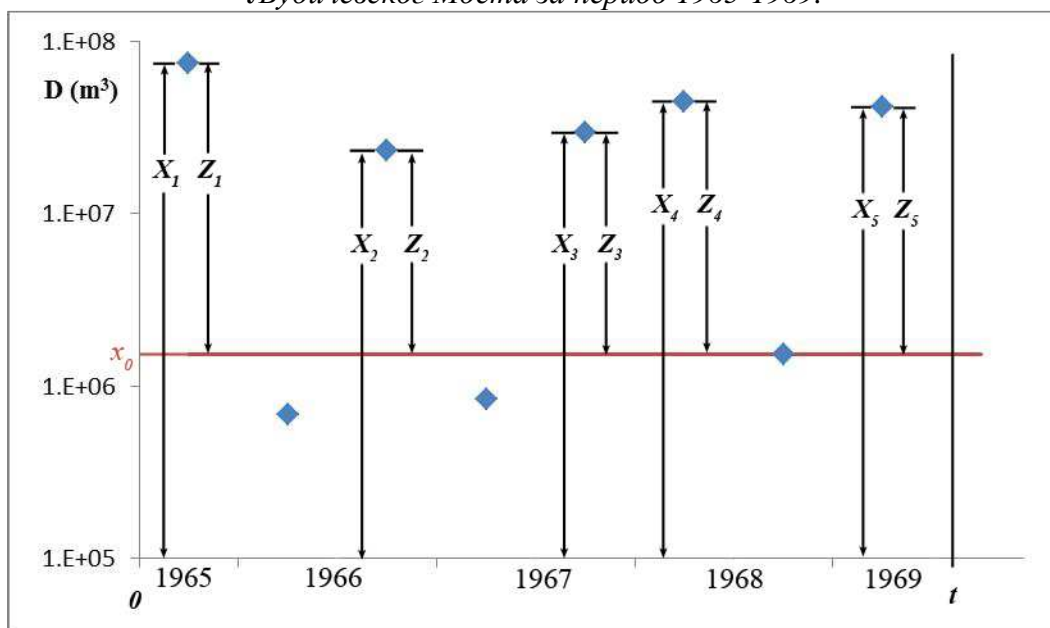
$$\chi(t) = \max\{Z_1, Z_2, \dots, Z_{\eta(t)}\}, \quad t \geq 0 \quad (28)$$

Другим речима, $\chi(t)$ је највеће прекорачење изнад базне вредности у произвољном, али фиксираним, временском интервалу. Претпостављајући да су прекорачења независна и једнако распоређена (провера хомогености и случајности низа) расподела највећег прекорачења једнака је:

$$F(z; t) = P\{\chi(t) \leq z\} = P\{\eta(t) = 0\} + \sum_{n=1}^{\infty} [H(z)]^n \cdot P\{\eta(t) = n\} \quad (29)$$

где је $H(z)$ функција расподеле прекорачења, а $P\{\eta(t) = n\}$ функција расподеле броја прекорачења (Plavšić, 2006).

Графикон 12. Дефицити и прекорачења преко базне вредности Велике Мораве код Љубичевског Моста за период 1965-1969.



Ако интервал $[0,t]$ представља једну годину, тада је $\chi(t)$ највеће годишње прекорачење изнад x_0 . Такође, ако се максимални годишњи дефицит означи са $X(t) = \chi(t) + x_0$, онда расподела годишњих максимума гласи:

$$F(x) = P\{X(t) \leq x\} = P\{\chi(t) \leq x - x_0\} = \sum_{n=1}^{\infty} [H(x - x_0)]^n \cdot P\{\eta(t) = n\}, \quad x > x_0 \quad (30)$$

Ова расподела је дефинисана само за $x > x_0$, односно за дефиците веће од базне вредности, док за дефиците мање од базне вредности није дефинисана. Вредност функције расподеле годишњих максимума за $x \leq x_0$ једнака је вероватноћи да током године нема ниједног прекорачења преко базне вредности x_0 :

$$F(x_0) = P\{X(t) \leq x_0\} = P\{\eta(t) = 0\} \quad (31)$$

Када је дефинисана функција расподеле годишњег максимума $F(x)$, тада се могу израчунати повратни периоди:

$$T(x) = \frac{1}{P\{X > x\}} = \frac{1}{1 - F(x)}, \quad x > x_0 \quad (32)$$

Са оваквом дефиницијом повратног периода резултати анализе парцијалних серија су упоредиви са резултатима анализе низова годишњих максимума.

У пракси, статистичка анализа парцијалних серија се састоји из три корака:

- Одређивање расподеле броја прекорачења у години дана,
- Одређивање расподеле висине прекорачења,
- Комбинација претходне две расподеле у расподелу годишњих максимума.

4.2.3.1 РАСПОДЕЛА БРОЈА ПРЕКОРАЧЕЊА У ГОДИНИ ДАНА

Број прекорачења у години дана је дискретна случајна променљива η која може да има вредности $\eta = 0, 1, 2, \dots$, и расподелу вероватноће:

$$P\{\eta = n\} = p_n, \quad n = 0, 1, 2, \dots \quad (33)$$

Ако се посматра низ прекорачења за N година, онда је $\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_N$ број прекорачења у свакој години, а укупан број прекорачења током N година је $M = \eta_1 + \eta_2 + \dots + \eta_N$. Средња вредност и варијанса броја прекорачења се рачунају по:

$$\bar{\eta} = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N \eta_i = \frac{M}{N}, \quad S_{\eta}^2 = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (\eta_i - \bar{\eta})^2 \quad (34)$$

Важна статистика дискретних променљивих је индекс дисперзије:

$$I = \frac{S_{\eta}^2}{\bar{\eta}} \quad (35)$$

Индекс дисперзије служи као критеријум за избор теоријске расподеле броја јављања прекорачења: $I < 1$ – биномна расподела, $I = 1$ – Поасонова расподела, $I > 1$ – негативна биномна расподела. У практичним прорачунима Поасонова расподела може се усвојити ако је индекс дисперзије приближно једнак јединици, т.ј. ако је $0,8 < I < 1,2$. У анализи броја прекорачења обично се разматрају Поасонова расподела и у зависности од вредности индекса дисперзије биномна или негативна биномна расподела (табела 14).

У периоду 1960-2014 за изабрани праг Q_{90} издвојено је 45 суша (табела 12). Средњи број суша у току године $\bar{\eta} = 0,82$, варијанса $S_{\eta}^2 = 0,67$, а индекс дисперзије $I = 0,82$. С обзиром да је $I < 1$, поред Поасонове, у прорачун узимамо биномну расподелу. На графикону 13 приказани су резултати прорачуна вероватноће појаве броја суша у току године на Великој Морави код Љубичевског Моста. У осматраном 55 годишњем периоду забележене су 23 године без суше (вероватноћа јављања $P = 0,418$), 20 година са једном ($P = 0,364$), 11 година са две ($P = 0,200$) и једна година са три суше ($P = 0,018$). Може се видети да се обе теоријске расподеле добро прилагођавају емпиријским (осмотреним)

подацима, међутим осим визуелне провере, треба применити и тест сагласности ради одабира меродавне теоријске функције расподеле.

Табела 14. Функције расподеле за број прекорачења преко базне вредности

Назив расподеле	Закон расподеле	Својства расподеле	Параметри расподеле
Поасонова Р	$P\{\eta = n\} = \frac{\Lambda^n \cdot e^{-\Lambda}}{n!}$ $n=0, 1, 2, \dots$	$E[\eta] = D[\eta] = \Lambda$ $I = \frac{D[\eta]}{E[\eta]} = 1$	$\Lambda = \bar{\eta}$
Биномна В	$P\{\eta = n\} = \binom{a}{n} \cdot p^n \cdot (1-p)^{a-n}$ $n=0, 1, 2, \dots, a$	$E[\eta] = ap$ $D[\eta] = ap(1-p)$ $I = 1 - p < 1$	$a = \frac{\bar{\eta}}{1-I}$ $p = \frac{\bar{\eta}}{a}$
Негативна биномна NB	$P\{\eta = n\} = \binom{b-1+n}{b-1} \cdot p^b \cdot (1-p)^n$ $n=0, 1, 2, \dots$	$E[\eta] = \frac{b(1-p)}{p}$ $D[\eta] = \frac{b(1-p)}{p^2}$ $I = \frac{1}{p} > 1$	$b = \frac{\bar{\eta}}{I-1}$ $p = \frac{b}{\bar{\eta} + b}$

(Извор: Plavšić & Todorović, 2015 модификовано)

У тестовима сагласности пореде се емпиријске и теоријске фреквенције случајне променљиве које припадају одређеним класама, или се пореде емпиријске и теоријске кумулативне релативне фреквенције. Нулта хипотеза у тестовима сагласности је да су емпиријска и теоријска расподела сагласне, а алтернативна хипотеза је да ове две расподеле нису сагласне. Хи-квадрат тест је применљив и на дискретне и на континуалне случајне променљиве, док су тестови Колмогоров-Смирнов и Крамер-Мизес применљиви само на континуалне случајне променљиве.

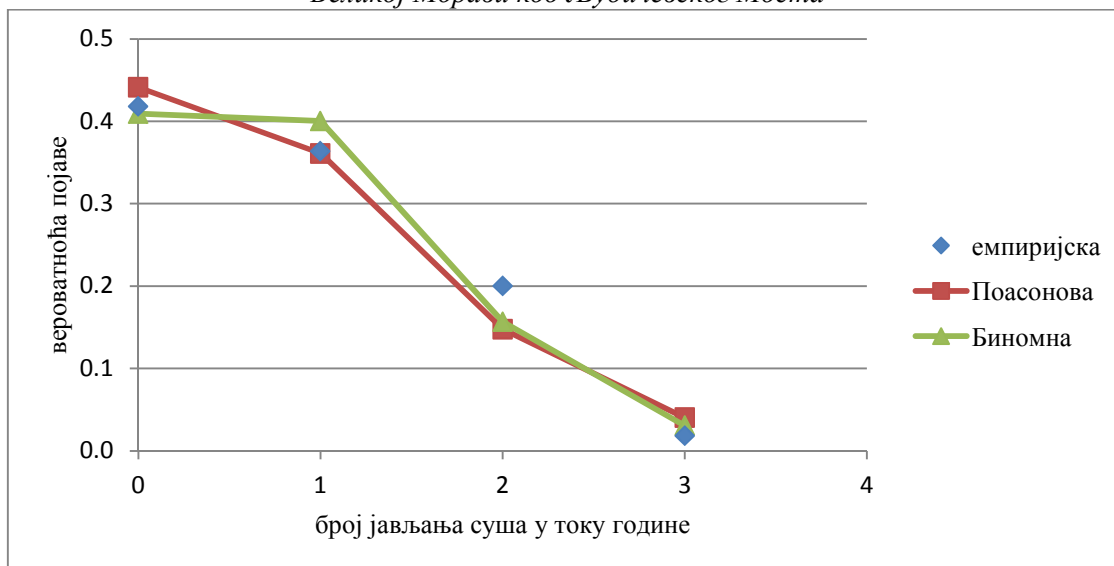
За проверу сагласности емпиријске и теоријске расподеле броја јављања суша коришћен је Хи-квадрат (χ^2) тест. Разматра се статистика:

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^K \frac{(f_{e,k} - f_{t,k})^2}{f_{t,k}} \quad (36)$$

где су $f_{e,k}$ емпиријске фреквенције, $f_{t,k}$ теоријске фреквенције, а K број класа вредности случајне променљиве. Статистика χ^2 прати χ^2 расподелу са $\nu = K - \rho - 1$ (ρ је број параметара у теоријској расподели). С обзиром да Поасонова расподела има један параметар, а биномна и негативна биномна расподела два параметара, минимални број класа за спровођење χ^2 -теста је четири. Сматра се да је χ^2 -тест поуздан ако у свакој класи има пет елемената. С обзиром на ниски праг који је коришћен за одабир суша Q_{90} , могуће је да број суша буде недовољан, тако да се дозвољава, ако није другачије могуће, да класа садржи и једну сушу. Област прихватања нулте хипотезе (расподеле су сагласне) за усвојен праг значајности α је: $\chi^2 < \chi_{\nu, 1-\alpha}^2$. χ^2 -тест је једностран тест (статистика χ^2 може да има само позитивне вредности). Таблица χ^2 -расподеле могу се наћи у различитим књигама (на пример, Hirsch et al., 1993; Prohaska, 2003) а могу се израчунати и коришћењем функција уграђених у многе статистичке програме. Критична вредност

$\chi^2_{v,1-\alpha}$ није иста за Поасонову и Биномну/Негативну Биномну, због различитог броја параметара ових расподела, што отежава избор расподеле која се боље прилагођава осмотреним подацима. Због овога је резултате теста боље изразити кроз p -вредност (p -value), која представља достигнути ниво значајности. Ако је $p > \alpha$ усваја се нулта хипотеза (расподеле су сагласне), а између расподела кандидата бира се она са већом p вредношћу.

Графикон 13. Вероватноћа јављања суша у току године на Великој Морави код Љубичевског Моста



У табели 15 дати су резултати χ^2 -теста броја јављања суша у току године за станицу Љубичевски Мост на Великој Морави за праг значајности $\alpha = 0,05$. Види се да су обе теоријске расподеле сагласне са емпиријском, а према p -вредности бољу сагласност има Поасонова расподела.

Табела 15. Резултати χ^2 -теста броја јављања суша у току године за станицу Љубичевски Мост на Великој Морави ($\alpha = 0,05$)

Расподела	ν	$\chi^2_{\nu,1-\alpha}$	χ^2	p
Поасонова	2	5,99	1,75	0,42
Биномна	1	3,84	1,13	0,29

4.2.3.2 РАСПОДЕЛА ВИСИНЕ ПРЕКОРАЧЕЊА

Висина прекорачења се дефинише као континуална случајна променљива $Z_i = X_i - x_0$. Расподела висине прекорачења означава се као $H(z)$:

$$H(z) = H(x - x_0) = P\{Z \leq z\} \quad (37)$$

Избор функције расподеле знатно утиче на оцену екстремних догађаја (суша), јер у екстремним деловима крива (реповима) расподела постоје знатне разлике између квантила добијених по различитим расподелама. Лимитирајућа функција расподеле за методу годишњих максимума је општа расподела екстремних вредности (GEV), а за методу парцијалних серија општа Парето расподела (GP), која се користи за опис појава која превазилазе неку доњу границу, као на пример протицај једнак нули. Вејбулова расподела (W) је лимитирајућа расподела екстрема ограничена у правцу екстрема. Флексибилност ове расподеле, као и њене теоријске основе, чине је погодном за статистичку анализу малих вода, због чега је примењивана у великом броју студија малих вода широм света (Tallaksen, 2000). Што се тиче анализе карактеристика хидролошких суша методом годишњих максимума најбољу сагласност са емпиријским подацима може да има

тропараметарска лог-нормална (LN3) расподела (Clausen & Pearson, 1995) и тропараметарска општа Парето (Tallaksen & Hisdal, 1997). У анализи вероватноће појаве трајања и запремине дефицита хидролошких суша методом парцијалних серија коришћена је експоненцијална расподела за величине прекорачења и двострука експоненцијална функција за највеће прекорачење, (Zelenhasić & Salvai, 1987) и двопараметарска општа Парето за висине прекорачења (Madsen & Rosbjerg, 1995; Fleig et al., 2006). Између неких расподела постоје и зависности, као на пример, експоненцијална расподела је посебан случај Вејбулове расподеле када је параметар облика $k=1$, и посебан случај опште Парето расподеле при $k=0$. Комбинација Поасонове и експоненцијалне расподеле даје Гумбелову расподелу за годишње максимуме, а комбинација Поасонове и двопараметарске опште Парето даје GEV расподелу. Општа препорука је да теоријске функције расподеле за мале воде и суше имају доње границе једнаке или веће од нуле и не више од три параметара. Што више параметара има расподела, то ће се она боље прилагодити подацима из узорка, међутим поузданост оцене параметара биће мања. Из свега овога може се закључити да су експоненцијална, Вејбулова и општа Парето расподела најпогодније за анализу висине прекорачења. Такође у анализи највећег годишњег прекорачења само за моделе са ове три функције расподеле висине прекорачења, могуће је наћи експлицитно аналитичко решења за квантиле задате вредности функције расподеле, $x(F)$.

Формуле функција расподеле за висине прекорачења, као и формуле за оцену параметара методом L-момената, коришћених у дисертацији дате су у табели 16. Како је параметар локације ξ познат и представља доњу границу расподеле, то јест базну вредност $x_0 = D_0 = 0,005 \times D_{\max}$ за дефиците и $x_0 = t_{\min} > 2$ за трајање суша, експоненцијална расподела се своди на једнопараметарску, а Вејбулова и општа Парето на двопараметарску расподелу висине прекорачења.

Табела 16. Функције расподеле за висину прекорачења

Расподела	Функција расподеле	Оцена параметара
Експоненцијална E	$H(z) = 1 - \exp\left\{-\frac{z}{\alpha}\right\}$	$\alpha = \lambda_1$
Вејбулова W	$H(z) = 1 - \exp\left[-\left\{\frac{z}{\alpha}\right\}^k\right]$	$k = -\frac{\ln 2}{\ln\left(1 - \frac{\lambda_2}{\lambda_1}\right)}$ $\alpha = \frac{\lambda_1}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{k}\right)}$
Општа Парето GP	$H(z) = \begin{cases} 1 - \left\{1 - \frac{kz}{\alpha}\right\}^{1/k}, & k \neq 0 \\ 1 - \exp\left\{-\frac{z}{\alpha}\right\}, & k = 0 \end{cases}$	$k = \frac{\lambda_1}{\lambda_2} - 2$ $\alpha = (1 + k)\lambda_1$

(Извор: Hosking & Wallis, 1997)

Три главна метода за оцену параметара расподеле су: метод момената, метод L-момената и метод максималне веродостојности. У хидролошкој пракси најчешће коришћен био је метод момената, међутим после увођења L-момената 1990 године (Hosking, 1990), а поготово после описа процедуре за регионалну анализу вероватноће појаве помоћу L-момената 1997 године (Hosking & Wallis, 1997), све се више користе L-моменати за оцену параметара расподела. Hosking (1990) је дефинисао L-моменте као линеарне (одакле и префикс "L") комбинације ранжираних осматрања. Ако је $X_{(i|n)}$ i -та највећа осматрана вредност у узорку величине n ($i=1$ одговара највећој вредности), онда за било коју расподелу, прва четири момента се одређују као:

$$\begin{aligned}
\lambda_1 &= E[X] \\
\lambda_2 &= \frac{1}{2} E[X_{(1|2)} - X_{(2|2)}] \\
\lambda_3 &= \frac{1}{3} E[X_{(1|3)} - 2X_{(2|3)} + X_{(3|3)}] \\
\lambda_4 &= \frac{1}{4} E[X_{(1|4)} - 3X_{(2|4)} + 3X_{(3|4)} - X_{(4|4)}]
\end{aligned} \tag{38}$$

Први L-моменат је као и код обичних момената средња вредност, то јест математичко очекивање, други L-моменат описује размеру, то јест меру дисперзије на основу очекиване разлике између два случајно изабрана осматрања. Моменти вишег реда се стандардизују да би постали независни од мерне јединице X. Бездимензионални L-моменти, као што су L-коэффициент варијације, L-Cv (τ_2), L-коэффициент асиметрије, L-Cs (τ_3), L-коэффициент спљоштености, L-Ck (τ_4) се рачунају као:

$$\tau_2 = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad \tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \tag{39}$$

Вредности бездимензионалних L-момената већег реда могу бити у распону од -1 до +1, то јест $|\tau_r| < 1$, $r \geq 3$, а ако је $X \geq 0$ (што важи за протицаје и дефиците) L-Cv, задовољава $0 < \tau_2 < 1$.

Главна предност L-момената је да на њих мање утиче варијабилност узорка у односу на обичне моменте, јер за разлику од обичних момената њихово израчунавање не захтева степеновање на квадрат и куб. Као резултат, оцене бездимензионалних L-Cv и L-Cs су скоро непристрасне и имају расподелу блиску нормалној; док су оцене Cv и Cs методом обичних момената и јако пристрасне и велике варијабилности у малим узорцима (Hosking, 1990). У многим хидролошким истраживањима при коришћењу обичних момената догађаји вишеструко већи од осталих (аутлејери) могу да замаскирају информацију коју пружају остала осматрања, док обични моменти логаритама осмотрених вредности могу да дају већи значај малим вредностима. L-моменти су нашли широку употребу у хидрологији јер омогућују просту и ефикасну оцену карактеристика хидролошких података и параметара расподела, поготово из малих узорака (Stedinger et al., 1993). Такође, L-моменти понекад дају тачнију оцену параметра (за параметре облика у опсегу $-0,5 < k < 0,5$ за GEV расподелу и $-0,5 < k \leq 0$ за GP расподелу) него метода максималне веродостојности (Hosking, 1990).

L-моменти могу бити израчунати преко вероватносно тежинских момената (PWMs) које је дефинисао Greenwood et al. (1979) као:

$$\beta_r = E[X\{F(X)\}^r] \tag{40}$$

где је $F(X)$ функција расподеле променљиве X. Ако је низ уређен од највеће X_1 вредности до најмање X_n онда непристрасни PWMs се израчунавају:

$$\begin{aligned}
b_0 &= \bar{X} \\
b_1 &= \sum_{i=1}^{n-1} \frac{(n-i) \cdot X_i}{n \cdot (n-1)} \\
b_2 &= \sum_{i=1}^{n-2} \frac{(n-i) \cdot (n-i-1) \cdot X_i}{n \cdot (n-1) \cdot (n-2)} \\
b_3 &= \sum_{i=1}^{n-3} \frac{(n-i) \cdot (n-i-1) \cdot (n-i-2) \cdot X_i}{n \cdot (n-1) \cdot (n-2) \cdot (n-3)}
\end{aligned} \tag{41}$$

Непристрасна оцена се препоручује за израчунавање дијаграма L-момената и њихово коришћење у регионалној статистичкој анализи, где је непристрасност веома важна. L-моменти могу бити представљени као линеарне комбинације вероватносно тежинских момената, тако да су процедуре засноване на PWMs и L-моментима еквивалентне. L-моменти су погоднији за употребу, јер се могу директно интерпретирати као мере локације (λ_1), размере (λ_2), облика (τ_3) и спљоштености (τ_4) функција расподела. L-моменти се израчунавају преко PWMs узорка као:

$$\begin{aligned}\lambda_1 &= b_0 \\ \lambda_2 &= 2b_1 - b_0 \\ \lambda_3 &= 6b_2 - 6b_1 + b_0 \\ \lambda_4 &= 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0\end{aligned}\quad (42)$$

За станицу Љубичевски Мост израчунати су L-моменти висине прекорачења дефицита и трајања суша (табела 17) применом формула (41) и (42). Коришћењем формула датих у табели 16 израчунати су параметри и вредности функција расподела.

Табела 17. L-моменти висине прекорачења дефицита (D) и трајања суша (T) на Великој Морави код Љубичевског Моста

Променљива	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	τ_2^*	τ_3^*	τ_4^*
$D \cdot 10^6 \text{ m}^3$	34,6	24,4	14,4	8,9	0,71	0,59	0,36
T (дана)	37,4	17,8	7,1	3,3	0,47	0,40	0,18

* τ_2, τ_3, τ_4 су безразмерни L-моменти

На графиконима 14 и 15 приказане су функције расподеле прекорачења дефицита и трајања суша на папиру нормалне вероватноће. Види се да најбољу сагласност са осмотреним вредностима дефицита има Вејбулова расподела (графикон 14). Код функција расподеле трајања суше разлике су незнатне, тако да је на папиру вероватноће тешко изабрати расподелу која најбоље описује осмотрене вредности (графикон 15). Потребно је урадити статистичке тестове сагласности ради потврде избора Вејбулове расподеле за дефиците као и одабира меродавне расподеле за трајање суше. За тестирање сагласности функција висине прекорачења коришћени су тестови Колмогоров-Смирнов и Крамер-Мизес.

Нулта хипотеза Колмогоров-Смирнов теста је да се теоријска расподела не разликује од емпиријске, то јест $H_0: F_e \approx F_t$, а алтернативна $H_a: F_e \neq F_t$. Критеријум теста је статистика која представља максималну разлику између теоријске и емпиријске расподеле:

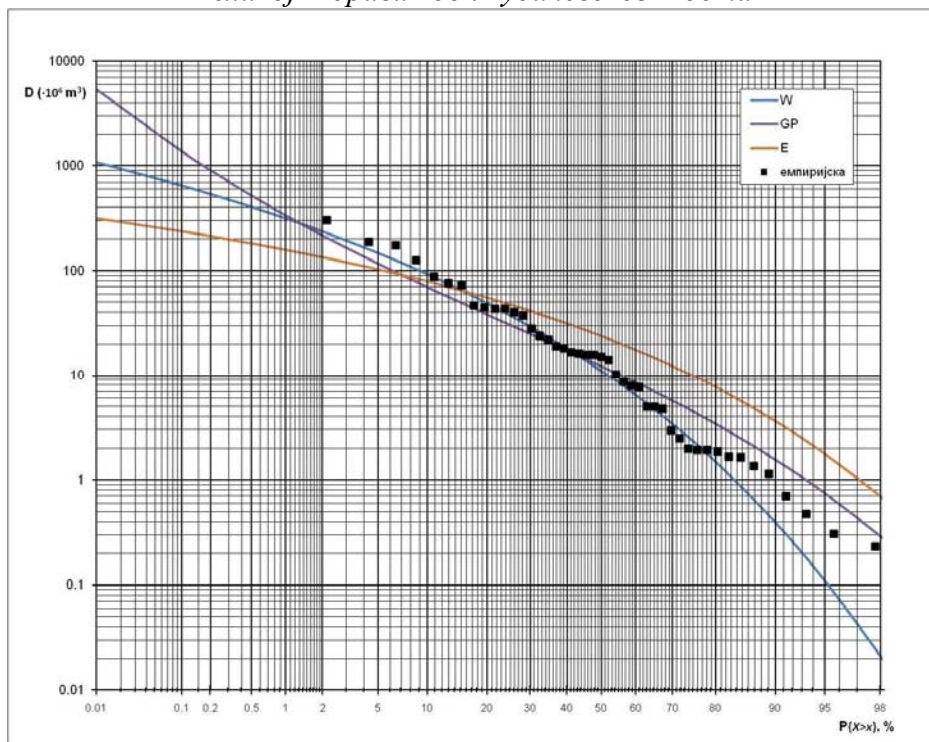
$$D_{max} = \max |F_e(x) - F_t(x)| \quad (43)$$

За велике вредности n , статистика $\lambda = D_{max} \sqrt{n}$ има следећу функцију расподеле:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{\lambda \leq u\} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} (-1)^k \cdot e^{-2k^2 u^2} \quad (44)$$

Помоћу горњег израза могуће је израчунати критичне вредности статистике D_{max} за велике узорке ($n > 35$). За мање узорке, критичне вредности се читавају са одговарајуће табеле (на пример, Prohaska, 2003). Код поређења две и више теоријских расподела најбољу сагласност са емпиријском има она расподела са мањим вредностима статистике D_{max} .

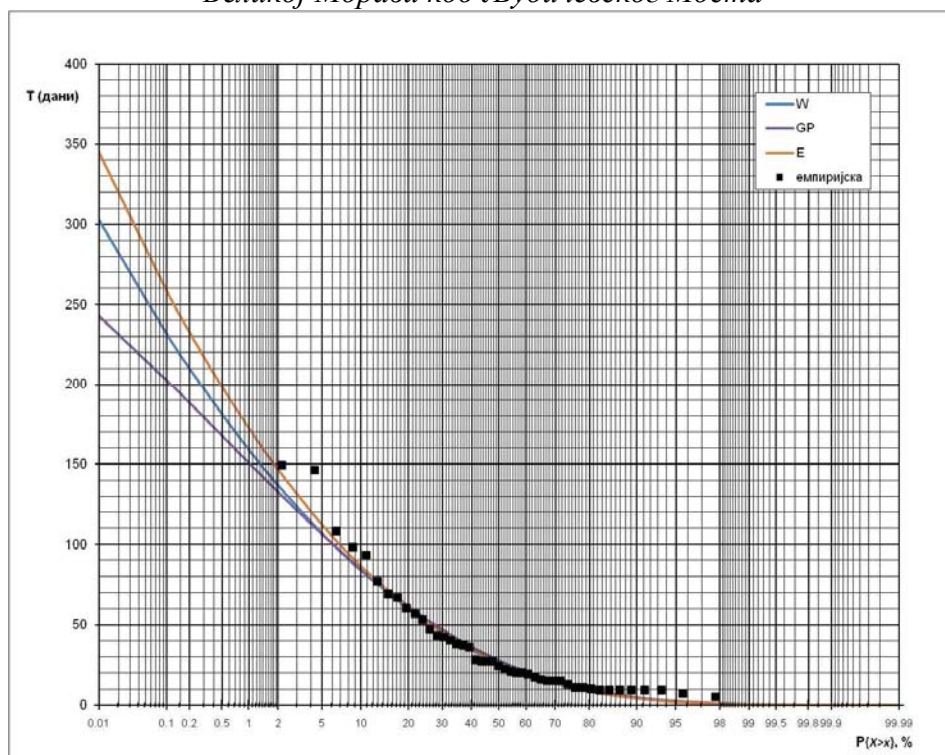
Графикон 14. Функције расподеле висине прекорачења дефицита суше на Великој Морави код Љубичевског Моста



Тест Крамер-Мизес (Cramer-von Mises) такође пореди емпиријску и теоријску расподелу кроз статистику:

$$N\omega^2 = \frac{1}{12N} + \sum_{i=1}^N [F_e(x) - F_t(x)]^2 \quad (45)$$

Графикон 15. Функције расподеле висине прекорачења трајања суше на Великој Морави код Љубичевског Моста



За велике узорке ($n > 40$) статистика $N\omega^2$ има дефинисану расподелу која не зависи од дужине узорка и може се користити за одређивање критичних вредности. Таблице са критичним вредностима у зависности од прага значајности могу се наћи у статистичким приручницима (Plavšić & Todorović, 2015). Што је мања вредност $N\omega^2$ то се боље расподела слаже са осматреним вредностима.

У табели 18 дати су резултати тестова сагласности функција расподела висине прекорачења за станицу Љубичевски Мост на Великој Морави за праг значајности $\alpha = 0,05$. Према резултатима тестова Вејбулова и општа Парето расподела су сагласне са осматреним дефицитима, при чему бољу сагласност има Вејбулова. Све расподеле су сагласне са емпиријским вредностима трајања суша према резултатима тестова сагласности, при чему су разлике у величинама мање него код дефицита. И овде Вејбулова расподела има најмању вредност тест статистика, тако да је ова расподела усвојена и за висине прекорачења дефицита и трајања суша.

Табела 18. Резултати тестова сагласности расподела висине прекорачења дефицита (D) и трајања суша (T) за станицу Љубичевски Мост на Великој Морави ($\alpha = 0,05$)

Променљива	Тест	E	W	GP	Критична вредност
D	D_{max}	0,236	0,068	0,137	0,203
D	$N\omega^2$	0,967	0,049	0,159	0,462
T	D_{max}	0,148	0,123	0,132	0,203
T	$N\omega^2$	0,112	0,092	0,110	0,462

4.2.3.3 РАСПОДЕЛА НАЈВЕЋЕГ ПРЕКОРАЧЕЊА (ГОДИШЊЕГ МАКСИМУМА)

Расподела годишњег максимума $F(x)$ дата је раније у формули (30). Из овог општег израза (30) могу се добити формуле за поједине моделе парцијалних серија. Под моделима се подразумевају поједине комбинације расподеле броја прекорачења $P\{\eta = n\}$ и расподеле самих прекорачења $H(z)$. У табели 19 приказане су модели парцијалних серија коришћених у овој дисертацији. Слично као и код висине прекорачења, на основу графика вероватноће превазилажења максималних годишњих дефицита и трајања суша, као и на основу резултата тестова Колмогоров-Смирнов и Крамер-Мизес одабира се расподела.

На графиконима 16 и 17 приказане су функције расподеле годишњих максимума дефицита, односно трајања суша, а у табели 20 резултати тестова сагласности за станицу Љубичевски Мост на Великој Морави.

Ради лакшег читавања квантила и боље визуелне провере функције расподела годишњих максимума приказани су на папиру Гумбелове вероватноће, где су на апсциси функције расподеле трансформисане Гумбеловом стандардном променљивом $u = -\ln(-\ln F)$. Према резултатима тестова сагласности најбољу сагласност има комбинација Биномне расподеле броја јављања суша и Вејбулова расподела висине прекорачења, модел $B+W$.

Табела 19. Функције расподеле годишњих максимума за моделе парцијалних серија

Модел	Функција расподеле	Инверзни облик (квантил)
Поасон/ експон. P+E (Λ, α)	$F(x) = \exp \left[-\Lambda \cdot \exp \left\{ -\frac{x - x_0}{\alpha} \right\} \right]$	$x(F) = x_0 + \alpha \cdot \left[-\ln \left\{ -\frac{\ln F}{\Lambda} \right\} \right]$
Поасон/ Вејбулова P+W (Λ, k, α)	$F(x) = \exp \left[-\Lambda \cdot \exp \left\{ -\left(\frac{x - x_0}{\alpha} \right)^k \right\} \right]$	$x(F) = x_0 + \alpha \cdot \left[-\ln \left\{ -\frac{\ln F}{\Lambda} \right\} \right]^{1/k}$
Поасон/ општа Парето P+GP (Λ, k, α)	$F(x) = \exp \left[-\Lambda \cdot \left\{ 1 - k \cdot \frac{x - x_0}{\alpha} \right\}^{1/k} \right]$	$x(F) = x_0 + \frac{\alpha}{k} \cdot \left[1 - \left\{ -\frac{\ln F}{\Lambda} \right\}^k \right]$
Биномна/ експон. B+E (a, p, α)	$F(x) = \left[1 - p \cdot \exp \left\{ -\frac{x - x_0}{\alpha} \right\} \right]^a$	$x(F) = x_0 + \alpha \cdot \left[-\ln \left\{ \frac{1 - F^{1/a}}{p} \right\} \right]$
Биномна/ Вејбулова B+W (a, p, k, α)	$F(x) = \left[1 - p \cdot \exp \left\{ -\left(\frac{x - x_0}{\alpha} \right)^k \right\} \right]^a$	$x(F) = x_0 + \alpha \cdot \left[-\ln \left\{ \frac{1 - F^{1/a}}{p} \right\} \right]^{1/k}$
Биномна/ општа Парето B+GP (a, p, k, α)	$F(x) = \left[1 - p \cdot \left\{ 1 - k \cdot \frac{x - x_0}{\alpha} \right\}^{1/k} \right]^a$	$x(F) = x_0 + \frac{\alpha}{k} \cdot \left[1 - \left\{ \frac{1 - F^{1/a}}{p} \right\}^k \right]$
Нег. биномна/ експон. NB+E (b, p, α)	$F(x) = \left[1 + \left\{ \frac{1}{p} - 1 \right\} \cdot \exp \left\{ -\frac{x - x_0}{\alpha} \right\} \right]^{-b}$	$x(F) = x_0 + \alpha \cdot \left[-\ln \left\{ \frac{F^{-1/b} - 1}{1/p - 1} \right\} \right]$
Нег. биномна/ Вејбулова NB+W (b, p, k, α)	$F(x) = \left[1 + \left\{ \frac{1}{p} - 1 \right\} \cdot \exp \left\{ -\left(\frac{x - x_0}{\alpha} \right)^k \right\} \right]^{-b}$	$x(F) = x_0 + \alpha \cdot \left[-\ln \left\{ \frac{F^{-1/b} - 1}{1/p - 1} \right\} \right]^{1/k}$
Нег. биномна/ општа Парето NB+GP (b, p, k, α)	$F(x) = \left[1 + \left\{ \frac{1}{p} - 1 \right\} \cdot \left\{ 1 - k \cdot \frac{x - x_0}{\alpha} \right\}^{1/k} \right]^{-b}$	$x(F) = x_0 + \frac{\alpha}{k} \cdot \left[1 - \left\{ \frac{F^{-1/b} - 1}{1/p - 1} \right\}^k \right]$

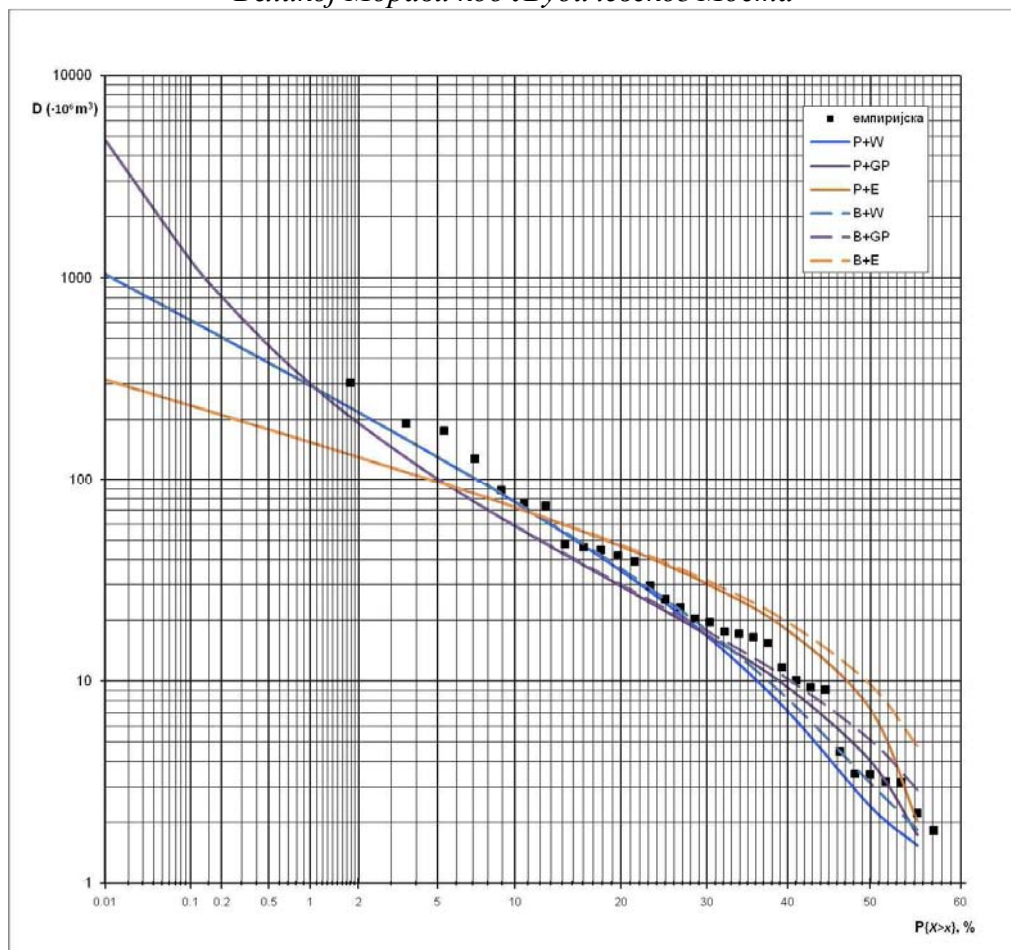
У анализи екстрема увек су од интереса мале вероватноће превазилажења, односно велики повратни периоди, тако да после тестова сагласности треба проверити на графику вероватноће која расподела најбоље описује екстремне догађаје, оне са вероватноћом превазилажења $P\{X > x\}$ мањом од 0,1 или 10%. На пример, с обзиром да модел B+W најбоље описује и горњи део емпиријске расподеле (графикон 16) на папиру вероватноће усвајамо ову комбинацију расподеле као меродавну за максималне годишње дефиците суша Велике Мораве код Љубичевског Моста.

Табела 20. Резултати тестова сагласности годишњег максималног дефицита (D) и трајања суша (T) за станицу Љубичевски Мост на Великој Морави ($\alpha = 0,05$)

Променљива	Тест	P+E	P+W	P+GP	B+E	B+W	B+GP	Критична вредност
D	D_{max}	0,092	0,074	0,061	0,107	0,059	0,058	0,234
D	$N\omega^2$	0,089	0,042	0,039	0,140	0,023	0,037	0,462
T	D_{max}	0,097	0,086	0,090	0,074	0,062	0,066	0,234
T	$N\omega^2$	0,056	0,040	0,041	0,032	0,021	0,022	0,462

Резултати тестова сагласности показују да је и за максимално годишње трајање суше најбољи модел B+W. Колмогоров-Смирнов и Крамер-Мизес тест оцењују сагласност за цео распон осматраних вредности, и са малом и великом вероватноћом појаве. Међутим, ако се на папиру вероватноће погледа горњи део расподела ($P\{X > x\} < 10\%$), који је од интереса у овој дисертацији, види се да је експоненцијална крива најближа емпиријским тачкама, а и с обзиром да модел B+E има три параметра, усвојен је као меродаван за расподелу максималних годишњих трајања суше за станицу Љубичевски мост (графикон 17).

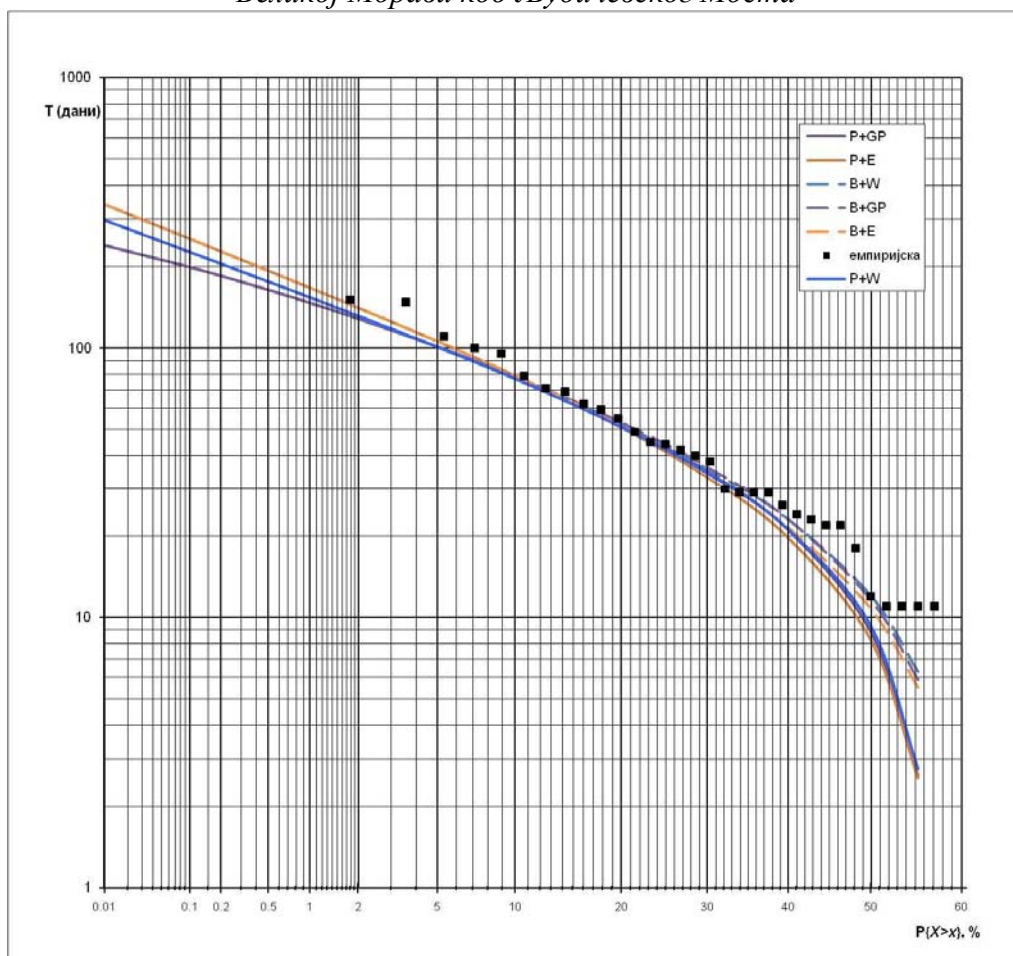
Графикон 16. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Великој Морави код Љубичевског Моста



На оба графика види се да је за расподелу годишњих максимума важнија расподела висине прекорачења (континуалне расподеле), него броја јављања (дискретне расподеле).

Зато се модели, који имају исту расподелу висине прекорачења, разликују само у доњем делу крива, то јест за мале повратне периоде (графикони 16 и 17). Тако на пример, усвојена расподела $V+W$ за годишње максимуме дефицита се не разликује од расподеле $P+W$ за вероватноће $P < 30\%$, тј. за одређивање дефицита суша малих вероватноћа појава свеједно је да ли се користи модел $V+W$ или $P+W$. Слична ситуација је и код трајања суша. Генерално се може закључити да за исте расподеле висине прекорачења биномна функција даје веће вредности квантила (дефицита суше или трајања суше) у односу на Поасонову расподелу за веће вероватноће превазилажења око $P > 30\%$ (графикони 16 и 17), док негативна биномна за исте вероватноће превазилажења даје мање вредности квантила (видети графике са NB у (Прилог VIII)). Познавање ових својства модела помаже код избора регионалних расподела годишњих максимума, јер је одређивање параметра Поасонове расподеле доста лакше од биномне/негативне биномне расподеле.

Графикон 17. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Великој Морави код Љубичевског Моста



4.3. РЕГИОНАЛНА СТАТИСТИЧКА АНАЛИЗА ХИДРОЛОШКИХ СУША

Постоји неколико варијанти регионалне статистичке анализе, међу којима су три најчешће коришћене: регионализација по станицама, регионализација на основу регионалног параметра облика и „index-flood“ метода. Код регионализације по станицама користе се оцене добијене за ту станицу свих параметара регионалне расподеле. Ако се средња вредност (параметар локације) и дисперзија (параметар размере) оцењују помоћу статистика са станице, а параметри облика се осредњавају у региону, онда се то назива процедура регионалног параметра облика и она се налази између процене по станицама и „index-flood“ методе. Код „index-flood“ методе дисперзија и параметар облика се добијају на основу осредњавања у региону, док средња вредност се оцењује на основу статистика станице (Hosking & Wallis, 1997). У дисертацији су примењене све три наведене методе.

Познато је да се први момент, средња вредност на некој станици може поуздано оценити чак и кад је доступан кратак низ података. Међутим, други и моменти вишег ранга имају велику неизвесност узорка. Регионални подаци се користе да би се добила поузданија оцена ових статистика (Madsen, 2004). Зато су главни циљеви регионалне статистичке анализе хидролошких суша:

- Смањивање неизвесности у оцени екстремних суша обједињавањем података са различитих станица у региону, за који се сматра да има сличне карактеристике суше (простор замењује време)
- Омогућавање оцене екстремних суша на профилима где нема осматрања, на основу зависности статистика суше и карактеристика слива.

У регионалној статистичкој анализи су до сада, као и код статистичке анализе по станицама, доминирали нивои максималних годишњих вредности, док су модели парцијалних серија веома ретко користили. Madsen et al. (1997a) су, упоређивајућу две регионалне шеме статистичке анализе, базиране на парцијалним серијама (модел PDS/GP) и годишњим максимумима (AMS/GEV), закључили да је приступ базиран на PDS супериорнији и у погледу индентификације хомогених региона и у погледу одређивања регионалне функције расподеле хидролошких екстрема. Широко коришћења метода за регионалну оцену хидролошких екстрема је „index-flood“ метода (на пример, Dalrymple, 1960), која је у почетку била разрађена за регионалну статистичку анализу великих вода, отуда и назив, међутим може да се примени на било које податке. Претпоставке у index-flood методи су да подаци на различитим станицама у региону прате исту статистичку расподелу осим размере, као и да су бездимензионални обични моменти или L-моменти другог и вишег реда (коэффициент варијације (C_v), асиметрије (C_s) и спљоштености (C_k)) константни у региону. Метода index-flood базирана на L-моментима (Hosking & Wallis, 1997) коришћена је у овој дисертацији и састоји се од следећих корака:

1. Израчунавање L- C_v , L- C_s , L- C_k за сваку станицу;
2. Израчунавање регионалних средње тежинских коэффицијената L-момената;
3. Одређивање параметара нормализоване регионалне расподеле на основу регионалних L-момената;
4. Израчунавање нормализоване регионалне карактеристике суше (на пример, дефицита) повратног периода T преко формуле:

$$\hat{z}_T(D) = F^{-1} \cdot \left(1 - \frac{1}{\hat{\lambda}(D) \cdot T} \right) \quad (46)$$

где је $\hat{\lambda}(D)$ средње годишњи број појаве суша (оцена са станице или регионална), F^{-1} инверзна функција нормализоване регионалне расподеле;

5. Израчунавање карактеристике (дефицита) суше повратног периода T на задатом профилу множењем средње вредности карактеристике суше (дефицита) са регионалним нормализованим квантилом $\hat{z}_T(D)$:

$$\hat{x}_T(D) = \hat{\mu}(D) \cdot \hat{z}_T(D) \quad (47)$$

Неизвесност (варијанса) у оцени суше се израчунава по формули:

$$\text{var}\{\hat{x}_T(D)\} = \hat{z}_T^2(D) \cdot \text{var}\{\hat{\mu}(D)\} + \hat{\mu}^2(D) \cdot \text{var}\{\hat{z}_T(D)\} \quad (48)$$

где је $\text{var}\{\hat{\mu}(D)\}$ варијанса средње вредности са станице, а $\text{var}\{\hat{z}_T(D)\}$ варијанса нормализованог квантила.

Један од најважнијих аспеката регионалне анализе је груписање станица у хомогене (или релативно хомогене) регионе. Други важан корак је одређивање регионалне расподеле у сваком од дефинисаних региона, као и оцена регионалних параметара ($L-C_v$ и $L-C_s$) и повезаних са њима неизвесностима. Ако је циљ анализе и одређивање суша на неизученим сливовима неопходно је и одређивање регресионог модела између средње вредности и карактеристика слива.

4.3.1 ОДРЕЂИВАЊЕ ХОМОГЕНИХ РЕГИОНА

У овом одељку урађен је покушај груписања станица у хомогене регионе на два начина. Прво је урађено груписање на основу синхронизитета појаве суша применом кластерске анализе. Као резултат је израчунат регионални индекс суше (RDI) који омогућује увид у просторно-временске карактеристике суша у издвојеним регионима, као што је део године када се најчешће јављају суше, и издвајање највећих суша, како по дужини трајања, тако и по величини простора коју су захватили. Друго груписање је урађено на основу анализе L-момената и представља заправо први корак у горе описаној index-flood методи.

4.3.1.3 СИНХРОНИЦИТЕТ ПОЈАВЕ СУША

За сагледавање суша већих размера широм слива Велике Мораве пожељно је да се користи метода која омогућује узајамно упоређивање протицаја на свим станицама и по сезонама. Једна од таквих метода је регионални индекс суше (Regional Drought Index (RDI)), која представља регионалну сушу у односу на време године и локацију. Ова метода је заправо модификација регионалног индекса дефицитарности (Regional Deficiency Index) који је развила Stahl (2001), а који су Hannaford et al. (2011) применили на већи део Европе и регионалног површинског индекса суше (Regional Drought Area Index (RDAI)), који су увели Fleig et al (2011).

Индекс суше (DI) се добија тако што се дневни протицаји $Q(t)$ упоређују са величином прага Q_0 , у овом случају са Q_{90} , па ако су мањи од прага добијају вредност 1 (суша), а ако су већи од прага 0 (није суша), то јест:

$$\begin{cases} DI(t) = 1, & Q(t) < Q_{90} \\ DI(t) = 0, & Q(t) \geq Q_{90} \end{cases} \quad (49)$$

Тако се за сваку станицу добија временска серија DI која се састоји од бинарне серије јединица и нула, која указује да ли се река налази у стању суше или не. На овај начин добија се 39 бинарних серија са 20089 података.

Кластерска анализа овако добијених бинарних серија омогућава груписање у регионе станица које имају истовремену појаву суша. У дисертацији је примењена процедура за хијерархијску кластеризацију индентична оној коју су Stahl и Demuth (1999), применили за анализу 568 станица у Европи. Као мера раздаљине коришћена је бинарна еуклидска раздаљина, а често коришћен Ward-ов метод, који минимизира раздаљине у оквиру кластера, је коришћен за хијерархијско груписање, то јест издвајање кластера. За прорачун је коришћен софтверски пакет SPSS, који израчунава статистике, које могу да помогну при избору броја кластера, као што је табела распореда обједињавања

(agglomeration schedule), то јест график конструисан на основу ње. Број кластера одређиван је на основу највеће разлика између коефицијената, то јест где постоји скок на графику (поглавље Резултати).

У оквиру издвојених хомогених региона израчунавају се регионални индекс суше (RDI) који представља средњу вредност DI свих станица које припадају датом региону, то јест:

$$RDI(t) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n DI_i(t) \quad (50)$$

где је n број станица са дневном вредношћу DI. Тако да RDI временске серије представљају удео региона који се налази под сушом на тај дан. Пошто RDI осредњава бинарне временске серије, његове вредности могу варирати од 0 до 1, где 0 означава да ниједан слив, односно станица се не налазе у суши, док 1 означава да је цео регион под сушом.

4.3.1.2 АНАЛИЗА L-МОМЕНАТА

L-моменат анализа се користи за тестирање хомогености региона и одређивање регионалне расподеле. За визуелну процену конструишу се L-момент дијаграми на којима се узорачке оцене L-C_v, L-C_s, L-C_k упоређују са теоријским зависностима неколико расподела вероватноће (дијаграми су дати у поглављу Резултати). Ради квантитативне провере Hosking и Wallis (1993) предложили су тест статистику за хомогеност региона и статистику сагласности за одређивање регионалне расподеле.

Тест хомогености проверава да ли одабрана група станица може да се сматра случајном реализацијом исте бездимензионалне расподеле у погледу само L-C_v (тест статистика V₁), L-C_v и L-C_s (V₂) и L-C_s и L-C_k (V₃). V₁ представља еуклидску раздаљину између вредности L-C_v за сваку поједину станицу и регионалне средње вредности L-C_v; док V₂ и V₃ представљају раздаљине у L-C_s – L-C_v и L-C_k – L-C_s простору и израчунавају се по формули:

$$\begin{aligned} V_1 &= \left\{ \sum_{i=1}^N n_i \cdot (t^{(i)} - t^R)^2 / \sum_{i=1}^N n_i \right\}^{1/2} \\ V_2 &= \sum_{i=1}^N n_i \cdot \left\{ (t^{(i)} - t^R)^2 + (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 \right\}^{1/2} / \sum_{i=1}^N n_i \\ V_3 &= \sum_{i=1}^N n_i \cdot \left\{ (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 + (t_4^{(i)} - t_4^R)^2 \right\}^{1/2} / \sum_{i=1}^N n_i \end{aligned} \quad (51)$$

где t^R , t_3^R , t_4^R представљају регионалне средње вредности L-C_v, L-C_s, L-C_k, осредњене тежински пропорционално дужини низа станице, на пример:

$$t^R = \sum_{i=1}^N n_i \cdot t^{(i)} / \sum_{i=1}^N n_i \quad (52)$$

где је N број станица у региону, са станицом i која има дужину низа n_i . Ако је тест статистика $V < 1$ онда је то прихватљиво хомогени регион, ако је $1 \leq V < 2$ онда је могуће хетерогени регион, а ако је $V \geq 2$ онда је то дефинитивно хетерогени регион (Clausen & Pearson, 1995; Hosking & Wallis, 1997).

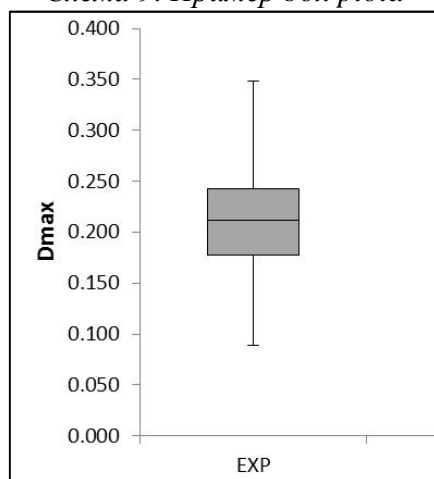
4.3.2 ОДРЕЂИВАЊЕ РЕГИОНАЛНЕ РАСПОДЕЛЕ

Слично као код одређивања хомогених региона и регионалне расподеле одређене су на два начина. Оба начина укључују визуелне провере добијених података, с тим што је анализе дијаграма L-момената квантификована коришћењем тест статистике сагласности.

4.3.2.1 BOX PLOT АНАЛИЗА РЕЗУЛТАТА ТЕСТОВА САГЛАСНОСТИ

Бокс плотови (Box plot) представљају удобан начин графичког приказивања нумеричких података преко својих квантила. Бокс плотови могу да садрже линије које се вертикално пружају од њихових граница (whiskers) који указују на варијабилност изван горњег и доњег квантила, отуда и назив box-and-whisker plot (схема 9). Бокс плотови су непараметарски, тако да они показују варијације у узорцима статистичке популације без претпоставке о припадности некој расподели. Размак између различитих делова боксова указује на степен дисперзије и асиметрије података. Бокс плотови су универзални и доњи крај бокса представља први квантил (25%), а горњи трећи квантил (75%), док средња линија представља други квантил, односно медијану (50%). Whiskers могу представљати различите податке, али овде представљају максимум и минимум података.

Схема 9. Пример box plota



Бокс плотови су веома корисни при упоређивању неколико низова података. Резултати тестова сагласности за свих 39 станица могу да се сагледају и као статистички низ, и да се упоређују преко бокс плотова. Статистике тестова D_{max} (Колмогоров-Смирнов) и $N\omega^2$ (Крамер-Мизес) за величине прекорачења, као и за годишње максимуме дефицита и трајања суша приказане су на бокс плотовима (поглавље Резултати) и на основу њих изабрана је регионална расподела за дефиците и трајање суша.

4.3.2.2 L-МОМЕНТ ДИЈАГРАМИ

Груписање тачака на дијаграму L-момената се упоређује са теоријским зависностима L-момената за три кандидата расподеле (дијаграми су дати у поглављу Резултати). За уочавање разлика између тропараметарских расподела користи се L-Ck/L-Cs дијаграми, а за двопараметарске L-Cs/L-Cv дијаграми. Тест сагласности за тропараметарске расподеле упоређује средњи регионални L-Ck (t_4^R) са теоријским L-Ck (t_4^{DIST}) разматране расподеле који се израчунава преко средњег регионалног L-Cs (Hosking & Wallis, 1997). Тест статистика:

$$Z = \frac{t_4^{DIST} - t_4^R}{\sigma_4} \quad (53)$$

се упоређује са квантилима стандардне нормалне расподеле, тако да за ниво значајности 5% разматрана расподела је у сагласности са емпиријским подацима ако је $|Z| < 1,96$.

5. РЕЗУЛТАТИ И ДИСКУСИЈА

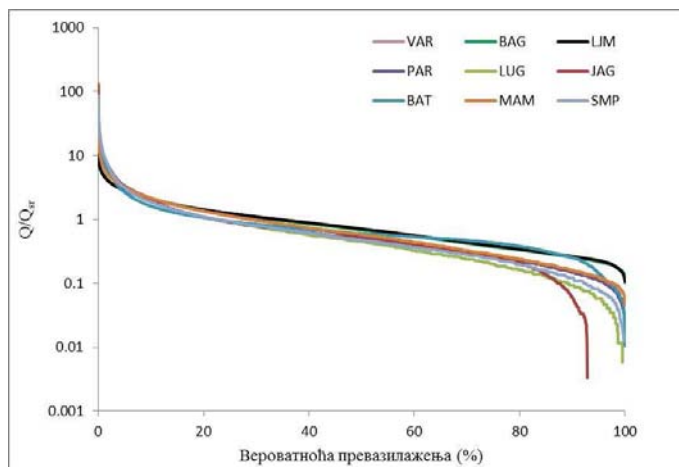
У овом поглављу ће прво бити приказани резултати везани за издвајање хидролошких суша, затим резултати њихове статистичке анализе, као и резултати регионалне анализе вероватноће појаве дефицита и трајања суша. Због преобимног материјала који прати прорачуне, табеле са свих 39 станица са издвојеним сушама, затим графикони анализе броја јављања, вероватноће појаве висине прекорачења дефицита и трајања суша нису дати у дисертацији, али су доступни у електронском облику код аутора.

5.1. ИЗДВАЈАЊЕ ХИДРОЛОШКИХ СУША

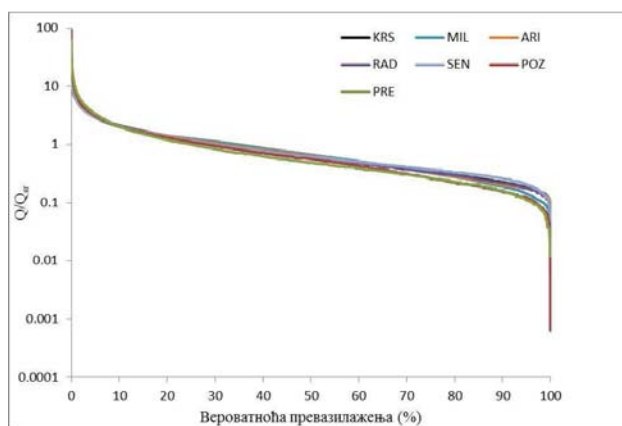
На графикону 18 приказане су криве трајања за свих 39 станица са којих су узете вредности прага Q_{90} . Ради лакшег упоређивања крива трајања различитих сливова протицаји на ординати су изражени као однос дневног протицаја и средњег годишњег протицаја. Уопштено гледано облици криве на свим станицама су веома слични, осим Височице – Браћевци где је нагиб криве веома стрм, поготово у доњем делу $> Q_{50}$ (графикон 18д), што говори да се основни услови отицаја не разликују пуно у целом сливу. Ако погледамо облике кривих трајања по подсливовима, видећемо да у периоду малих вода $> Q_{75}$ најмање варијације протицаја су на станицама у горњем делу слива Западне Мораве (графикон 18б), затим у сливу Ибра и доњем делу слива Западне Мораве, у сливу Јужне Мораве (не рачунајући Височицу) и на крају, највеће разлике у облицима кривих трајања уочавају се на станицама у непосредном сливу Велике Мораве. Овај редослед је у директној зависности од количине падавина, надморске висине, удела шумског покривача, као и обрнутој зависности од утицаја људске активности на воде. На кривама се лако могу уочити станице са највећим процентом протицаја једнаким нули (такозване реке „сушице“): Белица – Јагодина, Височица – Браћевци, Јабланица – Печењевце, Пуста – Пуковац, Лугомир – Мајур.

У табели 21 приказане су вредности изабраног прага Q_{90} , као и њихове специфичне вредности (q_{90}) нормализоване са површином слива. Просторни распоред q_{90} је сличан распореду средњегодишњег специфичног отицаја (карта 5), најмањи је у сливовима левих притока Велике Мораве (Белица, Лугомир, Јасеница), а највећи у планинским крајевима (Јошаница, Студеница, Велики Рзав, Ђетиња). Изузетак је Височица у Браћевцима, јер је њен режим поремећен антропогеним утицајем. Њени изворишни делови у Бугарској су пресечени каналом и заједно са водама Нишаве се одводе на другу страну Старе Планине у слив Брзија реке, десне притоке Огоште, која се касније као десна притока улива у Дунав. Према Осоколјићу (1987) у периоду 1954-1970 г. из слива Височице превођено је просечно $0,58 \text{ m}^3/\text{s}$ воде, што у односу на средње годишњи протицај Височице код Браћеваца ($1,67 \text{ m}^3/\text{s}$) износи 35%.

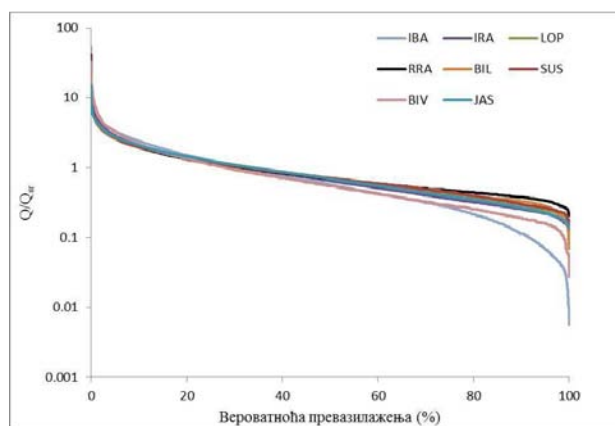
Графикон 18. Криве трајања протицаја за период 1960-2014 г. по подсливовима:
 а) непосредни слив Велике Мораве, б) горњи део слива Западне Мораве, в) слив Ибра и доњи део Западне Мораве, г) слив Јужне Мораве без Нишаве, д) слив Нишаве (скраћенице на графиконима одговарају истим у табели 21)



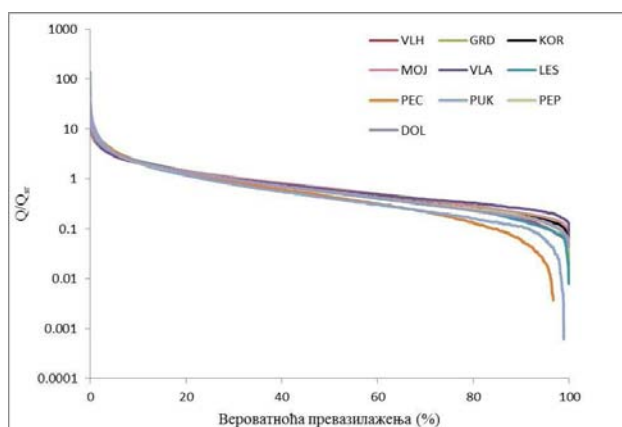
а)



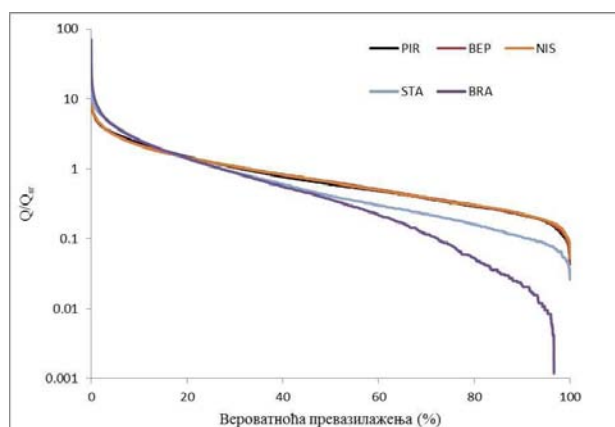
б)



в)



г)



д)

У табели 22 дате су основне карактеристике хидролошких суша за сваку станицу. Интензитет суше, I представља однос дефицита суше и њеног трајања, тако да је његов просторни распоред сличан распореду дефицита, то јест зависи од величине слива.

Табела 21. Вредности изабраног прага Q_{90}

Река	Станица	Скраћеница станице	F (km ²)	Q ₉₀ (m ³ /s)	q ₉₀ (l/s/km ²)
Велика Морава	Варварин	VAR	31548	52,0	1,65
Велика Морава	Багрдан	BAG	33446	54,1	1,62
Велика Морава	Љубичевски М.	LJM	37320	60,2	1,61
Црница	Параћин	PAR	289	0,50	1,73
Лугомир	Мајур	LUG	427	0,16	0,37
Белица	Јагодина	JAG	192	0,04	<u>0,19</u>
Лепеница	Баточина	BAT	584	0,47	0,80
Ресава	Ман. Манасија	MAM	388	0,59	1,52
Јасеница	Смед. Паланка	SMP	496	0,22	0,45
Јужна Морава	Владичин Хан	VLH	3052	2,90	0,95
Јужна Морава	Грделица	GRD	3782	4,68	1,24
Јужна Морава	Корвинград	KOR	9396	10,3	1,10
Јужна Морава	Мојсиње	MOJ	15390	18,5	1,20
Власина	Власотинце	VLA	879	1,95	2,22
Ветерница	Лесковац	LES	500	0,54	1,08
Јабланица	Печењевце	PEC	891	0,24	<u>0,27</u>
Пуста река	Пуковац	PUK	561	0,18	0,32
Топлица	Пепељевац	PEP	986	1,22	1,24
Топлица	Дољевац	DOL	2052	1,60	0,78
Нишава	Пирот	PIR	1745	2,72	1,56
Нишава	Бела Паланка	BER	3087	4,94	1,60
Нишава	Ниш	NIS	3870	6,32	1,63
Темска	Станичење	STA	818	0,78	0,95
Височица	Браћевци	BRA	227	0,04	<u>0,16</u>
Западна Морава	Кратовска Ст.	KRS	3077	7,23	2,35
Западна Морава	Милочај	MIL	4658	7,94	1,70
Западна Морава	Јасика	JAS	14721	27,6	1,87
Г. Моравица	Ариље	ARI	830	2,12	2,55
Велики Рзав	Радобуђа	RAD	452	1,33	2,94
Ђетиња	Шенгољ	SEN	511	1,50	2,94
Скрапеж	Пожега	POZ	630	0,74	1,17
Чемерница	Прелина	PRE	625	0,64	1,02
Ибар	Батраге	IBA	703	1,00	1,42
Ибар	Рашка	IRA	6270	9,78	1,56
Ибар	Лопатница Л.	LOP	7818	16,0	2,05
Рашка	Рашка	RRA	1036	2,72	2,63
Јошаница	Биљановац	BIL	265	1,11	<u>4,19</u>
Студеница	Ушће	SUS	540	2,10	3,89
Расина	Бивоље	BIV	958	1,40	1,46

Анализирајући податке из табеле 22 видимо да је најдуже просечно трајање суше у сливу непосредне Велике Мораве 43 дана, затим у сливу Јужне Мораве 38, а најмање 36 дана у сливу Западне Мораве, што је сагласно и са средњим падавинама и надморским висинама у овим подсливовима (глава 3). Велика Морава са својим притокама има просечна трајања суша у дијапазону од 45 до 50 дана; друга зона са дугим трајањем је део средњег тока Западне Мораве од Чачка до Краљева, док је трећа зона са нешто нижим

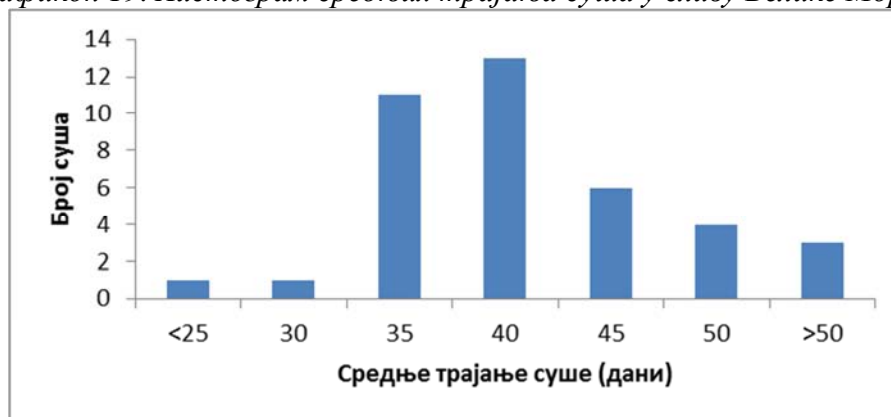
вредностима око 40 дана везана за средишњи део Јужне Мораве (Корвинград) са њеним левим притокама (Јабланица, Пуста река и Топлица).

Табела 22. Основне карактеристике хидролошких суша у сливу Велике Мораве за период 1960-2014 г за изабрани праг Q_{90}

Река	Станица	Број суша	Dsr ($\cdot 10^6 \text{ m}^3$)	Tsr (дана)	Qsr суше (m^3/s)	I суше ($\cdot 10^6 \text{ m}^3/\text{дан}$)
Велика Морава	Варварин	35	41,15	50	44,34	0,831
Велика Морава	Багрдан	39	34,86	44	46,92	0,795
Велика Морава	Љубичевски Мост	45	36,09	39	52,87	0,915
Црница	Параћин	39	0,58	45	0,41	0,013
Лугомир	Мајур	54	0,17	31	0,11	0,005
Белица	Јагодина	35	0,12	48	0,01	0,002
Лепеница	Баточина	32	0,86	50	0,33	0,017
Ресава	Ман. Манасија	42	0,51	43	0,48	0,012
Јасеница	Смед. Паланка	47	0,28	42	0,16	0,007
Јужна Морава	Владичин Хан	51	2,13	28	2,19	0,075
Јужна Морава	Грделица	51	3,74	31	3,58	0,119
Јужна Морава	Корвинград	41	8,42	40	8,37	0,210
Јужна Морава	Мојсиње	43	12,46	39	15,59	0,316
Власина	Власотинце	39	1,58	49	1,69	0,033
Ветерница	Лесковац	47	0,48	36	0,42	0,014
Јабланица	Печењевце	46	0,50	40	0,13	0,012
Пуста река	Пуковац	45	0,29	39	0,11	0,007
Топлица	Пепељевац	46	1,09	39	0,95	0,028
Топлица	Дољевац	46	1,31	39	1,30	0,033
Нишава	Пирот	36	2,44	37	2,17	0,065
Нишава	Бела Паланка	49	3,29	34	4,13	0,098
Нишава	Ниш	49	3,73	32	5,20	0,118
Темска	Станичење	49	0,53	33	0,65	0,016
Височица	Браћевци	33	0,10	53	0,02	0,002
Западна Морава	Кратовска Стена	52	3,64	32	6,17	0,115
Западна Морава	Милочај	33	9,23	51	6,36	0,181
Западна Морава	Јасика	54	13,09	32	24,28	0,405
Г. Моравица	Ариље	52	0,84	31	1,87	0,027
Велики Рзав	Радобуђа	46	0,89	38	1,14	0,024
Ђетиња	Шенгољ	50	0,96	32	1,5	0,030
Скрапеж	Пожега	45	0,64	38	0,59	0,017
Чемерница	Прељина	37	0,89	49	0,47	0,018
Ибар	Батраге	45	1,31	39	0,68	0,034
Ибар	Рашка	50	4,53	33	8,54	0,139
Ибар	Лопатница Лакат	60	5,95	23	14,40	0,257
Рашка	Рашка	41	1,32	41	2,42	0,032
Јошаница	Биљановац	39	0,73	36	0,93	0,021
Студеница	Ушће	53	0,74	31	1,89	0,024
Расина	Бивоље	44	1,06	39	1,17	0,027
Средња вредност		44,6	5,19	38,5	6,78	0,131

На графикону 19 приказан је хистограм средњих трајања суша на станицама у сливу Велике Мораве. Средњи број суша у сливу за проучавани период 1960-2014 је износио 44,6 или 0,81 суша у годину дана. Види се да доминирају суше које трају од 31 до 45 дана, са просечним трајањем 38,5 дана. Расподела средњег трајања суше није много асиметрична $C_s=0,28$, али учесталост дужих суша (> 50 дана) је већа од краћих суша (< 25 дана).

Графикон 19. Хистограм средњих трајања суша у сливу Велике Мораве



Ако упоредимо податке из табеле 22 о броју суша и средњем трајању видимо да су они у обрнутој зависности ($r = -0,92$), то јест да се са повећањем броја суша смањује њихово трајање. Тако, највећи број суша 60 забележен је на Ибру на станици Лопатница Лакат, као и њихово најмање просечно трајање 23 дана; док с друге стране на оближњој станици Милочај на Западној Морави у истом периоду забележено је 33 суше са просечним трајањем 51 дан.

Дефицити су у директној зависности од површине слива ($r = 0,98$) односно средњег вишегодишњег протицаја ($r = 0,99$), тако да је максимални просечни дефицит забележен на излазном профилу слива, на Великој Морави код Љубичевског Моста ($36,09 \cdot 10^6 \text{ m}^3$). Ради упоређивања његових вредности неопходна је стандардизација (нормализација) дефицита. То се може извести његовим дељењем са површином слива или са просечним вишегодишњим протицајем. У дисертацији дефицит је стандардизован преко средњег годишњег протицаја, то јест:

$$D_s = \frac{D}{Q} \quad (54)$$

где је D_s стандардизовани дефицит суше изражен у данима. У физичком смислу стандардизовани дефицит представља број дана са средњим вишегодишњим протицајем неопходан да се запремина дефицита сведе на нулу. Он је увек мањи од стварног трајања суше.

У табели 23 дати су средњи стандардизовани дефицити за период 1960-2014 г. Средњи стандардизовани дефицит суше у целом сливу Мораве износи 1,8 дана, а највећи је у непосредном сливу Велике Мораве и износи 2,2 дана, а у сливовима Западне и Јужне Мораве приближно је уједначен, 1,7 односно 1,6 дана. Генерално, вредности стандардизованог дефицита прате просторну расподелу трајања суше, са неким одступањима, као што су ниже вредности стандардизованог дефицита на Височици (BRA) и Темској (STA) и веће вредности на Јошаници (BIL) у односу на трајање суше на овим станицама. Екстремно велика вредност стандардизованог дефицита 5,3 дана добијена је за станицу Баточина на Лепеници (BAT), што је највероватније последица малог броја суша (32) на овој станици, тако да треба бити обазрив са доношењем закључака на основу овог показатеља. Поред ове станице, максимуми су слично као и код трајања на станици Варварин (VAR), Милочај (MIL) и Прељина (PRE) са вредностима стандардизованог дефицита од 2,4 до 2,6 дана.

Табела 23. Просечни стандардизовани дефицити суше у сливу Велике Мораве

Скраћеница станице	\bar{D} ($\cdot 10^6 \text{ m}^3$)	\bar{Q} (m^3/s)	\bar{D}_s (дана)	Скраћеница станице	\bar{D} ($\cdot 10^6 \text{ m}^3$)	\bar{Q} (m^3/s)	\bar{D}_s (дана)
VAR	41,15	200	2,4	PIR	2,44	12,3	2,3
BAG	34,86	211	1,9	BEP	3,29	22,0	1,7
LJM	36,09	228	1,8	NIS	3,73	27,9	1,5
PAR	0,58	3,38	2,0	STA	0,53	7,41	<u>0,8</u>
LUG	0,17	1,72	1,1	BRA	0,10	1,67	<u>0,7</u>
JAG	0,12	0,60	2,3	KRS	3,64	32,2	1,3
BAT	0,86	1,89	<u>5,3</u>	MIL	9,23	41,9	<u>2,5</u>
MAM	0,51	3,66	1,6	JAS	13,09	103	1,5
SMP	0,28	1,83	1,8	ARI	0,84	10,5	<u>0,9</u>
VLH	2,13	18,6	1,3	RAD	0,89	6,10	1,7
GRD	3,74	24,5	1,8	SEN	0,96	5,77	1,9
KOR	8,42	53,7	1,8	POZ	0,64	4,73	1,6
MOJ	12,46	89,6	1,6	PRE	0,89	3,92	<u>2,6</u>
VLA	1,58	7,56	2,4	IBA	1,31	8,82	1,7
LES	0,48	3,77	1,5	IRA	4,53	38,4	1,4
PEC	0,50	4,03	1,4	LOP	5,95	54,8	1,3
PUK	0,29	1,62	2,1	RRA	1,32	7,15	2,1
PEP	1,09	6,73	1,9	BIL	0,73	3,37	<u>2,5</u>
DOL	1,31	9,42	1,6	SUS	0,74	6,96	1,2
				BIV	1,06	7,28	1,7
Средње	5,19	32,8	1,8				

5.2 СТАТИСТИЧКА АНАЛИЗА ХИДРОЛОШКИХ СУША НА СТАНИЦАМА

Као што је речено у поглављу 4 пре започињања статистичке анализе дефицита и трајања суша неопходно је урадити проверу низа на случајност и хомогеност. У табели 24 дат је преглед резултата тестова. Сви тестови су рађени за праг значајности $\alpha=0,05$.

У случајевима када неки од тестова нису потврдили хомогеност и случајност низова, било је потребно додатно размотрити резултате тестова. То је најчешће био случај са F-тестом, са неједнакошћу варијанси, али то је очекивано с обзиром да хидролошки низови често не задовољавају услове за стриктну примену параметарских тестова, а то је подразумевање нормалне расподеле. У ствари најзначајнији за процену да ли низ може да прође проверу су непараметарски тестови, а једини у овом случају је био Мен-Витни тест (U-test). Тако да на станицама где није прошао U-test, а често с њим и t-тест (Ибар-Рашка (IRA) и Рашка-Рашка (RRA) за дефиците и Ибар-Рашка и Расина-Бивоље (BIV) за трајање суша) укупан низ је разлаган на два хомогена подниза величине n_1 и n_2 , а прорачун се радио засебно за сваки од поднизова, а затим се нехомогена функција расподела одређивали из израза:

$$F^*(x) = \frac{n_1 \cdot F_1(x) + n_2 \cdot F_2(x)}{n_1 + n_2} \quad (55)$$

За низове у којима је идентификован статистички значајан тренд (табела 24) прво је одстрањена компонента тренда, а затим се на случајни низ примењивала процедура за одређивање функције расподеле, која је приказана у поглављу 4.

Табела 24. Резултати тестова на случајност и хомогеност (1-прошао, 0-није прошао)

Скраћеница станице	Дефицит суше						Трајање суше					
	Андерсен	Нејман	F	t	U	Тренд	Андерсен	Нејман	F	t	U	Тренд
VAR	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
BAG	1	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
LJM	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
PAR	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
LUG	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
JAG	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
BAT	1	1	0	1	1	0	1	1	0	1	1	1
MAM	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
SMP	0	0	0	1	1	1	0	0	0	1	1	0
VLH	1	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
GRD	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
KOR	1	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
MOJ	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
VLA	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
LES	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1
PEC	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
PUK	1	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
PEP	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
DOL	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
PIR	1	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
BEP	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
NIS	1	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
STA	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
BRA	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
KRS	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
MIL	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
JAS	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1
ARI	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1
RAD	0	0	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
SEN	1	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
POZ	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
PRE	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
IBA	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1
IRA	1	1	0	0	0	0	1	1	1	1	0	1
LOP	0	0	0	1	1	0	0	0	1	1	1	0
RRA	1	1	0	0	0	1	1	1	0	1	1	1
BIL	1	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
SUS	1	1	0	1	1	0	1	1	0	1	1	1
BIV	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0

5.2.1 РАСПОДЕЛА БРОЈА ЈАВЉАЊА СУША

Из табеле 22 у претходном потпоглављу види се да је просечан број јављања суша у једној години 0,81 и да варира од 0,58 на станици Баточина до 1,09 на Лопатници Лакат. Сагласност израчунатих теоријских функција расподеле броја јављања суша са осматреним вредностима проверена је помоћу χ^2 -теста, чији резултати су представљени у табели 25. Сагласне са емпиријском расподелом су оне расподеле чији p -вредност је већа од критичне 0,05, ако није другачије указано. Задебљаним словима су означене расподеле које имају најбољу сагласност. На 22 станице усвојена је Поасонова расподела (P), а на

преосталих 17 Негативна биномна (NB). Њихов просторни распоред можете видети на карти у Прилогу II. Поасонова расподела усвојена је на највећим рекама у сливу: Велика Морава, Јужна Морава, Западна Морава и Ибар, док је у сливу Нишаве доминантна Негативна биномна.

Табела 25. Резултати χ^2 -теста сагласности расподела броја јављања суша

Скраћеница а станице	p- P	p- B	p- NB	p ₀	Скраћеница а станице	p- P	p- B	p- NB	p ₀
VAR	0,369	*	-	0,05	PIR	0,376	-	0,620	0,05
BAG	0,603	0,318	-	0,05	BEP	0,888	-	0,931	0,05
LJM	0,416	0,287	-	0,05	NIS	0,006	-	0,902	0,05
PAR	0,086	-	0,454	0,05	STA	0,044	-	0,273	0,05
MAJ	0,015	-	0,364	0,05	BRA	0,410	*	-	0,05
JAG	0,484	-	0,411	0,05	KRS	0,809	-	0,698	0,05
BAT	0,000	-	0,092	0,05	MIL	0,108	-	0,211	0,05
MAM	0,717	-	0,853	0,05	JAS	0,402	0,152	-	0,05
SMP	0,095	-	0,060	0,05	ARI	0,133	-	0,466	0,05
VLH	0,852	0,551	-	0,05	RAD	0,004	-	0,001	**
GRD	0,122	-	0,073	0,05	SEN	0,072	-	0,083	0,05
KOR	0,416	-	0,413	0,05	POZ	0,260	-	0,577	0,05
MOJ	0,534	0,377	-	0,05	PRE	0,349	-	0,253	0,05
VLA	0,000	-	0,004	**	BAT	0,133	-	*	0,05
LES	0,119	-	*	0,05	IRA	0,312	0,122	-	0,05
PEC	0,490	0,154	-	0,05	LOP	0,322	-	0,226	0,05
PUK	0,055	-	0,070	0,05	RRA	0,870	-	0,167	0,05
PEP	0,291	-	0,138	0,05	BIL	0,000	-	0,127	0,05
DOL	0,370	-	0,364	0,05	SUS	0,000	-	0,018	***
					BIV	0,000	-	0,135	0,05

* Није утврђена p-вредност јер није било 4 класе, што је минимални број класа за двопараметарске расподеле (Биномна и Негативна биномна)

** смањени праг значајности α на 0,001

*** смањени праг значајности α на 0,01

5.2.2 РАСПОДЕЛА ВИСИНЕ ПРЕКОРАЧЕЊА

Као што је показано у поглављу 4 расподела висине прекорачења има пресудну улогу у расподели годишњих максимума и дефицита и трајања суша, стога је важан њен добар одабир. У табели 26 приказане су статистичке карактеристике низова висине прекорачења дефицита и трајања суша за свих 39 станица у сливу, одређене методом L-момената. На основу ових L-момената израчунати су параметри функција расподела.

Ако упоредимо средње вредности за све станице у сливу видимо да су за дефиците моменти вишег реда (L-Cv, L-Cs, L-Ск) већи од аналогних коефицијената за трајање (табела 26). По станицама највећи коефицијент варијације, асиметрије и спљоштености за обе променљиве (дефицитит и трајање суше) је на Станичењу на Темштици, осим ње Власотинце на Власини има велике коефицијенте варијације и за дефиците и за трајање суше. Најмање вредности коефицијената дефицита су на притокама Велике Мораве, док је с друге стране највећи L-Cv дефицита забележен на Црници код Параћина.

Табела 26. L-моменти висине прекорачења дефицита и трајања суша за све станице у сливу

Скраћеница станице	Дефицит суше					Трајање суше				
	λ_1 ($\cdot 10^6$ m^3)	λ_2 ($\cdot 10^6 m$)	L- Cv	L-Cs	L-Ck	λ_1 (дани)	λ_2 (дани)	L-Cv	L-Cs	L-Ck
VAR	40,1	23,8	0,59	0,41	0,17	47,5	21,1	0,44	0,29	0,08
BAG	33,7	21,4	0,64	0,51	0,28	41,9	19,3	0,46	0,38	0,17
LJM	34,6	24,4	0,71	0,59	0,36	37,4	17,8	0,47	0,40	0,18
PAR	0,56	0,42	0,75	0,64	0,39	42,7	21,5	0,50	0,47	0,25
LUG	0,17	0,11	0,68	0,51	0,23	29,1	15,8	0,54	0,41	0,15
JAG	0,12	0,07	0,56	0,40	0,22	46,0	22,9	0,50	0,35	0,18
BAT	0,84	0,59	0,70	0,48	0,11	48,2	28,5	0,59	0,42	0,10
MAM	0,50	0,29	0,58	0,38	0,12	40,6	18,5	0,46	0,30	0,10
SMP	0,27	0,17	0,62	0,42	0,15	39,6	19,2	0,49	0,29	0,09
VLH	2,06	1,23	0,60	0,47	0,27	26,2	12,6	0,48	0,43	0,25
GRD	3,62	2,26	0,62	0,46	0,20	29,5	14,0	0,47	0,39	0,20
KOR	8,10	5,00	0,62	0,47	0,26	38,1	17,1	0,45	0,33	0,14
MOJ	12,0	7,43	0,62	0,43	0,22	37,4	17,7	0,47	0,36	0,13
VLA	1,32	0,98	0,74	0,64	0,40	42,5	22,8	0,54	0,47	0,24
LES	0,47	0,30	0,63	0,43	0,14	33,6	16,6	0,49	0,37	0,18
PEC	0,49	0,30	0,62	0,41	0,15	37,8	18,7	0,49	0,34	0,13
PUK	0,28	0,17	0,61	0,50	0,28	36,8	15,1	0,41	0,34	0,22
PEP	1,06	0,61	0,58	0,42	0,23	37,0	16,5	0,45	0,32	0,21
DOL	1,28	0,81	0,63	0,44	0,16	37,2	17,1	0,46	0,27	0,11
PIR	2,35	1,67	0,71	0,61	0,36	35,4	17,8	0,50	0,47	0,28
BEP	3,11	2,22	0,71	0,60	0,38	31,6	15,7	0,50	0,44	0,22
NIS	3,52	2,28	0,65	0,58	0,43	29,6	14,4	0,49	0,45	0,29
STA	0,51	0,37	0,73	0,65	0,47	30,9	16,4	0,53	0,49	0,37
BRA	0,09	0,06	0,66	0,45	0,14	51,3	26,5	0,52	0,30	0,00
KRS	3,49	2,26	0,65	0,52	0,30	29,6	14,7	0,50	0,48	0,25
MIL	8,99	5,95	0,66	0,50	0,21	49,1	24,3	0,49	0,36	0,11
JAS	12,7	8,86	0,70	0,55	0,28	30,3	15,6	0,52	0,46	0,23
ARI	0,81	0,53	0,66	0,51	0,29	28,9	14,2	0,49	0,42	0,25
RAD	0,85	0,60	0,71	0,60	0,39	35,6	17,8	0,50	0,43	0,26
SEN	0,93	0,62	0,66	0,51	0,24	30,1	15,1	0,50	0,42	0,22
POZ	0,62	0,42	0,67	0,49	0,19	35,8	20,2	0,56	0,41	0,13
PRE	0,86	0,56	0,65	0,51	0,28	46,9	23,6	0,50	0,35	0,13
IBA	1,29	0,71	0,55	0,38	0,18	36,5	14,4	0,39	0,25	0,16
IRA	4,37	2,81	0,64	0,51	0,25	30,5	14,4	0,47	0,38	0,17
LOP	5,76	3,72	0,65	0,49	0,26	26,7	13,5	0,51	0,40	0,22
RRA	1,28	0,84	0,66	0,57	0,36	38,9	19,3	0,50	0,42	0,22
BIL	0,70	0,49	0,70	0,59	0,38	33,8	15,9	0,47	0,44	0,33
SUS	0,71	0,46	0,64	0,49	0,26	29,1	13,3	0,46	0,29	0,10
BIV	1,02	0,73	0,71	0,61	0,40	36,6	19,5	0,53	0,50	0,31
Средње	5,01	3,24	0,65	0,51	0,27	36,6	17,9	0,49	0,39	0,19

Резултати тестова сагласности теоријских расподела висине прекорачења дефицита са емпиријском приказани су у табели 27. На основу ових резултата одабране су функције расподела за висине прекорачења дефицита за сваку станицу. На карти у Прилогу III приказан је просторни распоред усвојених расподела висине прекорачења дефицита.

Табела 27. Резултати тестова Колмогоров-Смирнов (D_{max}) и Крамер-Мизес ($N\omega^2$) за висине прекорачења дефицита

Скраћено станице	Колмогоров-Смирнов тест				Крамер-Мизес тест			
	$D_{max}(E)$	$D_{max}(W)$	$D_{max}(GP)$	$D_{max}(kr.)$	$N\omega^2(E)$	$N\omega^2(W)$	$N\omega^2(GP)$	$N\omega^2(kr.)$
VAR	0,177	0,092	0,117	0,224	0,266	0,065	0,111	0,462
BAG	0,178	0,068	0,062	0,218	0,344	0,026	0,039	0,462
LJM	0,236	0,068	0,137	0,203	0,967	0,049	0,159	0,462
PAR	0,332	0,112	0,113	0,218	1,442	0,096	0,151	0,462
LUG	0,225	0,053	0,135	0,185	1,026	0,035	0,251	0,462
JAG	0,111	0,115	0,129	0,224	0,119	0,060	0,083	0,462
BAT	0,330	0,131	0,175	0,234	1,287	0,136	0,456	0,462
MAM	0,161	0,089	0,112	0,210	0,278	0,074	0,139	0,462
SMP	0,199	0,070	0,126	0,198	0,529	0,073	0,237	0,462
VLH	0,112	0,060	0,064	0,190	0,223	0,038	0,029	0,462
GRD	0,181	0,064	0,096	0,190	0,533	0,049	0,134	0,462
KOR	0,197	0,070	0,098	0,212	0,295	0,036	0,083	0,462
MOJ	0,181	0,091	0,122	0,207	0,401	0,085	0,237	0,462
VLA	0,288	0,114	0,098	0,218	1,374	0,109	0,086	0,462
LES	0,269	0,127	0,158	0,198	0,734	0,144	0,328	0,462
PEC	0,202	0,080	0,122	0,201	0,445	0,058	0,192	0,462
PUK	0,134	0,103	0,069	0,203	0,256	0,053	0,037	0,462
PEP	0,095	0,075	0,085	0,201	0,130	0,029	0,055	0,462
DOL	0,208	0,083	0,133	0,201	0,558	0,051	0,177	0,462
PIR	0,278	0,114	0,093	0,227	1,030	0,121	0,076	0,462
BEP	0,295	0,086	0,160	0,194	1,157	0,091	0,328	0,462
NIS	0,129	0,103	0,044	0,194	0,376	0,095	0,025	0,462
STA	0,253	0,092	0,101	0,194	1,240	0,110	0,116	0,462
BRA	0,235	0,080	0,143	0,231	0,653	0,064	0,227	0,462
KRS	0,176	0,062	0,080	0,189	0,569	0,042	0,091	0,462
MIL	0,212	0,098	0,125	0,231	0,589	0,060	0,128	0,462
JAS	0,294	0,074	0,131	0,185	1,313	0,050	0,276	0,462
ARI	0,215	0,054	0,118	0,189	0,630	0,029	0,154	0,462
RAD	0,211	0,076	0,121	0,201	0,938	0,057	0,148	0,462
SEN	0,233	0,061	0,098	0,192	0,826	0,037	0,152	0,462
POZ	0,253	0,073	0,152	0,203	0,967	0,072	0,341	0,462
PRE	0,165	0,046	0,094	0,224	0,379	0,020	0,067	0,462
IBA	0,088	0,059	0,071	0,203	0,088	0,043	0,051	0,462
IRA	0,215	0,102	0,089	0,192	0,685	0,086	0,102	0,462
LOP	0,202	0,047	0,099	0,176	0,653	0,023	0,148	0,462
RRA	0,219	0,104	0,071	0,212	0,548	0,104	0,038	0,462
BIL	0,249	0,083	0,093	0,218	0,826	0,055	0,097	0,462
SUS	0,214	0,072	0,137	0,187	0,634	0,059	0,226	0,462
BIV	0,232	0,098	0,144	0,205	1,078	0,099	0,179	0,462

Из тестова се види да експоненцијална расподела (E) на великом броју станица није сагласна са емпиријским подацима, док најбољу сагласност на највећем броју станица (33 станице) има Вејбулова расподела, а затим општа Парето (6 станица). Вејбулова (W) расподела је заступљена у свим деловима слива, а општа Парето (GP) је најзаступљенија на пет станица у сливу Јужне Мораве и на једној у сливу Ибра (Рашка-Рашка) (Прилог III).

Резултати тестова сагласности теоријских расподела висине прекорачења трајања суше са емпиријском приказани су у табели 28. На основу ових резултата одабране су функције расподела за висине прекорачења трајања за сваку станицу. На карти у Прилогу IV приказане су усвојене расподеле трајања суше.

Табела 28. Резултати тестова Колмогоров-Смирнов (D_{max}) и Крамер-Мизес ($N\omega^2$) за висине прекорачења трајања суша

Скраћено станице	Колмогоров-Смирнов тест				Крамер-Мизес тест			
	$D_{max}(E)$	$D_{max}(W)$	$D_{max}(GP)$	$D_{max}(kr.)$	$N\omega^2(E)$	$N\omega^2(W)$	$N\omega^2(GP)$	$N\omega^2(kr.)$
VAR	0,064	0,069	0,065	0,210	0,036	0,033	0,034	0,462
BAG	0,124	0,111	0,120	0,218	0,122	0,095	0,120	0,462
LJM	0,148	0,123	0,132	0,203	0,112	0,092	0,110	0,462
PAR	0,140	0,142	0,141	0,218	0,154	0,155	0,153	0,462
LUG	0,103	0,112	0,094	0,185	0,181	0,111	0,093	0,462
JAG	0,057	0,056	0,055	0,224	0,027	0,026	0,026	0,462
BAT	0,166	0,097	0,120	0,234	0,326	0,100	0,110	0,462
MAM	0,109	0,068	0,085	0,210	0,071	0,044	0,054	0,462
SMP	0,085	0,080	0,075	0,198	0,063	0,069	0,061	0,462
VLH	0,119	0,100	0,106	0,190	0,139	0,119	0,138	0,462
GRD	0,115	0,090	0,099	0,190	0,123	0,101	0,119	0,462
KOR	0,122	0,093	0,094	0,212	0,100	0,055	0,071	0,462
MOJ	0,124	0,104	0,107	0,207	0,122	0,113	0,120	0,462
VLA	0,107	0,139	0,124	0,218	0,130	0,118	0,090	0,462
LES	0,071	0,066	0,068	0,198	0,044	0,042	0,044	0,462
PEC	0,081	0,076	0,078	0,201	0,040	0,041	0,041	0,462
PUK	0,130	0,084	0,116	0,203	0,250	0,053	0,132	0,462
PEP	0,104	0,082	0,100	0,201	0,134	0,055	0,084	0,462
DOL	0,095	0,067	0,060	0,201	0,069	0,049	0,045	0,462
PIR	0,129	0,128	0,127	0,227	0,143	0,143	0,142	0,462
BEP	0,153	0,151	0,152	0,194	0,130	0,128	0,130	0,462
NIS	0,111	0,096	0,101	0,194	0,129	0,111	0,127	0,462
STA	0,103	0,097	0,087	0,194	0,110	0,126	0,096	0,462
BRA	0,092	0,090	0,091	0,215	0,079	0,072	0,073	0,462
KRS	0,152	0,155	0,155	0,189	0,320	0,320	0,323	0,462
MIL	0,086	0,081	0,083	0,231	0,055	0,056	0,057	0,462
JAS	0,135	0,122	0,120	0,185	0,225	0,219	0,205	0,462
ARI	0,112	0,105	0,108	0,189	0,076	0,069	0,075	0,462
RAD	0,085	0,086	0,086	0,201	0,067	0,068	0,067	0,462
SEN	0,106	0,106	0,106	0,192	0,123	0,123	0,123	0,462
POZ	0,138	0,094	0,078	0,203	0,216	0,080	0,078	0,462
PRE	0,069	0,071	0,070	0,224	0,041	0,040	0,040	0,462
IBA	0,147	0,059	0,070	0,203	0,261	0,030	0,067	0,462
IRA	0,123	0,095	0,102	0,192	0,125	0,110	0,125	0,462
LOP	0,067	0,065	0,063	0,176	0,079	0,080	0,075	0,462
RRA	0,096	0,097	0,098	0,212	0,081	0,079	0,082	0,462
BIL	0,113	0,090	0,100	0,218	0,113	0,074	0,096	0,462
SUS	0,102	0,083	0,081	0,187	0,088	0,070	0,063	0,462
BIV	0,119	0,116	0,103	0,205	0,157	0,158	0,124	0,462

За разлику од дефицита код расподеле висине прекорачења трајања суша све расподеле су сагласне са емпиријским подацима по оба теста. Од 39 станица Вејбулова је поново била најбоље сагласна на највећем броју станица (21), међутим значајан удео има и општа Парето расподела, која је била изабрана за меродавну расподелу на 13 станица, а експоненцијална расподела је имала најбољу сагласност са осмотреним вредностима на 5 станица. Такође, разлика између појединих расподела је заиста минимална, што се види и по вредностима тест статистика у табели 28. Најхомогенија у простору је једино Вејбулова расподела, која је најзаступљенија у сливу Јужне Мораве, док је у сливовима Западне и непосредне Велике Мораве ситуација шаролика. У горњем делу слива Западне Мораве најзаступљенија је експоненцијална расподела, у горњем делу Ибра Вејбулова, а на доњем току Ибра и Западне Мораве - општа Парето (Прилог IV).

Табела 29. Колмогоров-Смирнов тест за расподеле максималних годишњих дефицита

Скраћ.	D_{max} (P+E)	D_{max} (P+W)	D_{max} (P+GP)	D_{max} (B+E)	D_{max} (B+W)	D_{max} (B+GP)	D_{max} (NB+E)	D_{max} (NB+W)	D_{max} (NB+GP)	D_{max} (kr.)
VAR	0,059	0,068	0,082	0,073	0,065	0,080				0,254
BAG	0,039	0,062	0,052	0,040	0,054	0,051				0,250
LJM	0,092	0,074	0,061	0,107	0,059	0,058				0,234
PAR	0,168	0,039	0,080				0,128	0,050	0,051	0,275
LUG	0,157	0,139	0,143				0,094	0,065	0,084	0,250
JAG	0,085	0,104	0,111				0,091	0,109	0,115	0,269
BAT	0,292	0,201	0,261				0,171	0,104	0,145	0,269
MAM	0,077	0,093	0,107				0,081	0,098	0,110	0,250
SMP	0,074	0,065	0,082				0,057	0,071	0,084	0,250
VLH	0,089	0,043	0,060	0,109	0,064	0,079				0,227
GRD	0,097	0,053	0,066				0,084	0,043	0,067	0,242
KOR	0,059	0,065	0,069				0,049	0,074	0,077	0,254
MOJ	0,048	0,044	0,063	0,069	0,040	0,059				0,238
VLA	0,178	0,114	0,162				0,104	0,042	0,076	0,309
LES	0,135	0,093	0,104				0,119	0,070	0,080	0,259
PEC	0,051	0,070	0,083	0,062	0,066	0,080				0,234
PUK	0,083	0,061	0,072				0,060	0,064	0,078	0,254
PEP	0,050	0,063	0,061				0,041	0,067	0,064	0,246
DOL	0,082	0,080	0,103				0,083	0,082	0,104	0,242
PIR	0,128	0,041	0,045				0,110	0,061	0,046	0,264
BEP	0,141	0,061	0,109				0,124	0,047	0,093	0,238
NIS	0,135	0,092	0,103				0,041	0,072	0,070	0,254
STA	0,175	0,069	0,105				0,139	0,037	0,044	0,254
BRA	0,079	0,056	0,078	0,106	0,054	0,076				0,254
KRS	0,100	0,057	0,085				0,090	0,058	0,086	0,234
MIL	0,079	0,048	0,066				0,068	0,054	0,067	0,269
JAS	0,152	0,071	0,101	0,170	0,070	0,116				0,227
ARI	0,106	0,067	0,095				0,058	0,077	0,100	0,246
RAD	0,134	0,064	0,105				0,121	0,059	0,091	0,254
SEN	0,140	0,061	0,086				0,092	0,064	0,086	0,254
POZ	0,106	0,062	0,084				0,076	0,060	0,083	0,254
PRE	0,035	0,064	0,059				0,036	0,074	0,065	0,259
IBA	0,116	0,101	0,109				0,041	0,038	0,046	0,269
IRA	0,129	0,051	0,072	0,130	0,052	0,072				0,231
LOP	0,119	0,047	0,076				0,105	0,047	0,078	0,227
RRA	0,117	0,068	0,052				0,090	0,094	0,080	0,250
BIL	0,154	0,104	0,135				0,089	0,033	0,055	0,294
SUS	0,192	0,152	0,173				0,076	0,051	0,058	0,269
BIV	0,133	0,087	0,123				0,096	0,071	0,065	0,269

5.2.3 РАСПОДЕЛА ГОДИШЊЕГ МАКСИМУМА

Параметри одређени у претходна два корака комбиновани су у моделе парцијалних серија датих у табели 19 (поглавље 4). Укупно је на располагању 9 модела, међутим за сваку станицу рађено је шест модела: 3 варијанте са Поасоновим бројем јављања суша и 3 варијанте са биномном или негативном биномном расподелом броја јављања, у зависности од вредности индекса дисперзије I (формула 35 у одељку 4.2.3.1). Сви модели чије су компоненте (и дискретна, и континуална расподела) у претходна два корака биле у сагласности са емпиријским подацима могли су да учествују у избору за меродавну функцију расподеле годишњих максимума. Прво су примењивани тестови сагласности Колмогоров-Смирнов и Крамер-Мизес. А затим су њихови резултати проверавани на графику вероватноће, јер није тако редак случај да нека друга расподела боље

апроксимира осмотрене вредности у региону од интереса, а то је у овом случају горњи део криве, то јест суше са малим вероватноћама превазилажења. Овакав пример је дат за Љубичевски Мост у поглављу 4.

Табела 30. Крамер-Мизес тест за расподеле максималних годишњих дефицита суша

Скраћ.	$N\omega^2$ (P+E)	$N\omega^2$ (P+W)	$N\omega^2$ (P+GP)	$N\omega^2$ (B+E)	$N\omega^2$ (B+W)	$N\omega^2$ (B+GP)	$N\omega^2$ (NB+E)	$N\omega^2$ (NB+W)	$N\omega^2$ (NB+GP)	$N\omega^2$ (kr.)
VAR	0,032	0,033	0,038	0,042	0,024	0,033				0,462
BAG	0,015	0,033	0,038	0,020	0,027	0,033				0,462
LJM	0,089	0,042	0,039	0,140	0,023	0,037				0,462
PAR	0,257	0,013	0,056				0,140	0,014	0,030	0,462
LUG	0,227	0,086	0,156				0,091	0,040	0,090	0,462
JAG	0,034	0,045	0,054				0,034	0,048	0,057	0,462
BAT	0,832	0,323	0,487				0,287	0,073	0,138	0,462
MAM	0,053	0,050	0,072				0,047	0,056	0,075	0,462
SMP	0,052	0,041	0,078				0,039	0,046	0,079	0,462
VLH	0,080	0,016	0,031	0,123	0,033	0,054				0,462
GRD	0,086	0,018	0,045				0,062	0,016	0,039	0,462
KOR	0,028	0,015	0,023				0,017	0,022	0,027	0,462
MOJ	0,022	0,020	0,026	0,044	0,010	0,024				0,462
VLA	0,229	0,026	0,047				0,089	0,012	0,020	0,462
LES	0,135	0,041	0,074				0,101	0,032	0,061	0,462
PEC	0,028	0,048	0,069	0,034	0,040	0,064				0,462
PUK	0,054	0,020	0,034				0,029	0,019	0,029	0,462
PEP	0,017	0,026	0,037				0,016	0,029	0,039	0,462
DOL	0,060	0,033	0,060				0,043	0,043	0,064	0,462
PIR	0,160	0,014	0,018				0,106	0,023	0,014	0,462
BEP	0,231	0,015	0,062				0,180	0,012	0,045	0,462
NIS	0,155	0,041	0,056				0,020	0,029	0,026	0,462
STA	0,343	0,027	0,057				0,166	0,016	0,018	0,462
BRA	0,057	0,023	0,042	0,098	0,022	0,055				0,462
KRS	0,117	0,024	0,063				0,096	0,021	0,056	0,462
MIL	0,046	0,019	0,027				0,032	0,028	0,031	0,462
JAS	0,161	0,043	0,120	0,212	0,043	0,140				0,462
ARI	0,080	0,041	0,095				0,034	0,045	0,088	0,462
RAD	0,188	0,033	0,062				0,156	0,029	0,053	0,462
SEN	0,181	0,029	0,075				0,075	0,019	0,045	0,462
POZ	0,119	0,031	0,079				0,061	0,026	0,060	0,462
PRE	0,012	0,038	0,047				0,010	0,047	0,054	0,462
IBA	0,068	0,042	0,050				0,015	0,015	0,020	0,462
IRA	0,131	0,028	0,049	0,134	0,027	0,050				0,462
LOP	0,121	0,027	0,080				0,091	0,025	0,072	0,462
RRA	0,105	0,034	0,016				0,062	0,065	0,040	0,462
BIL	0,185	0,037	0,077				0,053	0,010	0,026	0,462
SUS	0,195	0,084	0,116				0,030	0,020	0,036	0,462
BIV	0,205	0,027	0,047				0,059	0,036	0,038	0,462

У табели 29 и 30 дати су резултати тестова сагласности за максималне годишње дефиците суша, а у табели 31 и 32 за максимално годишње трајање суша. Међутим све расподеле које су прошле тестове провераване су на Гумбеловом папиру вероватноће (Прилог VIII). У поглављу 4 истакнута је значајност избора расподеле висине прекорачења, док избор расподеле броја јављања (биномна/негативна биномна или Поасонова) нема никаквог утицаја на мале вероватноће превазилажења (велике повратне периоде) дефицита и трајања суша које су од интереса у анализи екстремних вредности. Зато су на графиконима у Прилог VIII конструисане само криве са Поасоновим бројем јављања, осим неколико оних које су послужиле као пример ових односа.

Табела 31. Колмогоров-Смирнов тест за расподеле максималних годишњих трајања суша

Скраћ.	D_{max} (P+E)	D_{max} (P+W)	D_{max} (P+GP)	D_{max} (B+E)	D_{max} (B+W)	D_{max} (B+GP)	D_{max} (NB+E)	D_{max} (NB+W)	D_{max} (NB+GP)	D_{max} (kr.)
VAR	0,087	0,078	0,080	0,073	0,063	0,065				0,238
BAG	0,070	0,052	0,056	0,062	0,049	0,047				0,250
LJM	0,097	0,086	0,090	0,074	0,062	0,066				0,234
PAR	0,052	0,051	0,051				0,049	0,048	0,048	0,275
LUG	0,091	0,076	0,083				0,086	0,079	0,086	0,250
JAG	0,085	0,084	0,084				0,092	0,091	0,091	0,269
BAT	0,133	0,095	0,104				0,085	0,056	0,062	0,349
MAM	0,058	0,050	0,047				0,065	0,054	0,051	0,250
SMP	0,084	0,080	0,078				0,090	0,086	0,084	0,250
VLH	0,050	0,060	0,060	0,062	0,072	0,072				0,227
GRD	0,037	0,046	0,048				0,048	0,038	0,040	0,242
KOR	0,061	0,054	0,044				0,076	0,055	0,060	0,254
MOJ	0,103	0,091	0,095	0,082	0,069	0,073				0,238
VLA	0,085	0,069	0,073				0,049	0,046	0,040	0,309
LES	0,057	0,059	0,058				0,036	0,038	0,037	0,259
PEC	0,070	0,067	0,068	0,065	0,066	0,064				0,234
PUK	0,097	0,059	0,054				0,109	0,074	0,070	0,254
PEP	0,077	0,052	0,061				0,081	0,056	0,059	0,246
DOL	0,078	0,061	0,058				0,088	0,073	0,070	0,242
PIR	0,073	0,073	0,073				0,066	0,067	0,067	0,264
BEP	0,062	0,063	0,063				0,058	0,058	0,059	0,238
NIS	0,058	0,062	0,063				0,060	0,055	0,056	0,254
STA	0,080	0,076	0,069				0,069	0,065	0,059	0,254
BRA	0,081	0,083	0,082	0,070	0,069	0,070				0,242
KRS	0,075	0,076	0,077				0,071	0,072	0,072	0,234
MIL	0,041	0,039	0,039				0,056	0,053	0,054	0,269
JAS	0,078	0,084	0,082	0,085	0,077	0,076				0,227
ARI	0,039	0,041	0,041				0,054	0,051	0,052	0,246
RAD	0,048	0,047	0,048				0,037	0,036	0,037	0,254
SEN	0,075	0,075	0,075				0,060	0,060	0,060	0,254
POZ	0,063	0,059	0,071				0,064	0,062	0,074	0,254
PRE	0,058	0,059	0,059				0,063	0,063	0,063	0,259
IBA	0,076	0,069	0,063				0,105	0,083	0,068	0,269
IRA	0,068	0,056	0,060	0,067	0,055	0,059				0,231
LOP	0,052	0,049	0,049				0,050	0,049	0,049	0,227
RRA	0,055	0,056	0,057				0,074	0,073	0,074	0,250
BIL	0,081	0,091	0,088				0,040	0,031	0,035	0,294
SUS	0,127	0,143	0,136				0,073	0,069	0,060	0,269
BIV	0,064	0,049	0,054				0,038	0,041	0,041	0,269

Анализирајући табеле 29 и 30 видимо да су модели са Вејбуловом расподелом највише сагласни са емпиријским подацима, NB+W поготово, затим иду модели са експоненцијалном висином прекорачења, док модела са општом Паретом расподелом скоро да и нема. Овакав распоред је и за очекивати с обзиром да је Вејбулова расподела далеко најдоминантија за висине прекорачења дефицита суша.

Код максималних годишњих трајања ситуација није толико јасна. Скоро подједнако су заступљене најразличитије комбинације висине прекорачења и броја јављања (табеле 31 и 32). На највећем броју станица најбољу сагласност према тестовима је поново имала Вејбулова расподела са различитим вероватноћама броја јављања, одмах иза ње су били модели са општом Парето расподелом висине прекорачења, а најмање са експоненцијалном расподелом.

Међутим, после провере са кривама вероватноће (Прилог VIII) резултати су се знатно изменили. Код усвојених расподела за максималне годишње дефицита нема ниједног модела са експоненцијалном расподелом, а само на две станице је усвојена

општа Парето расподела. С друге стране за максимална годишња трајања суша највише је усвојено модела са експоненцијалном расподелом, затим општом Парето и Вејбуловом.

Табела 32. Крамер-Мизес тест за расподеле максималних годишњих трајања суша

Скраћ.	$N\omega^2$ (P+E)	$N\omega^2$ (P+W)	$N\omega^2$ (P+GP)	$N\omega^2$ (B+E)	$N\omega^2$ (B+W)	$N\omega^2$ (B+GP)	$N\omega^2$ (NB+E)	$N\omega^2$ (NB+W)	$N\omega^2$ (NB+GP)	$N\omega^2$ (kr.)
VAR	0,078	0,064	0,063	0,056	0,045	0,044				0,462
BAG	0,035	0,024	0,026	0,028	0,020	0,022				0,462
LJM	0,056	0,040	0,041	0,032	0,021	0,022				0,462
PAR	0,022	0,021	0,021				0,011	0,011	0,011	0,462
LUG	0,076	0,046	0,056				0,043	0,035	0,043	0,462
JAG	0,032	0,031	0,031				0,038	0,037	0,037	0,462
BAT	0,094	0,050	0,059				0,047	0,025	0,031	0,462
MAM	0,041	0,027	0,023				0,057	0,038	0,035	0,462
SMP	0,056	0,052	0,048				0,068	0,063	0,059	0,462
VLH	0,028	0,036	0,039	0,039	0,053	0,055				0,462
GRD	0,011	0,015	0,015				0,013	0,013	0,013	0,462
KOR	0,021	0,014	0,011				0,032	0,019	0,017	0,462
MOJ	0,054	0,044	0,044	0,037	0,033	0,033				0,462
VLA	0,042	0,029	0,027				0,015	0,012	0,012	0,462
LES	0,016	0,017	0,017				0,012	0,013	0,012	0,462
PEC	0,063	0,059	0,058	0,050	0,046	0,046				0,462
PUK	0,044	0,016	0,021				0,063	0,024	0,027	0,462
PEP	0,034	0,025	0,029				0,037	0,025	0,029	0,462
DOL	0,047	0,033	0,029				0,067	0,048	0,044	0,462
PIR	0,032	0,032	0,032				0,038	0,039	0,038	0,462
BEP	0,023	0,024	0,024				0,022	0,022	0,022	0,462
NIS	0,044	0,053	0,056				0,031	0,029	0,031	0,462
STA	0,065	0,047	0,043				0,032	0,029	0,025	0,462
BRA	0,068	0,072	0,072	0,043	0,045	0,046				0,462
KRS	0,048	0,049	0,050				0,046	0,047	0,047	0,462
MIL	0,015	0,015	0,015				0,023	0,022	0,022	0,462
JAS	0,057	0,054	0,053	0,058	0,051	0,050				0,462
ARI	0,011	0,011	0,011				0,021	0,019	0,019	0,462
RAD	0,015	0,014	0,014				0,012	0,012	0,012	0,462
SEN	0,030	0,030	0,030				0,021	0,021	0,021	0,462
POZ	0,045	0,023	0,032				0,033	0,029	0,036	0,462
PRE	0,028	0,029	0,029				0,038	0,038	0,039	0,462
IBA	0,022	0,024	0,028				0,056	0,025	0,020	0,462
IRA	0,034	0,035	0,034	0,033	0,035	0,033				0,462
LOP	0,033	0,029	0,029				0,026	0,024	0,024	0,462
RRA	0,019	0,019	0,019				0,036	0,035	0,035	0,462
BIL	0,024	0,030	0,031				0,013	0,011	0,011	0,462
SUS	0,062	0,080	0,073				0,029	0,027	0,020	0,462
BIV	0,030	0,018	0,019				0,013	0,018	0,018	0,462

Усвојене расподеле које најбоље одговарају емпиријским подацима (поготово оним у горњим деловима крива) дате су у табели 33, а њихов просторни распоред приказан на картама у Прилогу V (дефици) и VI (трајање). Често у хидротехници њих називају меродавним, јер на основу њих се узима мера, то јест вредност на основу које се пројектује хидротехнички објекат.

На карти просторне расподеле усвојених расподела максималних годишњих дефицита (Прилог V) види се да на територији целог слива преовлађују модели са Вејбуловом расподелом висине прекорачења. Скоро су изједначени модели P+W (17 станица) и NB+W (15), док се биномна расподела броја јављања, то јест модел B+W, далеко ређе јавља. Станице које одступају од овог обрасца су Рашка – Рашка и Ниш на Нишави, који имају P+GP, односно NB+GP расподелу.

Анализирајући табелу 33 и карту у Прилогу VI видимо да је заступљен приближно једнак број различитих расподела трајања суша као и да нема неког значајнијег груписања расподела у простору. Ако посматрамо саме моделе P+E, NB+GP, P+W обухватају скоро исти број станица (од 8 до 7), док остали обухватају далеко мањи број (4 - 3). Ако узимамо у обзир само расподелу висине прекорачења онда је експоненцијална расподела нешто више распрострањена од опште Парето, а ова од Вејбулове. Можда једина закономерност која се уочава на карти у прилогу VI је да на скоро целом току Јужне и Велике Мораве расподела годишњих максимума трајања суша одговара експоненцијалној расподели (изузетак је Корвинград (P+W)), а на деоници Мојсиње – Љубичевски Мост моделу В+Е.

Табела 33. Усвојене расподеле максималних годишњих дефицита $F(D)$ и трајања $F(T)$ суша

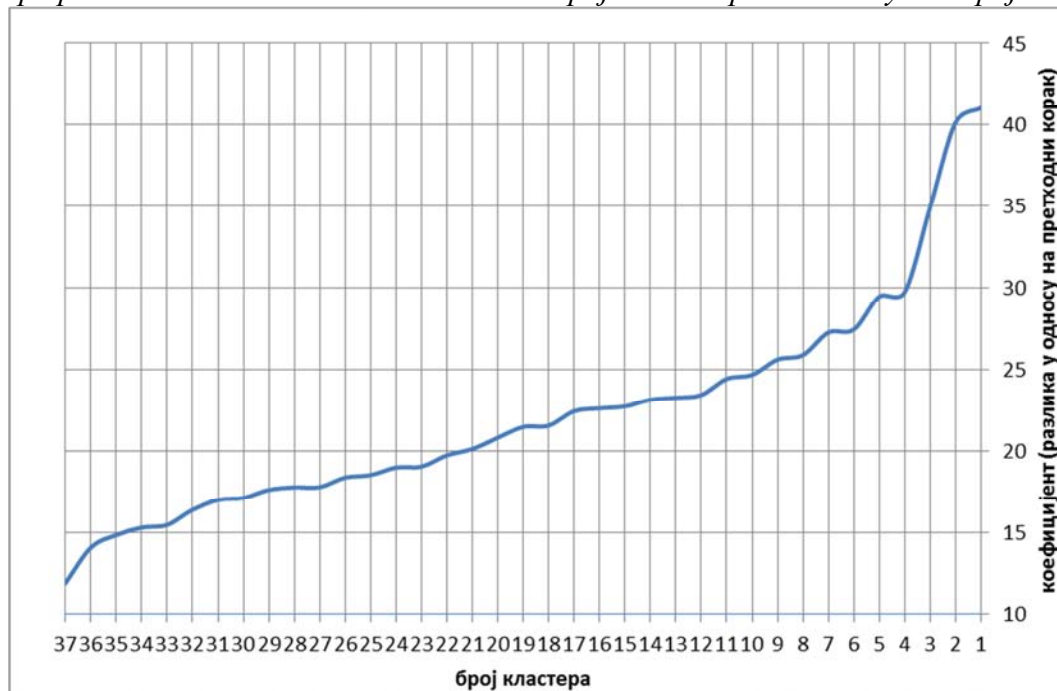
Станица	F(D)	F(T)	Станица	F(D)	F(T)
Барварин	V+W	V+E	Пирот	P+W	P+GP
Багрдан	P+W	V+E	Бела Паланка	NB+W	NB+E
Љубичевски Мост	V+W	V+E	Ниш	NB+GP	NB+W
Параћин	P+W	NB+GP	Станичење	NB+W	NB+GP
Мајур	NB+W	NB+GP	Браћевици	V+W	V+W
Јагодина	P+W	P+GP	Кратовска Стена	NB+W	NB+E
Баточина	NB+W	NB+W	Милочај	P+W	P+W
Ман. Манасија	NB+W	P+GP	Јасика	P+W	V+GP
Смедеревска Паланка	P+W	P+GP	Ариље	P+W	P+E
Владичин Хан	P+W	P+E	Радобуђа	P+W	P+W
Грделица	NB+W	P+E	Шенгољ	NB+W	NB+E
Корвинград	P+W	P+W	Пожега	NB+W	P+W
Мојсиње	V+W	V+E	Прељина	P+W	P+E
Власотинце	NB+W	NB+GP	Батраге	P+W	P+W
Лесковац	P+W	P+E	Ибар-Рашка	P+W	P+E
Печењевце	V+W	V+GP	Лопатница Лакат	NB+W	NB+W
Пуковац	NB+W	P+E	Рашка-Рашка	P+GP	P+W
Пепељевац	P+W	P+E	Биљановац	NB+W	NB+GP
Дољевац	P+W	P+W	Ушће	NB+W	NB+GP
			Бивоље	NB+W	NB+GP

Шта је то што истраживач, инжењер или друга заинтересована особа може да добије из резултата изнетих у овом потпоглављу? Као прво може да израчуна дефиците или трајање суше било ког повратног периода. Рецимо најчешће су од интереса 10-годишња, 50-годишња и 100-годишња суша. Све што треба да уради је да из табеле 33 или са карте, која се налази у Прилогу V (дефицити) и VI (трајање) очита која је функција расподеле меродавна за ту станицу, а затим са графика вероватноће превазилажења максималног годишњег дефицита (или трајања), који се налазе у Прилогу VIII скину вредност квантила, то јест вредност дефицита или трајања суше жељеног повратног периода. Такође, могуће је и аналитички израчунати сушу задатог повратног периода преко формуле за одговарајућу функцију расподеле дате у табели 19, чији параметри се израчунавају преко L-момената датих у табели 26. Поред овог могућа је и обрнута процедура, то јест за сваку будућу осматрену екстремну сушу на основу њеног дефицита или трајања, користећи криве вероватноће појаве или формуле може се одредити њен повратни период.

5.3. РЕГИОНАЛНА СТАТИСТИЧКА АНАЛИЗА ХИДРОЛОШКИХ СУША

Према наведеним критеријумима у поглављу 4.3.1.1. урађена је кластер анализа података о дневним вредностима DI за 39 станица у сливу. На основу табеле распореда обједињавања кластера, то јест разлика коефицијената између суседних корака обједињавања, конструисан је графикон 20. На графикону видимо да је први, после великог пада, прегиб криве (највећа разлика између коефицијената суседних корака 2,02) између кластера 5 и 6, тако да по овом правилу усвојен је оптималан број од 6 кластера за све станице у сливу.

Графикон 20. Изналажење оптималног броја кластера на основу 39 серије DI



Према Ward-овој методи издвојено је 6 кластера (табела 34, колона 3), чији просторни распоред је приказан на карти у Прилогу VII. На карти у Прилогу VII види се да нема неке законитости у издвојеним кластерима, то јест нема географске континуираности, која би могла да се очекује код изучавања истовремености појаве суше. Анализирајући табелу 34 и Прилог VII може се стећи утисак да се станице групишу према величини слива. Видимо да је кластер 1 заступљен на већим водотоцима, то јест станицама са већим површинама слива: Велика и Западна Морава, Ибар. Међутим у истом кластеру су и мањи водотоци Топлица, Јабланица, док Јужна Морава и Нишава припадају другим кластерима. Једино где има неке мале назнаке о просторним законитостима појаве истовремене суше на станицама је у сливу непосредне Велике Мораве. Видимо да су станице на главном току, Великој Морави, груписане у кластер 1, десне притоке у кластер 2, а леве притоке, са изузетком Лепенице, у кластер 3. Овакво груписање прати просторни распоред специфичног отицаја, односно количине падавина (карта 5 и 4, поглавље 3). У другим подсливовима нема сличних односа.

Поред овог груписања свих станица у сливу, урађене су и кластер анализе по истом принципу и за такозване независне сливове, чије сливне површине се непреклапају. У колони 4 табеле 34 сливови су груписани у пет кластера (оптималан број на основу коефицијената распореда обједињавања), а у колони 5 у три кластера (субјективан избор). И у ова два случаја нема јасне просторне диференцијације у сливу.

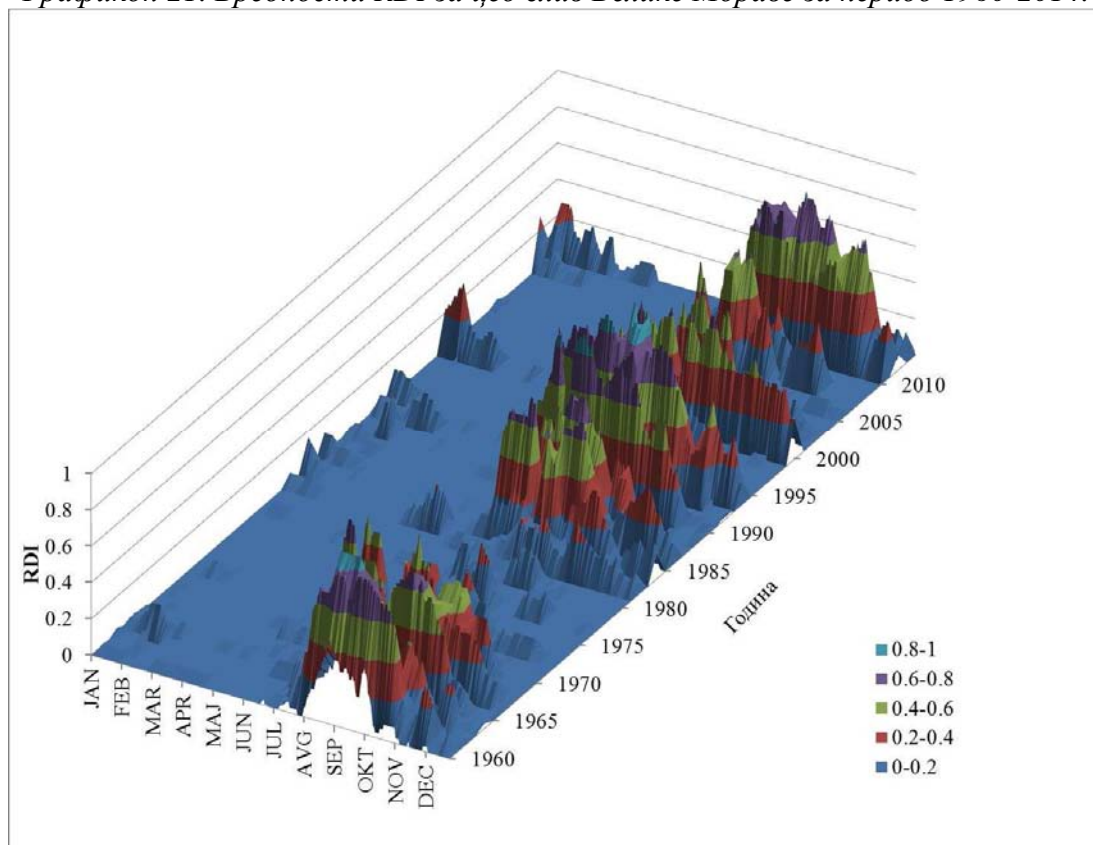
Табела 34. Резултати кластер анализе према синхронизитету појаве суше

Река	Станица	Кластери		
		Све станице (6 кластера)	Независни сливови (5 кластера)	Независни сливови (3 кластера)
Велика Морава	Барварин	1		
Велика Морава	Багрдан	1		
Велика Морава	Љубичевски Мост	1		
Црница	Параћин	2	1	1
Лугомир	Мајур	3	2	2
Белица	Јагодина	3	2	2
Лепеница	Баточина	4	3	3
Ресава	Ман. Манасија	2	1	1
Јасеница	Смед. Паланка	3	2	2
Јужна Морава	Владичин Хан	5		
Јужна Морава	Грделица	5	4	2
Јужна Морава	Корвинград	5		
Јужна Морава	Мојсиње	5		
Власина	Власотинце	2	5	1
Ветерница	Лесковац	2	1	1
Јабланица	Печењевце	1	4	2
Пуста река	Пуковац	4	3	3
Топлица	Пепељевац	1		
Топлица	Дољевац	1	4	2
Нишава	Пирот	6		
Нишава	Бела Паланка	6		
Нишава	Ниш	6	5	1
Темска	Станичење	2		
Височица	Браћевици	2		
Западна Морава	Кратовска Стена	1		
Западна Морава	Милочај	1		
Западна Морава	Јасика	1		
Г. Моравица	Ариље	2	1	1
Велики Рзав	Радобуђа	3	2	2
Ђетиња	Шенгољ	4	3	3
Скрапеж	Пожега	2	1	1
Чемерница	Прељина	3	2	2
Ибар	Батраге	2		
Ибар	Рашка	1	3	3
Ибар	Лопатница Лакат	1		
Рашка	Рашка	4		
Јошаница	Биљановац	2	5	1
Студеница	Ушће	2	1	1
Расина	Бивоље	2	4	2

Ако се још једном погледа графикон 20 види се да у целини гледано, после почетног, нема већих прегиба на криви. Ово сазнање, као и резултати из табеле 34, су усмерили даље истраживање хомогености региона на цео слив Велике Мораве. Тако да су вредности регионалног индекса суше (RDI) израчунате за цео слив Велике Мораве.

Дневне вредности RDI за период 1960-2014 су приказане на графикону 21. На њему се види у ком делу године се јављају највеће по површини суше, као и годишње варијације у осматраном периоду. У сливу Велике Мораве хидролошке суше се јављају у периоду од јула до новембра, а најчешће у августу и септембру, када захватају и највеће површине (> 60% површине слива). Светло плавом бојом су означени дани када је на више од 80 % станица у сливу осматрана суша. То су уједно и највеће регионалне суше у сливу у периоду 1960-2014. Максимална вредност RDI 0,92 забележена је 13.9.1994., као и 27.8.1990., а поред ових највеће суше према вредностима RDI су биле 1962., 1993. и 2012. године. Такође на графикону може да се примети цикличност у формирању сушних година, тако да су се суше у сливу Велике Мораве груписале у периоде 1961-1963, 1984-1988, 1990-1994 и 2011-2013.

Графикон 21. Вредности RDI за цео слив Велике Мораве за период 1960-2014.



Тестирана је хомогеност целог слива Велике Мораве методом L-момената. L-моменти дефицита и трајања суша, који су дати су у табели 26, приказани су на графиконима 29 и 30. Прво су израчунате средње регионалне вредности $L-C_v$, $L-C_s$, $L-C_k$, а затим преко формуле (51) и статистике V_1 , V_2 и V_3 (табела 35). Из табеле се види да су $V_i < 1$ што значи да слив Велике Мораве представља прихватљиво хомоген регион за дефиците и трајање суша.

Табела 35. Тест хомогености слива Велике Мораве за дефиците (D) и трајање (T) суша

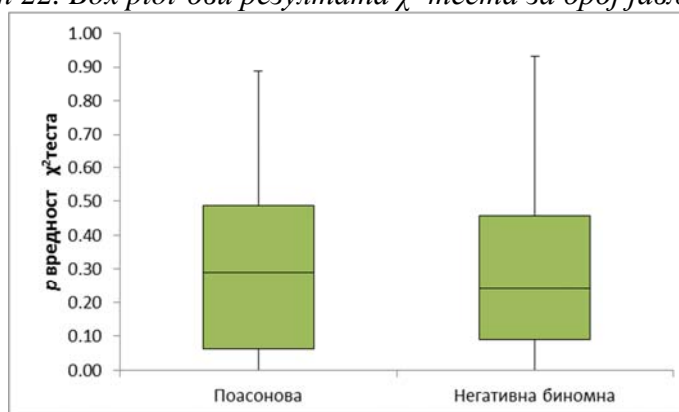
	t^R	t_3^R	t_4^R	V_1	V_2	V_3
D	0,65	0,51	0,27	0,05	0,07	0,10
T	0,49	0,39	0,19	0,04	0,07	0,09

Упоредивање суша истог повратног периода на различитим станицама, то јест по изабраним расподелама (табела 33) није могуће, јер свака од ових расподела има различито понашање у својим екстремним деловима. То јест за суше малих вероватноћа

појаве ($P < 2\%$) разлике између квантила изабраних по различитим расподелама могу да буду веома велике (криве у прилогу VIII). Зато је неопходно изабрати једну расподелу за цео регион, у овом случају за цео слив Велике Мораве, и на основу ње, то јест њених параметара, прорачунати квантиле и извршити упоређивање. Као што је речено у поглављу 4, за избор регионалне расподеле могуће је коришћење box plot-ова и L-моменат дијаграма.

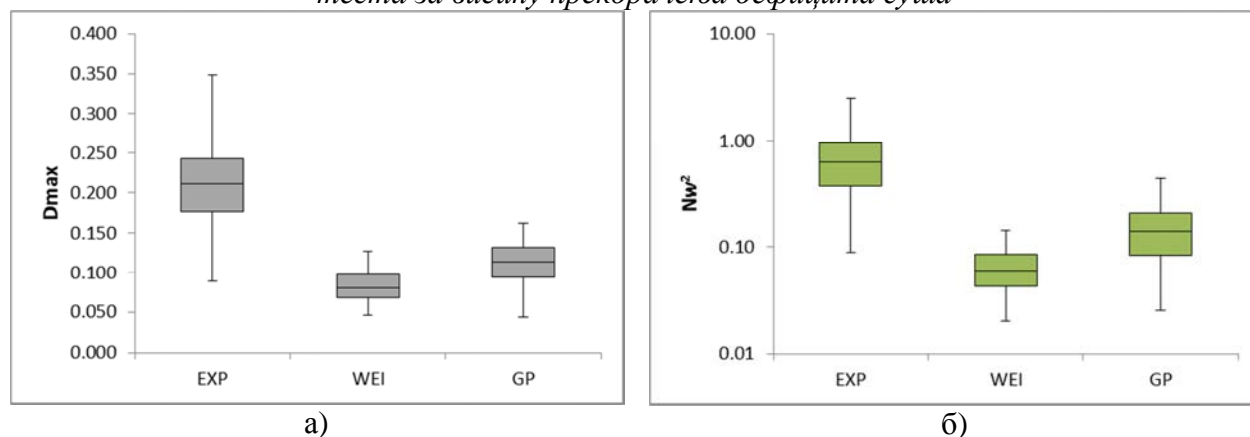
На графикону 22 представљене су p -вредност χ^2 теста за број јављања суша на 39 станица у сливу Велике Мораве, које су дате у табели 25. Пошто је број станица на којима је број јављања одређиван по биномној расподели мали (7) оне нису представљене на box plot-овима јер онда не би биле упоредиве са друге две расподеле. На графикону 22 видљиво је да су p -вредност обе расподеле скоро изједначене, с тим што медијана негативне биномне има нешто мању вредност. Али с обзиром да избор расподеле броја јављања суша не утиче на моделирање суша великих повратних периода (претходно потпоглавље), као и да је израчунавање Поасонове расподеле рађено за сваку станицу, као и лакоћа израчунавања њеног параметра (средњи годишњи број јављања суша), ова расподела (Поасонова) усвојена је као регионална расподела броја јављања суша у сливу Велике Мораве.

Графикон 22. Box plot-ови резултата χ^2 теста за број јављања суша



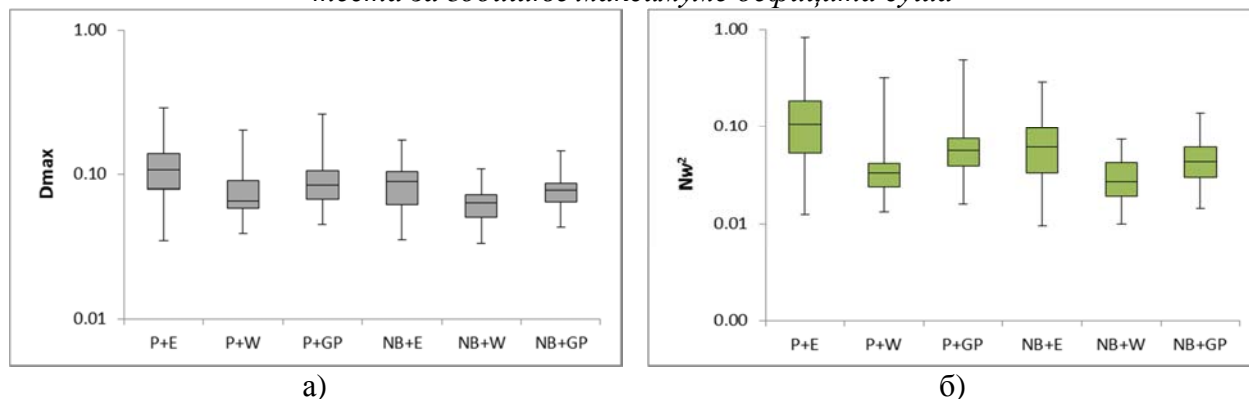
На графикону 23 представљени су резултати тестова сагласности расподела са осматраним вредностима висине прекорачења дефицита суша (табела 27). На основу упоређивања box plot-ова јасно се види да Вејбулова (WEI) расподела има најмање вредности статистика D_{max} (графикон 23а) и Nw^2 (графикон 23б), то јест да у целом сливу Велике Мораве она има најбољу сагласност са емпиријским висинама прекорачења дефицита.

Графикон 23. Box plot-ови резултата Колмогоров-Смирнов (а) и Крамер-Мизес (б) теста за висину прекорачења дефицита суша



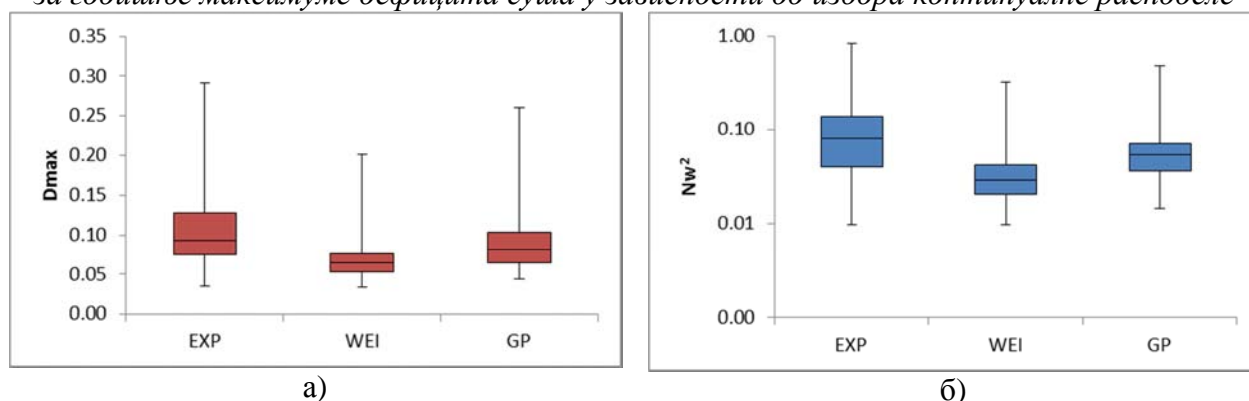
На графикону 24 представљени су резултати тестова сагласности расподела са осматреним годишњим максимумом дефицита суша (табеле 29 и 30). На оба графикона се види да најмање вредности статистика, то јест најбољу сагласност имају модели са Вејбуловом расподелом за висину прекорачења (P+W и NB+W), с тим што нешто нижу вредност медијане, као и целокупан распон вредности статистика има модел NB+W.

Графикон 24. *Box plot-ови резултата Колмогоров-Смирнов (а) и Крамер-Мизес (б) теста за годишње максимуме дефицита суша*



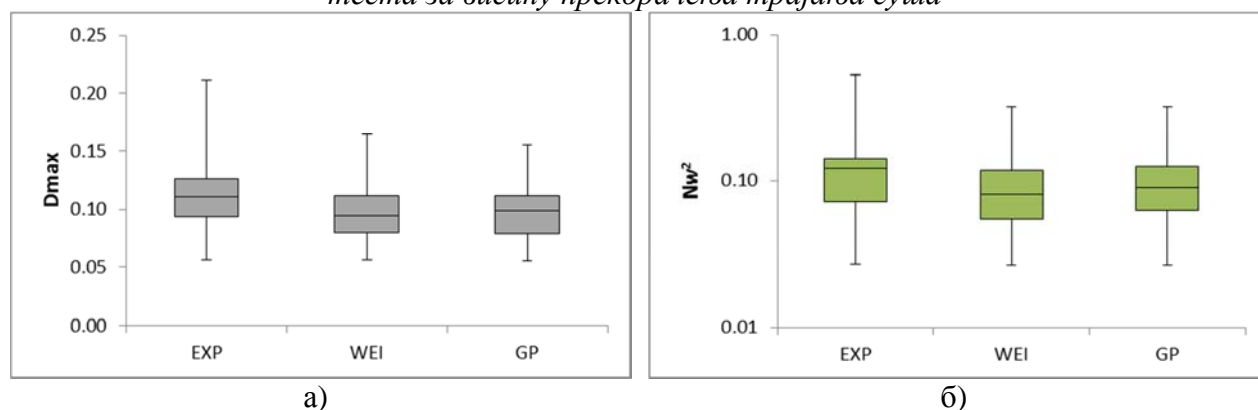
С обзиром на горе изнету чињеницу да избор дискретне расподеле (расподеле броја јављања суша) не утиче на израчунавање повратних периода великих суша, резултате тестова сагласности годишњих максимума могуће је приказати само у односу на континуалне расподеле (експоненцијална, Вејбулова, општа Парето). Овакви резултати приказани су на графикону 25. Поново, као и за висину прекорачења дефицита, доминира Вејбулова (WEI) расподела, а иза ње су општа Парето (GP) и на крају експоненцијална (EXP) расподела, мада су разлике знатно мање него код висине прекорачења (график 23). Тако да на основу анализе box plot-ова резултата тестова сагласности за регионалну расподелу годишњих максимума дефицита суше у сливу Велике Мораве усвојена је комбинација Вејбулове расподеле висине прекорачења са Поасоновим расподелом броја јављања суша, то јест модел P+W.

Графикон 25. *Box plot-ови резултата Колмогоров-Смирнов (а) и Крамер-Мизес (б) теста за годишње максимуме дефицита суша у зависности од избора континуалне расподеле*



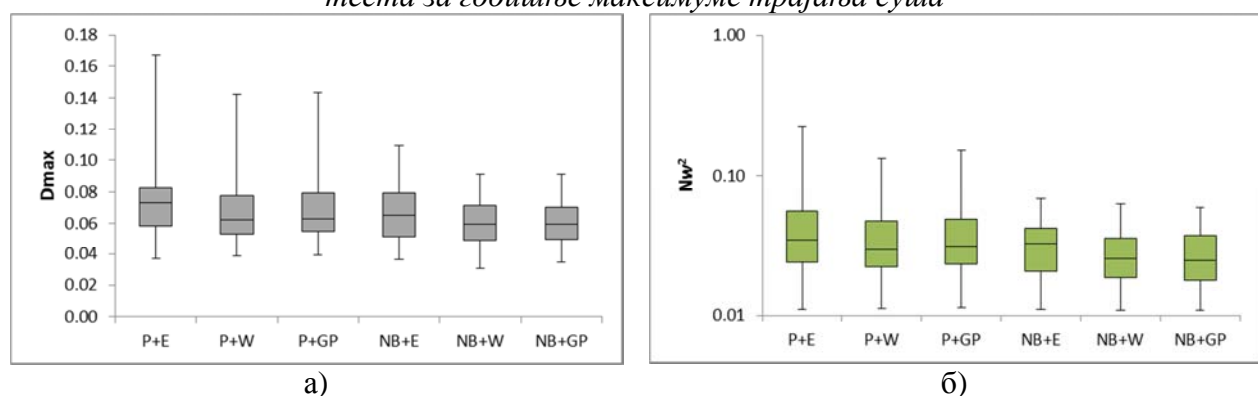
Слично као за дефиците суша, урађена је и анализа box plot-ова за другу променљиву, а то је трајање суша. На графикону 26 представљени су резултати тестова сагласности расподела са осматреним вредностима висине прекорачења трајања суша (табела 28). За разлику од прекорачења дефицита (графикон 23), висине прекорачења трајања је доста уједначенија, то јест на box plot-овима тешко је уочити која од расподела има најмање вредности тест статистика, то јест најбољу сагласност. За нијансу се издвајају Вејбулова и општа Парето између којих готово да нема разлике.

Графикон 26. Box plot-ови резултата Колмогоров-Смирнов (а) и Крамер-Мизес (б) теста за висину прекорачења трајања суша



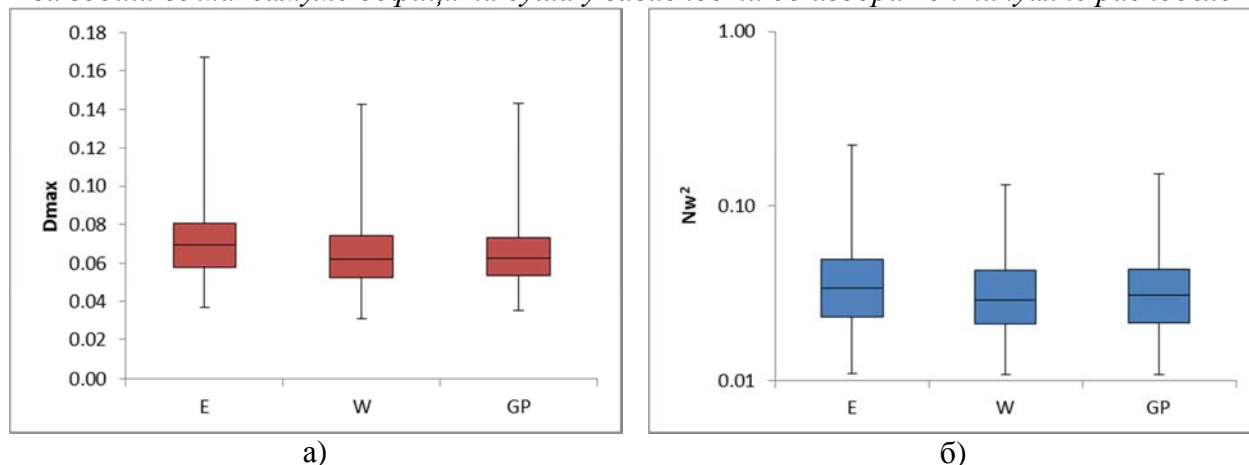
На графикону 27 представљени су резултати тестова сагласности расподела са осматреним годишњим максимумом трајања суша (табеле 31 и 32). И на ова два графикона статистике D_{max} (графикон 27а) и Nw^2 (графикон 27б) имају скоро изједначене вредности, а нијансе издвајају моделе NB+W и NB+GP, који поново имају идентичне вредности.

Графикон 27. Box plot-ови резултата Колмогоров-Смирнов (а) и Крамер-Мизес (б) теста за годишње максимуме трајања суша



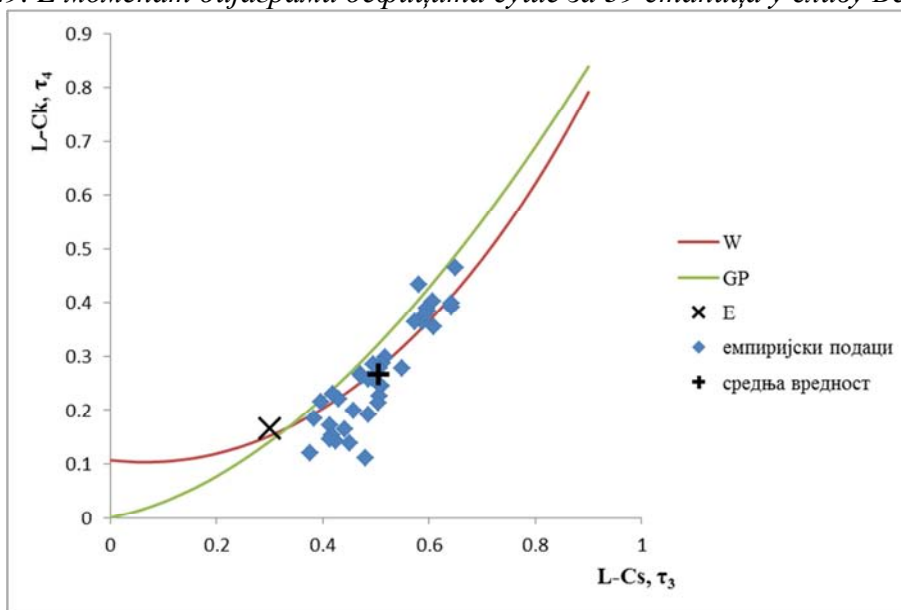
Ако се упореде резултати годишњег максимума трајања суше само у односу на континуалне расподеле, види се да су разлике између расподела још мање, поготово код Крамер-Мизес теста (графикон 28б). Поново су Вејбулова и општа Парето расподела скоро идентичне, мада ако се упореде апсолутне вредности тест статистика, Вејбулова има за нијансу ниже вредности медијане ($D_{max} = 0,062$ и $Nw^2 = 0,029$) у односу на општу Парето ($D_{max} = 0,063$ и $Nw^2 = 0,031$), као и нижу вредност минимума D_{max} и максимума Nw^2 . Иако су анализе box plot-ова резултата тестова сагласности показале да се може усвојити и модел P+W и P+GP, за регионалну расподелу годишњих максимума трајања суше у сливу Велике Мораве усвојена је комбинација Вејбулове расподеле висине прекорачења са Поасоновим расподелом броја јављања суша, то јест модел P+W.

Графикон 28. Box plot-ови резултата Колмогоров-Смирнов (а) и Крамер-Мизес (б) теста за годишње максимуме дефицита суша у зависности од избора континуалне расподеле



За одређивање регионалне расподеле коришћен је и други метод – метод L-момената. L-Ck / L-Cs дијаграм за дефиците суша приказан је на графикону 29. Тропараметарске расподеле Вејбулова (W) и општа Парето (GP) су приказане линијама, док је двопараметарска експоненцијална (E) приказана тачком. Формуле за односе L-Ck / L-Cs за теоријске функције расподеле могу се наћи у Hosking & Wallis (1997). На графику се уочава да осмотрене податке најбоље описује Вејбулова крива. Ово је проверено тестом сагласности Hosking и Wallis-а (одељак 4.3.2.2), где вредност статистике Z за Вејбулову расподелу износи 0,13, за општу Парето 0,60 и за експоненцијалну -1,05. За праг значајности $\alpha = 0,05$ све расподеле су сагласне са емпиријском ($|Z| < 1,96$), с тим што Вејбулова има најбољу сагласност, то јест најмање одступање од средњег регионалног L-Ck (t_4^R). Овакви закључци се поклапају са резултатима анализе box plot-ова, тако да је расподела P+W дефинитивно прихваћена као регионална расподела дефицита суше за цео слив Велике Мораве.

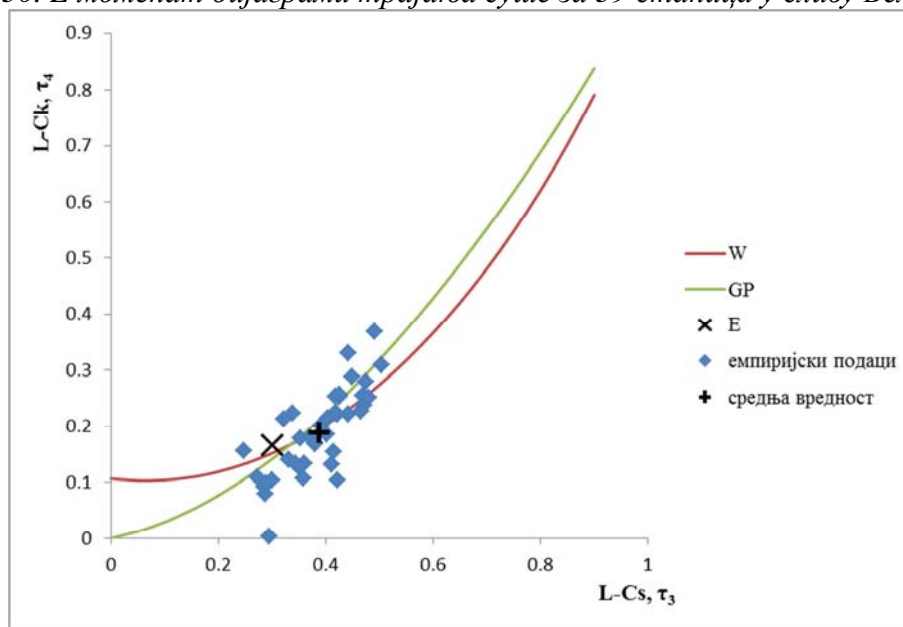
Графикон 29. L-момент дијаграми дефицита суше за 39 станица у сливу Велике Мораве



L-Ck / L-Cs дијаграм за трајање суша приказан је на графикону 30. За разлику од дефицита суша (графикон 29), код трајања суша нема тако велике разлике у одступањима теоријских расподела, тако да је квантитативна провера тестом сагласности Hosking и Wallis-а неопходна ради одлучивања. Вредност статистике Z за Вејбулову расподелу

износи 0,08, за општу Парето 0,29 и за експоненцијалну -0,30. Све расподеле су сагласне са емпиријском, с тим што Вејбулова има најбољу сагласност, док општа Парето и експоненцијална имају сличне вредности одступања од средњег регионалног L-Ck (t_4^R). Анализа L-момената је отклонила недоумице око избора регионалне расподеле, које су постојале у box plot анализи, тако да је за трајање суше у сливу Велике Мораве усвојена P+W расподела.

Графикон 30. L-момент дијаграми трајања суше за 39 станица у сливу Велике Мораве



На основу издвојеног хомогеног региона (цео слив Велике Мораве) и изабране регионалне расподеле (у оба случаја P+W) израчунати су дефицити и трајање суша карактеристичних повратних периода за све три варијанте регионализације (табела 37 и 38). Као што је речено у методама (поглавље 4.3), за методу по станицама коришћени су параметри модела P+W израчунати за сваку станицу. Код методе регионалног параметра облика коришћени су израчунати по станицама параметри α (параметар размере у Вејбуловој расподели) и Λ (параметар Поасонове расподеле), док је за све станице био коришћен један параметар облика $k^R = 0,655$ за дефиците и $k^R = 1,031$ за трајање суше, израчунати на основу средњег регионалног L-Cv (t^R у табела 35). У „index flood“ методи коришћена је средња вредност израчуната по станицама, док су остали параметри били регионализовани (табела 36).

Табела 36. Регионални параметри расподеле P+W за слив Велике Мораве

	k	α	Λ
Дефицит (D)	0,655	0,738	0,811
Трајање (T)	1,031	1,012	0,811

Табела 37. Стандардизовани дефицити суше карактеристичних повратних периода добијени на основу три варијанте регионализације

Река	Станица	D ₁₀ (дана)	D ₂₀ (дана)	D ₅₀ (дана)	D ₁₀₀ (дана)	D ₁₀ * (дана)	D ₂₀ * (дана)	D ₅₀ * (дана)	D ₁₀₀ * (дана)	D ₁₀ ** (дана)	D ₂₀ ** (дана)	D ₅₀ ** (дана)	D ₁₀₀ ** (дана)
Велика Морава	Варварин	4	7	10	13	5	8	13	18	5	9	13	17
Велика Морава	Багрдан	4	6	9	12	4	6	10	13	4	7	11	14
Велика Морава	Љубичевски Мост	4	7	11	15	3	5	8	10	4	6	10	13
Црница	Параћин	4	7	12	17	3	4	7	9	4	7	11	14
Лугомир	Мајур	3	4	7	9	3	4	6	8	3	4	6	8
Белица	Јагодина	4	6	9	11	5	8	14	18	5	8	13	17
Лепеница	Баточина	8	15	27	37	7	13	21	27	12	19	30	39
Ресава	Манастир Манасија	3	5	7	9	4	6	10	13	4	6	9	12
Јасеница	Смед. Паланка	4	6	9	11	4	7	10	14	4	6	10	13
Јужна Морава	Владичин Хан	3	4	6	8	4	6	9	11	3	5	7	10
Јужна Морава	Грделица	4	6	9	12	5	7	11	14	4	6	10	13
Јужна Морава	Корвинград	4	6	8	11	4	6	10	13	4	6	10	13
Јужна Морава	Мојсиње	3	5	8	10	4	6	9	12	4	6	9	12
Власина	Власотинце	4	7	13	18	3	5	7	10	5	7	12	15
Ветерница	Лесковац	3	5	8	10	4	6	9	11	3	5	8	11
Јабланица	Печењевац	3	5	7	9	3	5	8	11	3	5	8	10
Пуста река	Пуковац	4	7	10	12	5	8	12	16	5	7	12	15
Топлица	Пепељевац	4	6	8	10	5	8	12	16	4	7	11	14
Топлица	Дољевац	4	5	8	11	4	6	9	12	4	6	9	12
Нишава	Пирот	4	7	12	17	3	6	9	12	5	8	13	17
Нишава	Бела Паланка	4	7	11	15	3	5	7	10	4	6	9	12
Нишава	Ниш	4	5	8	11	4	6	8	11	3	5	8	11
Темштица	Станичење	2	3	5	8	1	2	3	4	2	3	5	6
Височица	Браћевици	1	2	3	4	1	2	3	4	2	2	4	5
Западна Морава	Кратовска Стена	3	5	7	9	3	5	7	10	3	5	7	9
Западна Морава	Милочај	4	7	12	16	4	7	12	15	6	9	14	19
Западна Морава	Јасика	4	6	9	13	3	5	7	9	3	5	8	11
Голијска Моравица	Ариље	2	3	5	7	2	3	5	7	2	3	5	7
Велики Рзав	Радобуђа	4	6	10	14	3	5	7	10	4	6	9	12
Ђетиња	Шенгољ	5	7	11	14	4	7	10	13	4	7	11	14
Скрапеж	Пожега	3	6	9	12	3	5	8	10	4	6	9	11
Чемерница	Прелина	5	8	13	17	5	8	13	17	6	9	15	19
Ибар	Батраге	4	5	7	9	5	7	12	15	4	6	10	13
Ибар	Рашка	3	5	7	9	3	5	8	10	3	5	8	10
Ибар	Лопатница Лакат	3	5	7	9	3	5	8	10	3	4	7	9
Рашка	Рашка	4	7	11	15	4	7	11	14	5	8	12	16
Јошаница	Биљановац	5	8	14	19	4	7	10	14	6	9	14	18
Студеница	Ушће	3	4	7	9	3	5	7	9	3	4	7	9
Расина	Бивоље	4	6	10	14	3	5	7	9	4	6	9	12

D₁₀ – дефицити на основу параметра станице, D₁₀* – дефицити на основу регионалног параметра облика, D₁₀** – дефицити на основу „index flood“ методе

Табела 38. Трајање суше карактеристичних повратних периода добијени на основу три варијанте регионализације

Река	Станица	T ₁₀ (дана)	T ₂₀ (дана)	T ₅₀ (дана)	T ₁₀₀ (дана)	T ₁₀ * (дана)	T ₂₀ * (дана)	T ₅₀ * (дана)	T ₁₀₀ * (дана)	T ₁₀ ** (дана)	T ₂₀ ** (дана)	T ₅₀ ** (дана)	T ₁₀₀ ** (дана)
Велика Морава	Варварин	85	112	145	169	91	125	169	202	95	131	176	209
Велика Морава	Багрдан	80	105	137	161	84	113	152	180	83	115	155	184
Велика Морава	Љубичевски Мост	77	101	132	154	79	106	139	164	75	103	139	165
Црница	Параћин	84	115	155	185	82	111	148	176	85	118	159	188
Лугомир	Мајур	70	95	129	155	62	80	104	122	58	80	108	128
Белица	Јагодина	85	117	159	191	84	115	156	186	92	127	171	203
Лепеница	Баточина	84	119	164	198	72	100	137	164	96	133	179	212
Ресава	Манастир Манасија	80	104	134	156	85	114	151	178	81	112	151	179
Јасеница	Смед. Паланка	84	111	145	171	84	112	147	173	79	109	147	174
Јужна Морава	Владичин Хан	58	75	98	114	59	77	101	118	52	72	97	115
Јужна Морава	Грделица	64	83	107	125	66	87	114	133	59	81	109	130
Јужна Морава	Корвинград	74	96	123	143	79	106	141	168	76	105	141	168
Јужна Морава	Мојсиње	75	99	129	152	78	104	138	163	75	103	139	165
Власина	Власотинце	83	114	153	183	78	105	140	167	85	117	157	187
Ветерница	Лесковац	72	96	126	149	71	94	124	146	67	93	125	148
Јабланица	Печењевац	80	106	140	166	79	105	139	163	75	104	140	167
Пуста река	Пуковац	71	89	110	126	82	109	144	170	73	101	136	162
Топлица	Пепељевац	75	96	122	141	81	108	142	167	74	102	137	163
Топлица	Дољевац	76	99	127	148	81	107	141	166	74	102	138	164
Нишава	Пирот	67	92	126	151	65	90	120	143	71	98	131	156
Нишава	Бела Паланка	69	92	121	143	68	90	117	138	63	87	117	139
Нишава	Ниш	64	84	110	129	65	85	111	131	59	82	110	130
Темштица	Станичење	70	95	129	155	64	84	110	129	62	85	115	136
Височица	Браћевици	91	128	176	212	88	122	166	199	102	141	190	226
Западна Морава	Кратовска Стена	67	88	115	135	66	86	112	131	59	82	110	130
Западна Морава	Милочај	87	122	166	199	87	120	164	196	98	135	182	216
Западна Морава	Јасика	71	94	125	148	67	87	113	132	60	83	112	133
Голијска Моравица	Ариље	65	85	111	130	64	84	110	129	58	80	107	127
Велики Рзав	Радобуђа	76	102	135	160	74	98	129	152	71	98	132	157
Ђетиња	Шенгољ	67	89	117	138	65	86	112	132	60	83	112	133
Скрапеж	Пожега	75	101	135	160	67	89	118	139	71	99	133	158
Чемерница	Прелина	89	123	167	200	87	119	160	191	94	129	174	207
Ибар	Батраге	69	86	105	119	82	109	144	170	73	101	135	161
Ибар	Рашка	66	85	110	128	68	90	117	137	61	84	113	134
Ибар	Лопатница Лакат	65	85	110	130	62	80	103	121	53	73	99	117
Рашка	Рашка	78	105	141	168	77	104	138	163	78	107	144	171
Јошаница	Биљановац	65	87	114	134	67	91	121	144	67	93	125	149
Студеница	Ушће	63	81	103	118	68	89	115	135	58	80	108	128
Расина	Бивоље	78	108	149	180	71	95	126	148	73	101	136	161

T₁₀ – трајање на основу параметра станице, T₁₀*- трајање на основу регионалног параметра облика, T₁₀** - трајање на основу „index flood“ мето

У табели 37 дати су стандардизовани дефицити суша 10-годишњег, 20-годишњег, 50-годишњег и 100-годишњег повратног периода, изражени у данима (формула 54, поглавље 5.1), ради упоређивања вредности између станица. Средњи стандардизовани дефицит суше 100-годишњег повратног периода (D_{100}) у целом сливу Велике Мораве износи 12 дана, израчунато методом по станицама и регионалног параметра облика, и 13 дана израчунато „index flood“ методом. Највећи просечни D_{100} је у непосредном сливу Велике Мораве и креће се од 14 до 16 дана (у зависности од методе), а у сливовима Западне и Јужне Мораве приближно је уједначен, 11 - 13 односно 11 – 12 дана. Генерално, вредности стандардизованог дефицита одређеног повратног периода прате просторну расподелу трајања суше истих повратних периода (табела 38), са неким одступањима, као што су ниже вредности стандардизованог дефицита на Височици и Темској и веће вредности на Јошаници у односу на трајање суше на овим станицама. Екстремно велика вредност стандардизованог дефицита D_{100} од 27 до 39 дана (у зависности од методе) добијена је за станицу Баточина на Лепеници, што је највероватније последица малог броја годишњих максимума суша (15) на овој станици, тако да њене резултате треба одбацивати. Поред ове станице, максимуми су слично као и код трајања на станици Варварин, Јагодина, Милочај и Прељина са вредностима 100-годишњег стандардизованог дефицита од 17 до 19 дана, што значи да је за стогодишњу сушу на овим станицама потребно 17 – 19 дана са просечним годишњим протицајем да би се протицај у реци вратио на ниво прага.

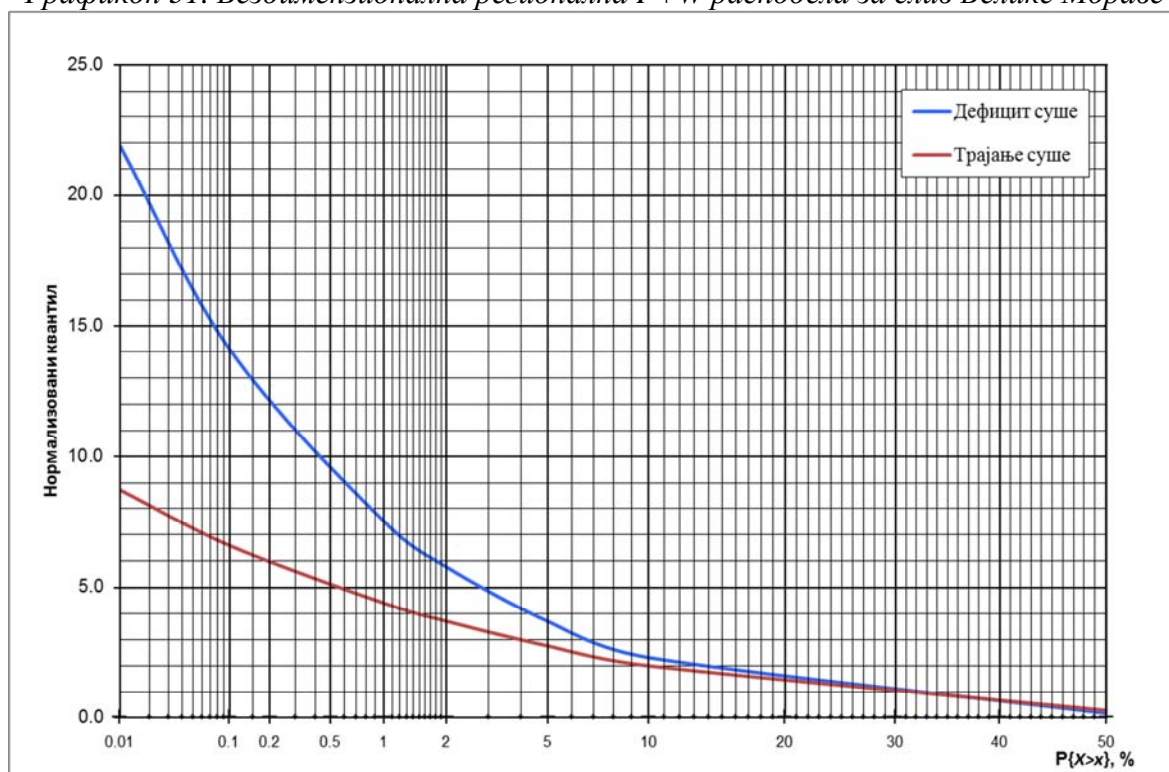
Просторна расподела трајања суша карактеристичних повратних периода је слична горе описаној расподели стандардизованих дефицита. Средње трајање суше 100-годишњег повратног периода (T_{100}) у целом сливу Велике Мораве износи од 154 дана, израчунато методом по станицама, до 161 дан израчунато „index flood“ методом. Највеће просечно стогодишње трајање суше је у непосредном сливу Велике Мораве и креће се од 171 до 182 дана (у зависности од методе), а у сливовима Западне и Јужне Мораве приближно је уједначен, 148 - 152 односно 149 – 157 дана. Суша стогодишњег повратног периода најдуже траје на Височици код Браћеваца, на Западној Морави код Милочаја, на Чемерници код Прељине, на Великој Морави код Варварина, док најкраће, на основу сва три метода, траје на Јужној Морави код Владичиног Хана. Такође ниске вредности T_{100} у односу на просек имају станице на Ибру и Студеници (табела 38).

Упоређивањем вредности дефицита и трајања суша, израчунатих различитим методама регионалне анализе, може се закључити да за мале, односно средње повратне периоде (10 и 20 година) просечне вредности дефицита и трајања се не разликују пуно. Међутим за повратне периоде 50 и 100 година, вредности квантила израчунатих различитим методама се осетно разликују. Тако да са повећањем повратног периода расте и разлика у одређивању квантила овим методама. Такође вредности дефицита и трајања суша израчунатих по станицама и методом регионалног параметра облика су скоро једнаке, док „index flood“ метода даје нешто више вредности квантила у односу на друге две. Избор методе која ће се користити зависи од циља регионалне статистичке анализе, као и својства региона и низа података. Hosking и Wallis (1997) су симулирајући различите регионалне статистичке методе закључили да метода регионалног параметра облика има предност у односу на „index flood“ методу. Она се користи ако се испуњавају следећи услови: ако постоје сумње у хомогеност региона, ако је главни циљ оцена екстремног горњег дела криве функције расподеле, ако је средње регионални $L-C_v$ доста низак. Такође, битно је и да су дужине низова довољно дугачке, али не толико да оцена $L-C_s$ на основу станице буде тачнија од регионалног оцене параметра облика. Из свега овога произилази да је тешко да се квантификују услови под којима метода регионалног параметра облика има предност.

Што се тиче регионалне статистичке анализе може се закључити да за упоређивање суша различитих повратних периода у сливу Мораве, на станицама где већ има доста дугачак низ осматрања, треба користити методу регионалног параметра облика (то јест

колоне 7 – 10 у табелама 37 и 38), док је „index flood“ метода најподеснија за оцену суша на водотоцима где нема (или је недовољно дугачак низ) хидрометријских осматрања.

Графикон 31. Бездимензионална регионална P+W расподела за слив Велике Мораве



Параметри регионалне Поасон+Вејбулове расподеле за слив Велике Мораве су дати у табели 36. На основу њих по формули 47 (поглавље 4.3) израчунати су бездимензионални квантили за ову функцију расподеле (табела 39) и конструисана је крива регионалне функције расподеле (графикон 31). Преко графика и квантила из табеле могу да се израчунају дефицити и трајања суша различитих повратних периода на неизученим сливовима.

Табела 39. Бездимензионални квантили Поасон+Вејбулове расподеле за дефиците и трајање суше у сливу Велике Мораве

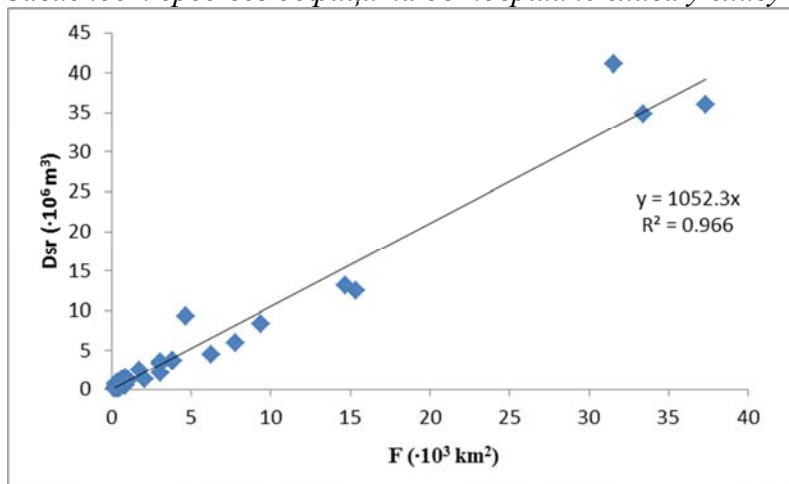
	Повратни период (године)						
	2	10	20	50	100	1000	10000
Дефицит (D)	0,16	2,31	3,70	5,78	7,51	14,10	21,90
Трајање (T)	0,27	1,99	2,75	3,71	4,40	6,59	8,73

Множењем квантила из табеле 39 са средњом вредношћу добија се дефицит суше или трајање жељеног повратног периода. Преостала је само оцена средње вредности, то јест средњи дефицит или средње трајање суше за неизучени профил (слив). Средњи дефицит или средње трајање суше може се оценити помоћу корелације са карактеристикама слива. Као што је речено у поглављу 3.1, изналажење регресије између средњих вредности карактеристика хидролошких суша (дефицит и трајање) и физичко-географских карактеристика слива није била тема ове дисертације, јер захтева опсежнија истраживања просторне расподеле физичко-географских карактеристика.

Ипак, овде је дат пример на основу најпростије корелације средњег дефицита са површином слива. Као што је речено у потпоглављу 5.1, средњи дефицити (D_{sr}) су у директној зависности од површине слива (F) (графикон 32). Коefицијент корелације

износи $r=0,98$, а коефицијент детерминације $R^2=0,97$, док је стандардна грешка $S=1,84 \cdot 10^6 \text{ m}^3$. Регресија $D_{sr} = 1052,3 \cdot F$ је статистички значајна по F-тесту за праг значајности $\alpha=0,05$. На овај начин, на пример, знајући само површину неосматраног слива (који се налази у сливу Велике Мораве) може се наћи дефицит суше 100-годишњег повратног периода. Преко зависности $D_{sr} = 1052,3 \cdot F$ одређује се средњи дефицит суше, а после множењем са квантилом из табеле 39 (7,51) добија се дефицит стогодишњег повратног периода ($y \text{ m}^3$) на неосматраном профилу.

Графикон 32. Зависност средњег дефицита од површине слива у сливу Велике Мораве



5. ЗАКЉУЧАК

У дисертацији је приказана предност анализе малих вода, односно хидролошких суша са две променљиве (дефицит и трајање), у односу на уобичајену анализу са једном вредношћу, обично минималним годишњим протицајем. Резултати добијени статистичком анализом суша, које су издвојене методом прага, недвосмислено су показала да имају већу применљивост у водопривреди него методе које користе стандардизоване индексе, јер дају конкретне вредности недостајућих количина воде (дефиците суша) у односу на релативне вредности стандардизованих индекса. Метода прага је примењена на 39 станица у сливу Велике Мораве за период 1960-2014, што до сада представља највећи узорак на којем је примењивана у Србији, било да се ради о анализи малих или великих вода. Иначе процедура примењена у овој дисертацији може да се примењује и за анализу великих вода, односно поплава, само што се уместо запремина испод прага, издвајају запремине великих вода изнад Q_{10} или Q_5 .

Као праг за издвајање суша узета је вредност Q_{90} , јер је циљ био анализа просторних и временских карактеристика екстремних (великих) суша у сливу Велике Мораве. Проучавање зависности између дефицита и трајања суше и физичко-географских карактеристика није била тема ове дисертације, али свакако представља област којој у будућности треба посветити пуно пажње. Овакве зависности могу да допринесу поузданијем одређивању средње вредности дефицита или трајања, која је неопходна за регионалну статистичку анализу, то јест оцену дефицита различитих повратних периода на неизученим сливовима. У дисертацији је направљен покушај да се нађе зависност између средњих дефицита и средњих трајања суше за 39 станица са основним морфометријским карактеристикама и ИВР, као показатељем хидрогеолошких услова, међутим нису добијене статистички значајне зависности. Из прегледа литературе види се

да је потребно одређивање додатних квантификованих карактеристика слива значајних за отицај малих вода (параметри геологије, земљишта, вегетације).

Најдуже просечно трајање суше је у сливу непосредне Велике Мораве, затим у сливу Јужне Мораве, а најмање у сливу Западне Мораве, што је сагласно и са средњим падавинама и надморским висинама у овим подсливовима. Максималне вредности трајања су забележена у три зоне: Велика Морава са својим притокама, затим део средњег тока Западне Мораве од Чачка до Краљева, док је трећа зона са нешто нижим вредностима везана за средишњи део Јужне Мораве са њеним левим притокама. Апсолутне вредности дефицита су у директној зависности од површине слива и средњег годишњег протицаја, док стандардизовани дефицити прате просторну расподелу трајања суше.

Избор прага утицао је и на избор методе парцијалних серија за статистичку анализу карактеристика суша. С обзиром на ниски праг и релативно мали број издвојених суша метода парцијалних серија се показала бољом од методе годишњег максимума за статистичку анализу дефицита и трајања суше. За одређивање параметра теоријских расподела коришћени су L-моменти, који дају поузданије оцене параметара од обичних момената. L-моменти су мање подложни утицају варијабилности узорка у односу на обичне моменте, јер за разлику од обичних момената њихово израчунавање не захтева степеновање на квадрат и куб, а оцене бездимензионалних L-Cv и L-Cs су скоро непристрасне и омогућују ефикаснију оцену параметара расподела, поготово из малих узорака. Иначе ово је први пут у Србији, према сазнањима аутора, да су се L-моменти користили за анализу екстремних хидролошких појава, издвојених методом прага, поготово на овако великом броју станица.

У овој дисертацији хидролошке суше су анализирани на основу статистичке анализе по станицама. Расподеле броја јављања суша у току године су тестиране на сагласност χ^2 тестом, а висине прекорачења и годишњи максимуми (највеће прекорачење) дефицита и трајања суше, тестом Колмогоров-Смирнов и Крамер-Мизес. На основу најбоље сагласности изабране су меродавне расподеле. У досадашњим радовима, који су анализирали хидролошке суше методом парцијалних серија, функција расподеле се унапред одабирала, а не на основу тестова сагласности и провере графика вероватноће. У сливу Велике Мораве броја јављања суша има Поасонову или Негативну биномну расподелу, висине дефицита Вејбулову, док је заступљеност различитих расподела код трајања суша прилично уједначена. Код годишњих максимума доминира комбинација Вејбулове са Поасоновом и Негативном биномном, док код годишњег максимума трајања не доминира ниједна комбинација. Резултати прорачуна вероватноће превазилажења годишњих максимума дефицита и трајања по станицама омогућују израчунавање квантила било ког повратног периода (на пример, 100-годишњи дефицит или 100-годишње трајање суше), и обрнуто, што може бити корисно при планирању водопривредних мера или димензионисању различитих хидротехничких објеката. Ово представља један од најважнијих резултата дисертације.

На основу L-момената на 39 станица израчунати су регионални L-моменти вишег реда, који су послужили за регионалну статистичку анализу. Користећи дијаграме L-момената (LCs/Lck) утврђена је хомогеност региона, у овом случају целог слива Велике Мораве, као и изабрана регионална расподела за дефиците и трајање суша. Пошто је тест на хомогеност показао да се цео слив може сматрати хомогеним, није се ишло у даље истраживање хомогености мањих региона или подсливова (осим кластерске анализе синхронизитета појаве), што можда може да буде предмет неких будућих истраживања. За слив Велике Мораве усвојен је модел P+W (комбинације Поасонове и Вејбулове расподеле) као регионалне расподеле и за дефиците, и за трајање суше. Регионална анализа је урађена са три методе, од којих су за методу "index flood" израчунати бездимензионални квантили, који могу да послуже код одређивања суша различитих повратних периода на профилима где нема хидрометријских осматрања. Ово је други најважнији резултат истраживања у оквиру ове дисертације.

Хидролошке суше су комплексна појава како у погледу фактора који је изазивају, тако и у погледу њеног утицаја на екосистем и друштво. Због тога је важно да се боље схвате механизми њеног настанка, развоја и завршетка. Такође је веома важно добро квантификовати хидролошке суше, то јест да резултати имају већу применљивост у водопривреди. У овој дисертацији акценат је у потпуности био стављен на природне процесе везане за сушу, док се друштвени аспект није разматрао. Међутим, антропогене ефекте је некада немогуће не узети у обзир јер могу значајно да утичу на осмотрене хидрометеоролошке величине директно (смањење доступне воде, на пример водозахватањем из водотока или подземних вода) или индиректно (промене у хидрометеоролошком систему, које доводе до смањења доступне воде, на пример промене у коришћењу земљишта). Могуће су анализе односа између физичких фактора настанка, димензија суша и њиховог утицаја на човека, као и утицаја човека као додатног фактора појачавања ефекта суше. Још један додатни корак је приближавање ставова науке и администрације, то јест доносиоца одлука, како би искуства стечена у истраживању суше била примењена на терену. Ова дисертација требало би да допринесе бољем упознавању стручне јавности са проблемима везаним за хидролошке суше, а поједини прорачуни представљени овде могу послужити као подлога за разне хидротехничке пројекте.

ЛИТЕРАТУРА

- Andreadis, K. M., Clark, E. A., Wood, A. W., Hamlet, A. F., & Lettenmaier, D. P. (2005). Twentieth-century drought in the conterminous United States. *Journal of Hydrometeorology*, 6, 985–1001. doi:10.1175/JHM450.1.
- Benka, P., Bezdan, A., Grabić, J., Gregorič, G., & Salvai, A. (2010). Application of geostatistical interpolation methods for drought indices mapping. *Contemporary agriculture / Savremena poljoprivreda*, 59(3-4), 363-370.
- Beran, M., & Rodier, J. A. (1985). *Hydrological aspects of drought*. Paris, France: UNESCO-WMO.
- Berić, M., Zelenhasić, E., & Srđević, E. (1990). Extreme dry weather intervals of the growing season in Backa, Yugoslavia. *Water Resources Management*, 4, 79-95.
- Bezdan, A., Benka, P., Grabić, J., Gregorič, G., & Salvai, A. (2011). Characterization of droughts in Serbia using standardized precipitation index and Markov chains. *Contemporary agriculture / Savremena poljoprivreda*, 60(3-4), 333-341.
- Bloomfield, J. P., & Marchant, B. P. (2013). Analysis of groundwater drought building on the standardised precipitation index approach. *Hydrology and Earth System Sciences*, 17, 4769–4787. doi:10.5194/hess-17-4769-2013
- Calenda, G., Petaccia, A., & Togna, A. (1977). Theoretical probability distribution of critical hydrologic events by the partial-duration series method. *Journal of Hydrology*, 33(3-4), 233-245. doi:10.1016/0022-1694(77)90037-3
- Changnon, S. A. (1987). *Detecting drought conditions in Illinois*. Champaign: Illinois State Water, Circular 169.

- Clausen, B., & Pearson, C. P. (1995). Regional frequency analysis of annual maximum streamflow drought. *Journal of Hydrology*, *173*, 111-130.
- Cunnane, C. (1973). A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction. *Journal of Hydrology*, *18*, 257-271.
- Dalrymple, T. (1960). Flood frequency analyses. *U.S. Geological Survey Water Supply Paper 1543A*, 11-51.
- Dorđević, B., & Dašić, T. (2011). Određivanje potrebnih protoka nizvodno od brane i rečnih zahvata. *Vodoprivreda*, *43*(252-254), 151-164.
- Dracup, J. A., Seong, L. K., & Paulson, E. G. (1980). On the definition of droughts. *Water Resources Research*, *16*(2), 297-302.
- Ekanayake, S. T., & Cruise, J. F. (1993). Comparison of Weibull- and exponential-based partial duration stochastic flood models. *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, *7*(4), 283-297.
- Eltahir, E. A., & Yeh, P. F. (1999). On the asymmetric response of aquifer water level to floods and droughts in Illinois. *Water Resources Research*, *35*, 1199-1217. doi:10.1029/1998WR900071
- Fleig, A. K., Tallaksen, L. M., Hisdal, H., & Hannah, D. M. (2011). Regional hydrological drought in north-western Europe: linking a new Regional Drought Area Index with weather types. *Hydrological Processes*, *25*, 1163–1179. doi:10.1002/hyp.7644
- Fleig, A., Tallaksen, L., Hisdal, H., & Demuth, S. (2006). A global evaluation of streamflow drought characteristics. *Hydrology and Earth System Sciences*, *10*, 535–552.
- Gocic, M., & Trajkovic, S. (2014a). Drought characterisation based on water surplus variability index. *Water Resources Management*, *28*, 3179–3191. doi:10.1007/s11269-014-0665-4
- Gocic, M., & Trajkovic, S. (2014b). Spatiotemporal characteristics of drought in Serbia. *Journal of Hydrology*, *510*, 110–123. doi:10.1016/j.jhydrol.2013.12.030
- Grayson, R., & Blöschl, G. (2001). *Spatial Patterns in Catchment Hydrology: Observations and Modelling*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Greenwood, J. A., Landwehr, J. M., Matalas, N. C., & Wallis, J. R. (1979). Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*, *15*, 1049-1054.
- Gustard, A., Bullock, A., & Dixon, J. M. (1992). *Low flow estimation in the United Kingdom*. Wallingford: Institute of Hydrology Report No. 108.
- Gyau-Boakye, P., & Schultz, G. A. (1994). Filling gaps in runoff time series in West Africa. *Hydrological Sciences Journal*, *39*(6), 621-636. doi:10.1080/02626669409492784
- Hannaford, J., Lloyd-Hughes, B., Keef, C., Parry, S., & Prudhomme, C. (2011). Examining the large-scale spatial coherence of European drought using regional indicators of precipitation and streamflow deficit. *Hydrological Processes*, *25*, 1146–1162. doi:10.1002/hyp.7725
- Harvey, C. L., Dixon, H., & Hannaford, J. (2010). Developing best practice for infilling daily river flow data. *Role of Hydrology in Managing Consequences of a Changing Global Environment. Proceeding of the BHS Third International Symposium* (pp. 816-823). London: British Hydrological Society.

- Hayes, M., Svoboda, M., Wall, N., & Widhalm, M. (2011). The Lincoln declaration on drought indices: universal meteorological drought index recommended. *Bulletin of American Meteorological Society*, 485-488. doi:10.1175/2010BAMS3103.1
- Hirsch, R. M. (1982). A comparison of four streamflow record extension techniques. *Water Resources Research*, 18(4), 1081-1088.
- Hirsch, R. M., Helsel, D. R., Cohn, T. A., & Gilroy, E. J. (1993). Statistical analysis of hydrologic data. In D. Maidment, *Handbook of Hydrology* (pp. 17.1-17.52). New York: McGraw-Hill Professional.
- Hisdal, H. (2002). *Regional aspects of drought. PhD Thesis*. Oslo: University of Oslo.
- Hisdal, H., & Tallaksen, L. M. (2000). *Drought event definition*. ARIDE Technical Report No. 6. Oslo: University of Oslo.
- Hisdal, H., Tallaksen, L. M., Clausen, B., Peters, E., & Gustard, A. (2004). Hydrological drought characteristics. In L. M. Tallaksen, & H. A. Lanen, *Hydrological Drought: Processes and Estimation Methods for Streamflow and Groundwater* (pp. 139-198). Amsterdam: Elsevier Science B.V.
- Hosking, J. R. (1990). L-Moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 52(1), 105-124.
- Hosking, J. R., & Wallis, J. R. (1993). Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 29(2), 271-281.
- Hosking, J. R., & Wallis, J. R. (1997). *Regional frequency analysis: an approach based on L-moments*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Hu, Q., & Feng, S. (2001). A southward migration of centennial-scale variations of drought/flood in eastern China and the western United States. *Journal of Climate*, 14, 1323-1328.
- Hughes, D. A., & Smakhtin, V. (1996). Daily flow time series patching or extension: a spatial interpolation approach based on flow duration curves. *Hydrological Sciences Journal*, 41(6), 851-871. doi:10.1080/02626669609491555
- Institute of Hydrology. (1980). *Low flow studies (1-4)*. Wallingford, UK: Institute of Hydrology.
- Isailović, D., & Prohaska, S. M. (2007). Zavisnost osnovnih komponenti hidrološkog bilansa Srbije. *Vodoprivreda*, 39, 239-252.
- Kassas, M. (1987). Drought and desertification. *Land Use Policy*, 4(4), 389-400. doi:10.1016/0264-8377(87)90061-5
- Keyantash, J., & Dracup, J. A. (2002). The quantification of drought: an evaluation of drought indices. *Bulletin of American Meteorological Society*, 83, 1167-1180.
- Kingston, D. G., Stagge, J. H., Tallaksen, L. M., & Hannah, D. M. (2014). European-scale drought: understanding connections between atmospheric circulation and meteorological drought indices. *Journal of Climate*, 28, 505-516. doi:10.1175/JCLI-D-14-00001.1
- Lloyd-Hughes, B. (2014). The impracticality of a universal drought definition. *Theor Appl Climatol*, 117, 607-611. doi:10.1007/s00704-013-1025-7

- Madsen, H. (2004). Self-guided tour: Regional frequency analysis of hydrological droughts (CD). In L. Tallaksen, & H. A. Van Lanen, *Hydrological Drought: Processes and Estimation Methods for Streamflow and Groundwater* (p. 265). Amsterdam: Elsevier.
- Madsen, H., & Rosbjerg, D. (1995). On the modelling of extreme droughts. *Modelling and Management of Sustainable Basin-scale Water Resource Systems. IAHS no. 231* (pp. 377-385). Oxfordshire, UK: International Association of Hydrological Sciences.
- Madsen, H., Pearson, C., & Rosbjerg, D. (1997). Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events 2. Regional modeling. *Water Resources Research*, 33(4), 759-769.
- Madsen, H., Rasmussen, P. F., & Rosbjerg, D. (1997). Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events. 1. At-site modeling. *Water Resources Research*, 33(4), 747-757.
- McMahon, T. A., & Diaz Arenas, A. (1982). *Methods of computation of low streamflow*. Paris: UNESCO, Studies and reports in hydrology 36.
- Merz, R., & Blöschl, G. (2003). A process typology of regional floods. *Water Resources Research*, 39(12), 1340. doi:10.1029/2002WR001952
- Mishra, A. K., & Singh, V. P. (2010). A review of drought concepts. *Journal of Hydrology*, 391, 202-216. doi:10.1016/j.jhydrol.2010.07.012
- Nikić, Z. (2006). Regionalna analiza malih voda na srednjim i malim vodotocima u brdskoplaninskim područjima Srbije - hidrogeološki pristup. *Glasnik Šumarskog fakulteta*, 94, 9-28. doi:10.2298/GSF0694009N
- Ocokoljić, M. (1987). *Visinsko zoniranje voda u slivu Velike Morave i neki aspekti njihove zaštite*. Beograd: Srpsko geografsko društvo.
- Pausas, J. G., & Fernández-Muñoz, S. (2012). Fire regime changes in the Western Mediterranean Basin: from fuel-limited to drought-driven fire regime. *Climatic Change*, 110, 215–226. doi:10.1007/s10584-011-0060-6
- Peters, E., Bier, G., Van Lanen, H. A., & Torfs, P. J. (2006). Propagation and spatial distribution of drought in a groundwater catchment. *Journal of Hydrology*, 321, 257–275. doi:10.1016/j.jhydrol.2005.08.004
- Pettyjohn, W. A., & Henning, R. (1979). *Preliminary estimate of ground-water recharge rates, related streamflow and water quality in Ohio*. Project Completion Report No. 552. Columbus, Ohio: Ohio State University Water Resources Center.
- Plavšić, J. (2006). Neizvesnosti u analizi velikih voda metodom parcijalnih serija. *Vodoprivreda*, 38(219-221), 41-50.
- Plavšić, J., & Todorović, A. (2015). *Stohastička hidrologija. Pregled teorije uz vežbe*. Beograd: Građevinski fakultet, Univerzitet u Beogradu.
- Prohaska, S. J. (2003). *Hidrologija I deo*. Beograd: Rudarsko-geološki fakultet, Institut za vodoprivredu "Jaroslav Černi", Republički hidrometeorološki zavod Srbije.
- Radić, Z., & Mihailović, V. (2006). Usporedna analiza metoda za definisanje hidroloških suša. *Vodoprivreda*, 38, 247-263.

- Rosbjerg, D., Madsen, H., & Rasmussen, P. F. (1992). Prediction in partial duration series with generalized Pareto-distributed exceedances. *Water Resources Research*, 28(11), 3001-3010.
- Rosbjerg, D., Rasmussen, P. F., & Madsen, H. (1991). Modelling of exceedances in partial duration series. *Proceedings of International Hydrology and Water Resources Symposium* (pp. 755-760). Barton, Australia: The Institution Of Engineers Australia.
- Salvai, A., Srđević, B., & Zelenhasić, E. (1990). Male vode većih panonskih reka. *Vodoprivreda*(125-126), 403-417.
- Schewe, J., & Levermann, A. (2012). A statistically predictive model for future monsoon failure in India. *Environmental Research Letters*, 7, 044023. doi:10.1088/1748-9326/7/4/044023
- Smakhtin, V. U. (2001). Low flow hydrology: a review. *Journal of Hydrology*, 240, 147–186.
- Spasov, P. (2003). Pojava suše u Srbiji, njeno praćenje i mogućnosti prognoze. *Vodoprivreda*, 35, 30-36.
- Stahl, K. (2001). *Hydrological drought - a study across Europe*. PhD Thesis. Freiburg: Albert-Ludwigs-Universität.
- Stahl, K., & Demuth, S. (1999). *Methods for regional classification of streamflow drought series: Cluster analysis*. ARIDE Technical report No 1. Freiburg, Germany: University of Freiburg.
- Stahl, K., & Hisdal, H. (2004). Hydroclimatology. In L. M. Tallaksen, & H. A. Lanen, *Hydrological Drought: Processes and Estimation Methods for Streamflow and Groundwater* (pp. 19–51). Amsterdam: Elsevier Science B.V.
- Stedinger, J. R., Vogel, R. M., & Foufoula-Georgiou, E. (1993). Frequency analysis of extreme events. In D. Maidment, *Handbook of hydrology* (pp. 18.1-18.66). New York: McGraw-Hill.
- Stoelzle, M., Stahl, K., Mornard, A., & Weiler, M. (2014). Streamflow sensitivity to drought scenarios in catchments with different geology. *Geophysical Research Letters*, 41, 6174-6183. doi:10.1002/2014GL061344.
- Štrbac, D. (2014). Quantification and Spatial Distribution of Precipitation on the Territory of Serbia. *Journal of the Geographical Institute "Jovan Cvijić" SASA*, 64(3), 267–277. doi:10.2298/IJGI1403267S
- Stricevic, R., Djurovic, N., & Djurovic, Z. (2012). One approach to regional drought classification. In D. F. Neves, & J. D. Sanz, *Droughts: new research* (pp. 243-266). New York: Nova Science Publishers.
- Tallaksen, L. M. (2000). Streamflow drought frequency analysis. In J. V. Vogt, & F. Somma, *Drought and drought mitigation in Europe* (pp. 103-118). Dordrecht: Springer Science+Business Media, B. V.
- Tallaksen, L. M., & Hisdal, H. (1997). Regional analysis of extreme streamflow drought duration and deficit volume. *FRIEND '91 — Regional Hydrology: Concepts and Models for Sustainable Water Resource Management* (pp. 141-150). Oxfordshire, UK: International Association of hydrological sciences.

- Tallaksen, L. M., & Stahl, K. (2014). Spatial and temporal patterns of large-scale droughts in Europe: Model dispersion and performance. *Geophysical Research Letters*, *41*, 429–434. doi:10.1002/2013GL058573
- Tallaksen, L. M., & Van Lanen, H. A. (2004). *Hydrological Drought: Processes and Estimation Methods for Streamflow and Groundwater*. Amsterdam, the Netherlands: Elsevier Science B.V.
- Tallaksen, L. M., Hisdal, H., & Van Lanen, H. (2006). Propagation of drought in a groundwater fed catchment, the Pang in the UK. *Climate Variability and Change—Hydrological Impacts, IAHS Publ. 308* (pp. 128-133). Wallingford: IAHS Press.
- Tallaksen, L. M., Hisdal, H., & Van Lanen, H. (2009). Space–time modelling of catchment scale drought characteristics. *Journal of Hydrology*, *375*, 363–372. doi:10.1016/j.jhydrol.2009.06.032
- Tallaksen, L. M., Madsen, H., & Clausen, B. (1997). On the definition and modelling of streamflow drought duration and deficit volume. *Hydrological Sciences Journal*, *42*(1), 15-33.
- Todorović, P. (1970). On some problems involving random number of random variables. *The Annals of Mathematical Statistics*, *41*(3), 1059-1063. doi:10.1214/aoms/1177696981
- Todorović, P., & Zelenhasić, E. (1970). A stochastic model for flood analysis. *Water Resources Research*, *6*(6), 1641-1648.
- Urošev, M., Leščešen, I., Štrbac, D., & Dolinaj, D. (2016). Extreme hydrological situations on Danube River – Case study Bezdan hydrological station (Serbia). *Proceedings of 4th IAHR Europe Congress* (p. in press). Liege, Belgium: CRC Press/Balcema - Taylor & Francis Group.
- Van Lanen, H. A. (2006). Drought propagation through the hydrological cycle. *Climate Variability and Change—Hydrological Impacts, IAHS Publ. 308* (pp. 122-127). Wallingford: IAHS Press.
- Van Lanen, H. A., Wanders, N., Tallaksen, L. M., & Van Loon, A. F. (2013). Hydrological drought across the world: impact of climate and physical catchment structure. *Hydrology and Earth System Sciences*, *17*, 1715–1732. doi:10.5194/hess-17-1715-2013
- Van Loon, A. F. (2013). *On the propagation of drought. How climate and catchment characteristics influence hydrological drought development and recovery. PhD Thesis*. Wageningen: Wageningen University.
- Van Loon, A. F. (2015). Hydrological drought explained. *WIREs Water*, *2*, 359–392. doi:10.1002/wat2.1085
- Van Loon, A. F., & Laaha, G. (2015). Hydrological drought severity explained by climate and catchment characteristics. *Journal of Hydrology*, *526*, 3-14. doi:10.1016/j.jhydrol.2014.10.059
- Van Loon, A. F., & Van Lanen, H. A. (2012). A process-based typology of hydrological drought. *Hydrology and Earth System Sciences*, *16*, 1915–1946. doi:10.5194/hess-16-1915-2012

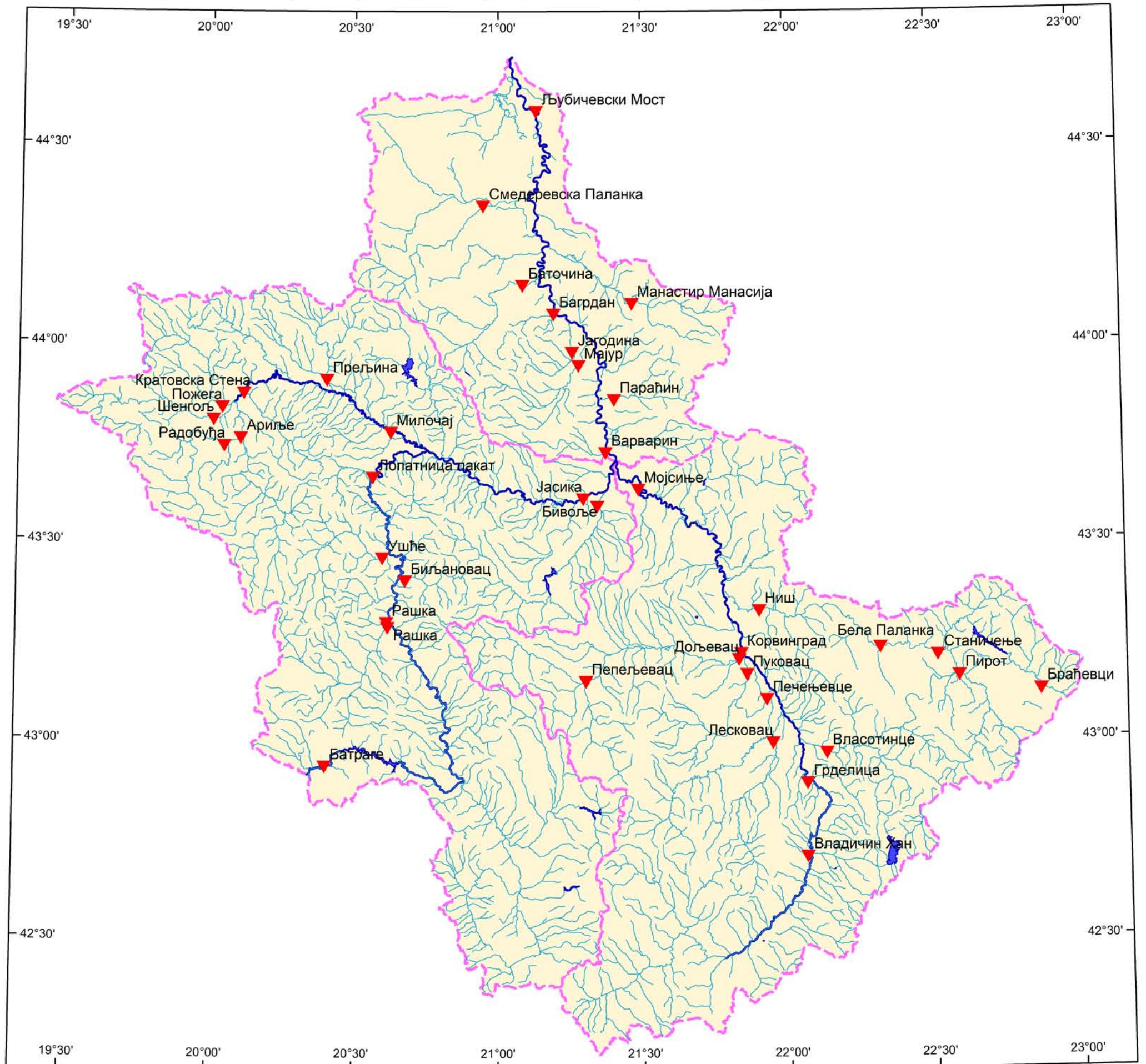
- Van Loon, A. F., Tijdeman, E., Wanders, N., Van Lanen, H. A., Teuling, A. J., & Uijlenhoet, R. (2014). How climate seasonality modifies drought duration and deficit. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, *119*, 4640–4656. doi:10.1002/2013JD020383
- Vogel, R. M., & Fennessey, N. M. (1994). Flow–duration curves. I: new interpretation and confidence intervals. *Journal of Water Resources Planning and Management*, *120*(4), 485–504.
- Vukmirović, V., & Petrović, J. (1997). Flood flow analysis using renewal processes. *UNESCO-IHP V Tech. Documents in Hydrology No.11* (pp. 159-169). Paris: United Nations Education, Scientific and Cultural Organisation.
- Wang, Q. J. (1991). The POT model described by the generalized Pareto distribution with Poisson arrival rate. *Journal of Hydrology*, *129* (1991) 263-280, *129*, 263-280.
- Wilhite, D. A., & Glantz, M. H. (1985). Understanding the drought phenomenon: the role of definitions. *Water International*, *10*, 111–120.
- WMO & UNESCO. (2012). *International Glossary of Hydrology*. Geneva: World Meteorological Organization-No. 385.
- WMO. (2008). *Manual on low flow estimation and prediction*. Geneva: World Meteorological Organization-No. 1029.
- WMO. (2009). *Guide to Hydrological Practices. Volume II. Management of Water Resources and Application of Hydrological Practices*. Geneva, Switzerland: World Meteorological Organization - No.168.
- Yevjevich, V. (1967). *An Objective Approach to Definition and Investigations of Continental Hydrologic Droughts*. Fort Collins, CO: Colorado State University.
- Zaidman, M. D., Keller, V., & Young, A. R. (2002). *Low flow frequency analysis: Guidelines for best practices*. R&D Technical report W6-064/TR1. Bristol, UK: Environment Agency.
- Zaidman, M. D., Rees, H. G., & Young, A. R. (2002). Spatio-temporal development of streamflow droughts in north-west Europe. *Hydrology and Earth System Sciences*, *6*, 733-751. doi:10.5194/hess-6-733-2002
- Zampieri, M., F. D., Vautard, R., Ciais, P., deNoblet-Ducoudre, N., & Yiou, P. (2009). Hot European summers and the role of soil moisture in the propagation of Mediterranean drought. *Journal of Climate*, *22*, 4747–4758. doi:10.1175/2009JCLI2568.1
- Zelenhasić, E. (1970). *Theoretical probability distributions for flood peaks*. *Hydrology Paper No.42*. Fort Collins: Colorado State University.
- Zelenhasić, E. (2002). On the extreme streamflow drought analysis. *Water Resources Management*, *16*, 105–132.
- Zelenhasić, E., & Salvai, A. (1987). A method of streamflow drought analysis. *Water Resources Research*, *23*(1), 156-168.
- Влаховић, П., Веселиновић, А., Реметић, С., Степић, М., Гавриловић, Љ., Станковић, С., . . . Мереник, С. (2006). *Морава*. Београд: Завод за уџбенике и наставна средства.
- Госстрой России. (2004). *Определение основных расчетных гидрологических характеристик*. СП 33-101-2003. Москва: Госстрой России.



- Дуцић, В., & Радовановић, М. (2005). *Клима Србије*. Београд: Завод за уџбенике.
- Ђукић, В., & Михаиловић, В. (2012). Моделирање базних отицаја анализом хидрограма отицаја. *Гласник Шумарског факултета*, 71-86. doi:10.2298/GSF1206071D
- Живковић, Н. (2009). *Просечни годишњи и сезонски отицаји река у Србији*. Београд: Географски факултет Универзитета у Београду.
- Институт за водопривреду "Јарослав Черни". (2001). *Водопривредна основа Републике Србије*. Београд: Службени Гласник.
- Кучмент, Л. С., & Гельфан, А. Н. (1993). *Динамико-стохастические модели формирования речного стока*. Москва: Наука.
- Миливојевић, М. (2016, 03 01). Општегеографска карта Србије. *Географија Србије*. Београд: Географски институт "Јован Цвијић" САНУ.
- Миловановић, Б., Радовановић, М., Станојевић, Г., Пецељ, М., & Николић, Ј. (2016). Клима Србије. In М. Радовановић, *Географија Србије* (р. у штамп). Београд: Географски институт "Јован Цвијић" САНУ.
- Павловић, Д. (2013). *Моделирање стохастичке структуре карактеристика великих вода добијених из серија пикова изнад прага. Докторска дисертација*. Београд: Грађевински факултет, Универзитет у Београду.
- Плавшић, Ј. (2005). *Анализа ризика од поплава помоћу прекидних случајних процеса. Докторска дисертација*. Београд: Грађевински факултет, Универзитет у Београду.
- РЗСС. (2014). *Упоредни преглед броја становника 1948, 1953, 1961, 1971, 1981, 1991, 2002. и 2011*. Београд: Републички завод за статистику.
- Урошев, М., Ковачевић-Мајкић, Ј., Штрбац, Д., Милановић Пешић, А. М., Јаковљевић, Д., & Петровић, А. (2016). Воде Србије. In М. Радовановић, *Географија Србије* (р. у штамп). Београд: Географски институт "Јован Цвијић" САНУ.
- Христофоров, А. В. (2012). Стохастические закономерности многолетних изменений гидрологических характеристик. In Н. И. Алексеевский, *Закономерности гидрологических процессов* (pp. 289-314). Москва: ГЕОС.

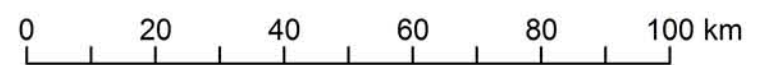
Интернет извори

- <http://ca.water.usgs.gov/data/drought>
www.eu-drought.org
www.eu-watch.org
www.dewfora.net
www.drought.uni-freiburg.de
www.hydrology.uni-freiburg.de/forsch/aride
www.dmcsee.eu
www.nfp61.ch/en/projects/project-drought-ch
www.nerc.ac.uk/research/funded/programmes/droughts
www.geo.uio.no/edc
<http://droughtmonitor.unl.edu>
<http://edo.jrc.ec.europa.eu>

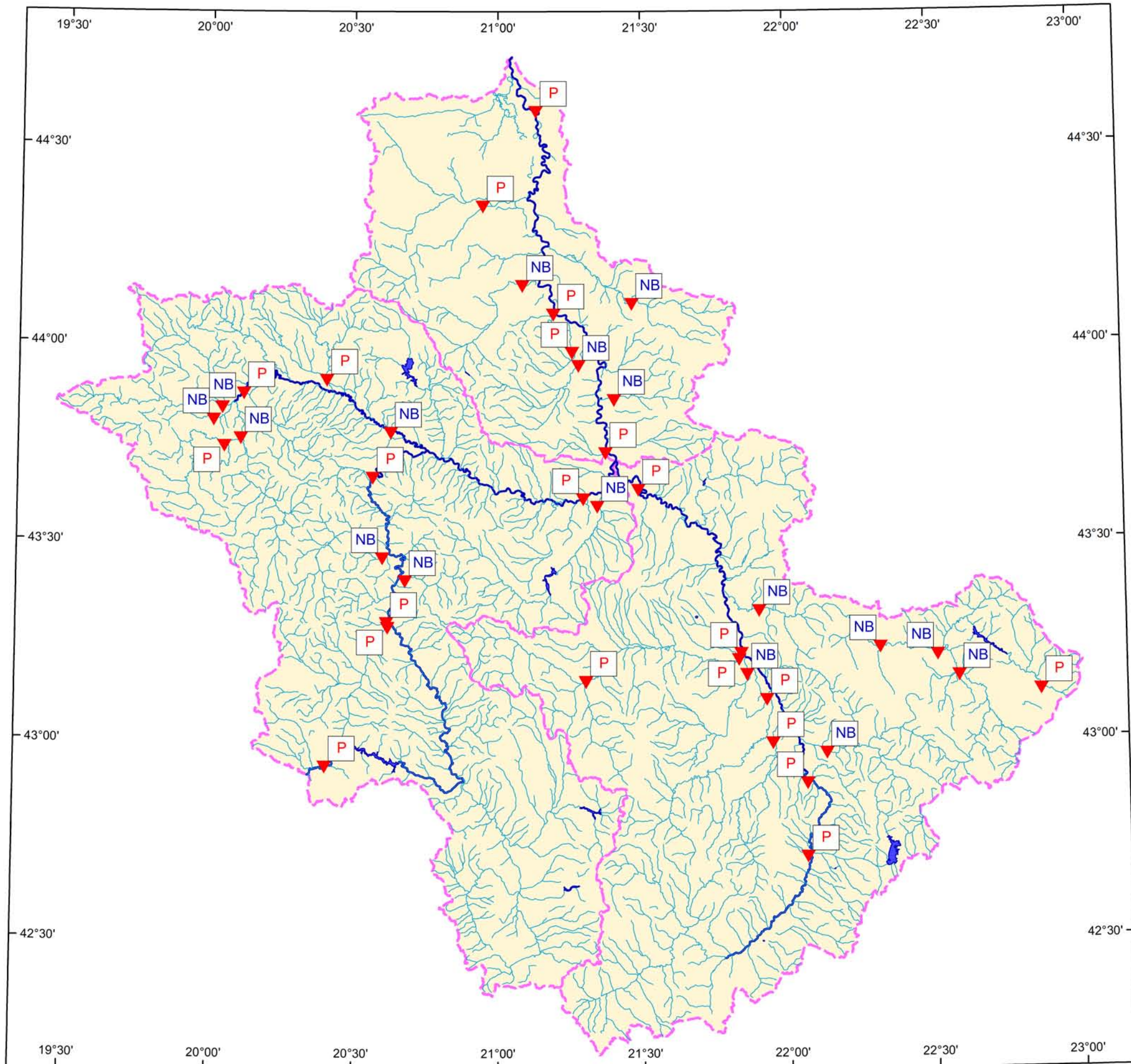
Прилог I Просторни распоред анализираних хидролошких станица



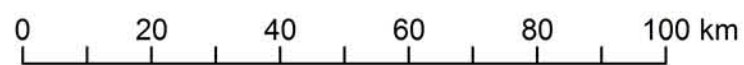
-  Хидролошке станице
- Ушће Назив хидролошке станице
-  Слинови



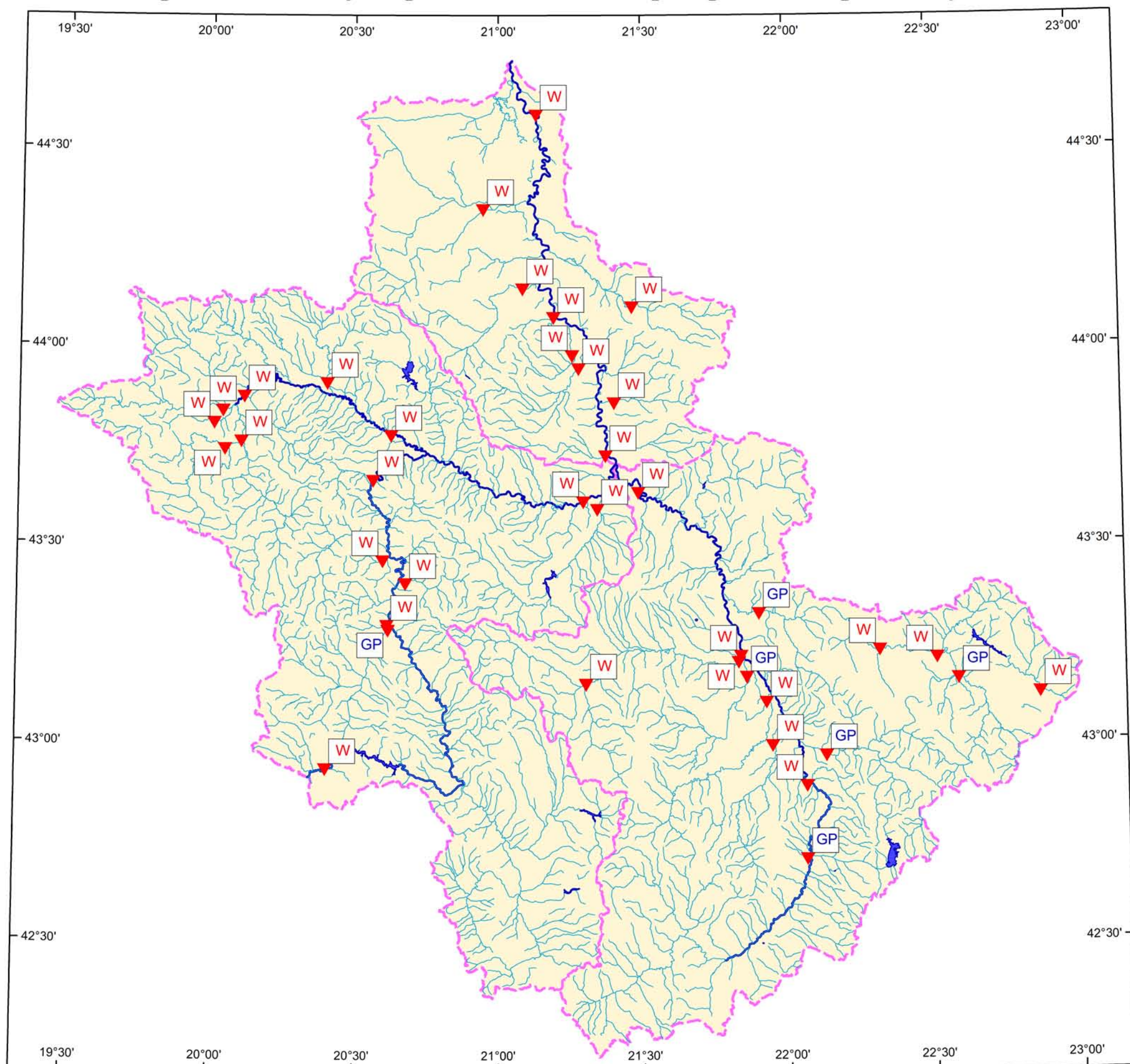
Прилог II Усвојене расподеле броја јављања суша



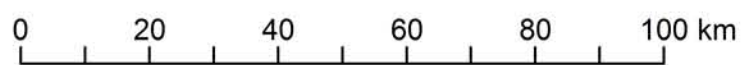
- ▼ Хидролошке станице
- P Поасонова расподела
- NB Негативна биномна расподела
- Слинови



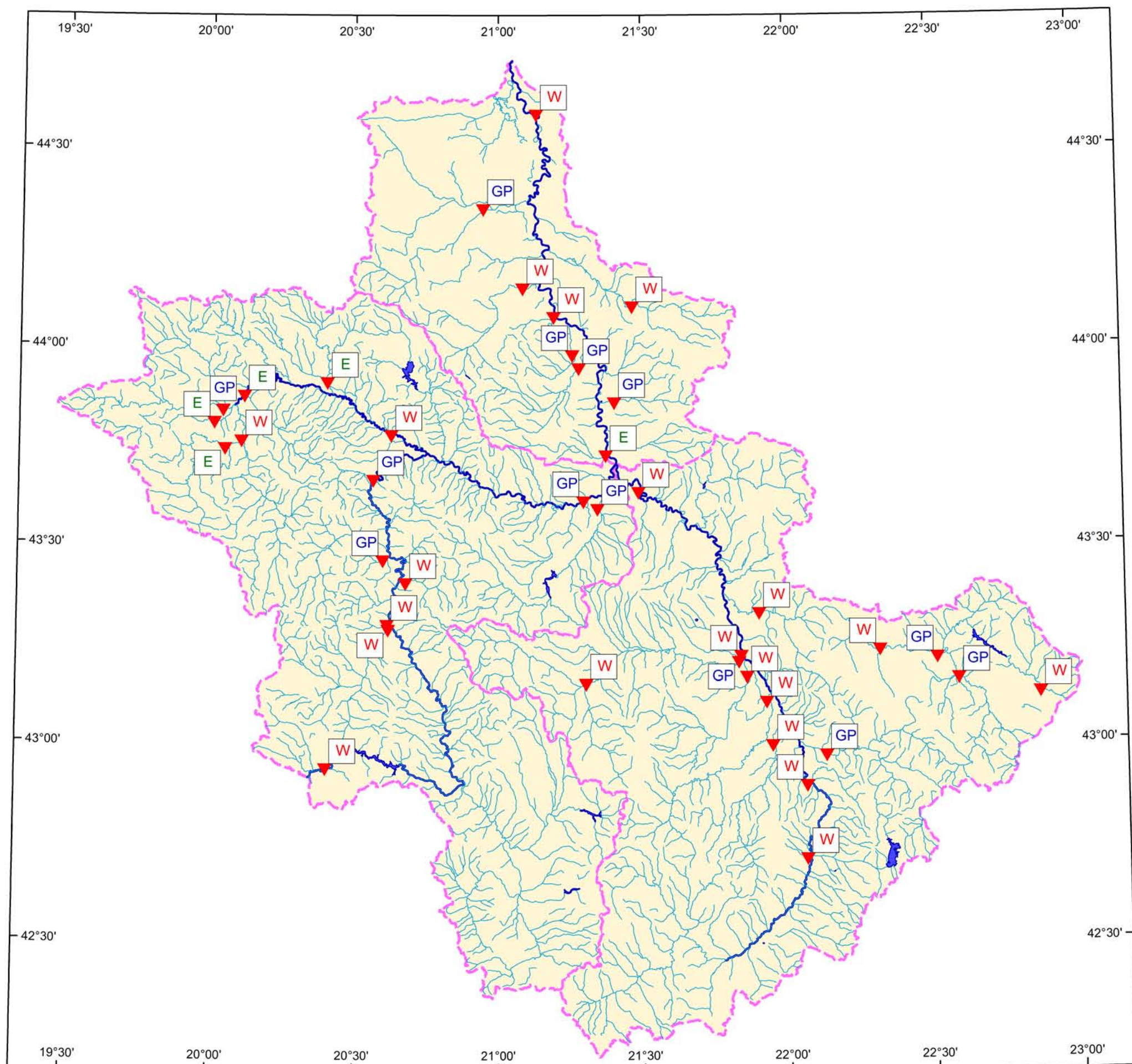
Прилог III Усвојене расподеле висине прекорачења дефицита суше



- ▼ Хидролошке станице
- W Вејбулова расподела
- GP Општа Парето расподела
- Слинови



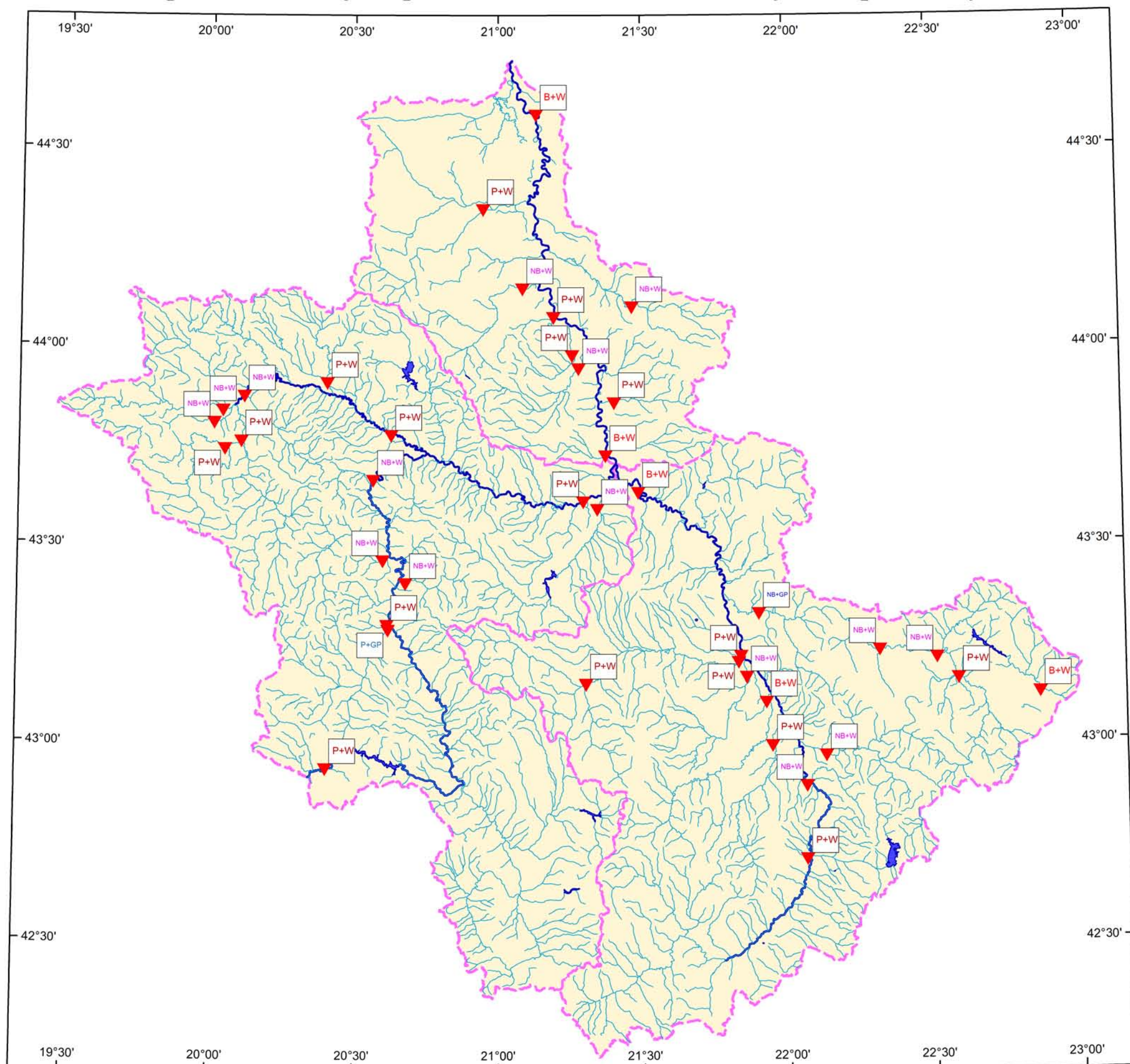
Прилог IV Усвојене расподеле висине прекорачења трајања суше



- ▼ Хидролошке станице
- W Вејбулова расподела
- GP Општа Парето расподела
- E Експоненцијална расподела
- Слинови

0 20 40 60 80 100 km

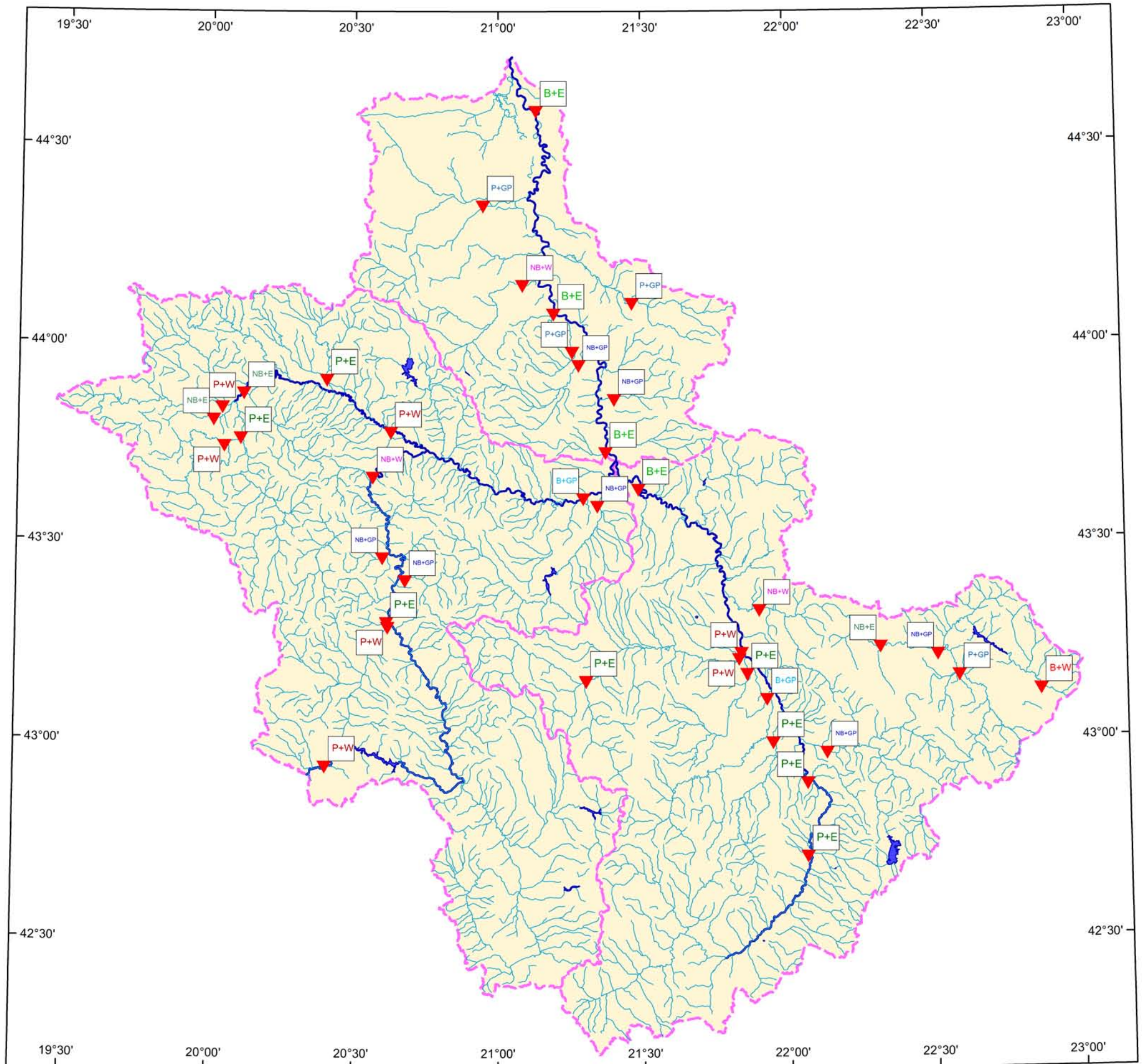
Прилог V Усвојене расподеле годишњих максимума дефицита суша



- | | | | |
|---|--------------------|----|-----------------------------|
|  | Хидролошке станице | P | Поасонова расподела |
|  | Сливови | B | Биномна расподела |
| | | NB | Негативна биномна расподела |
| | | W | Вејбулова расподела |
| | | GP | Општа Парето расподела |

0 20 40 60 80 100 km

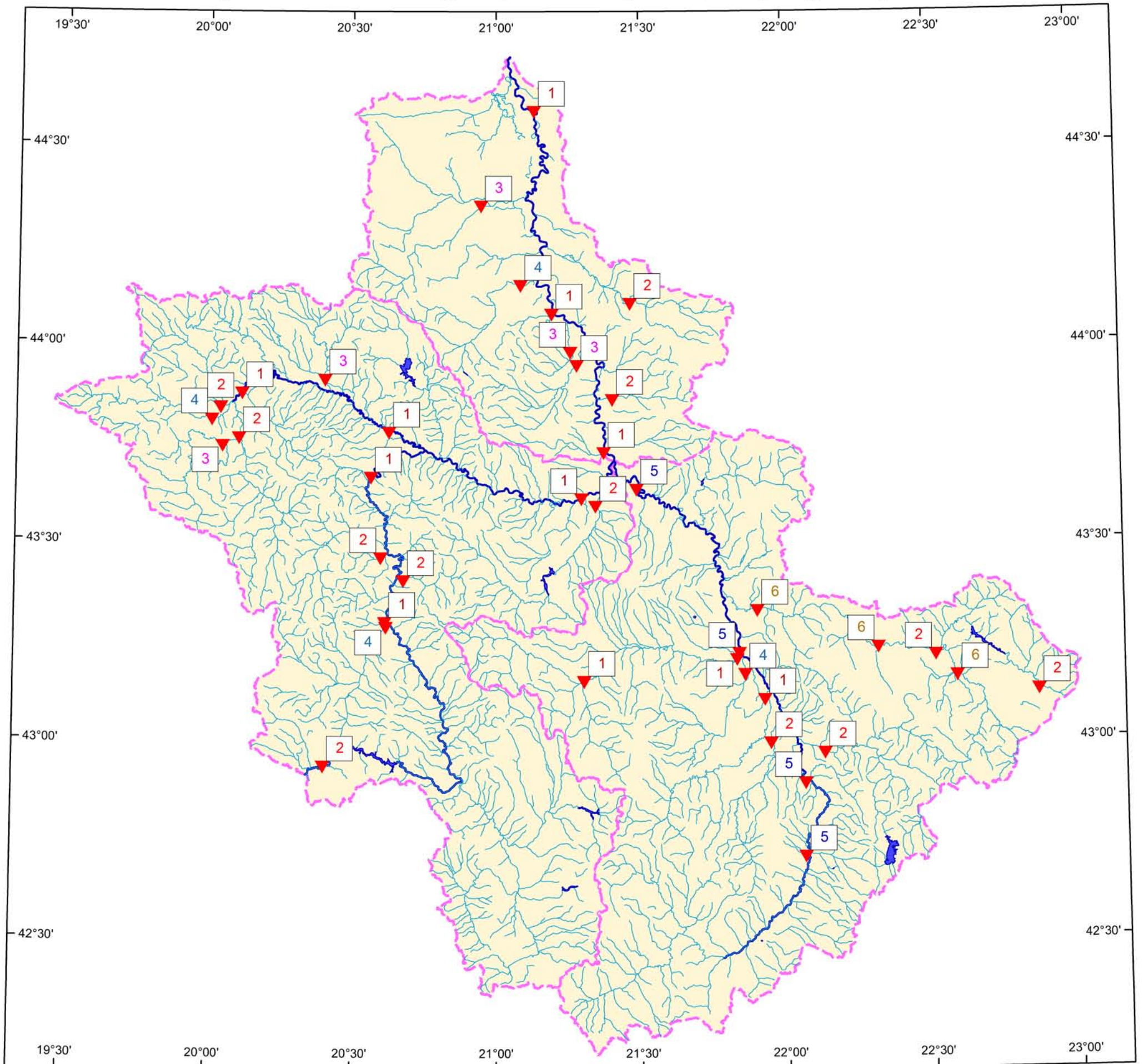
Прилог VI Усвојене расподеле годишњих максимума трајања суша



- | | | | |
|---|--------------------|----|-----------------------------|
|  | Хидролошке станице | P | Поасонова расподела |
|  | Сливови | B | Биномна расподела |
| | | NB | Негативна биномна расподела |
| | | W | Вејбулова расподела |
| | | GP | Општа Парето расподела |
| | | E | Експоненцијална расподела |

0 20 40 60 80 100 km

Прилог VII Кластери према синхроничитету појаве суше



▼ Хидролошке станице

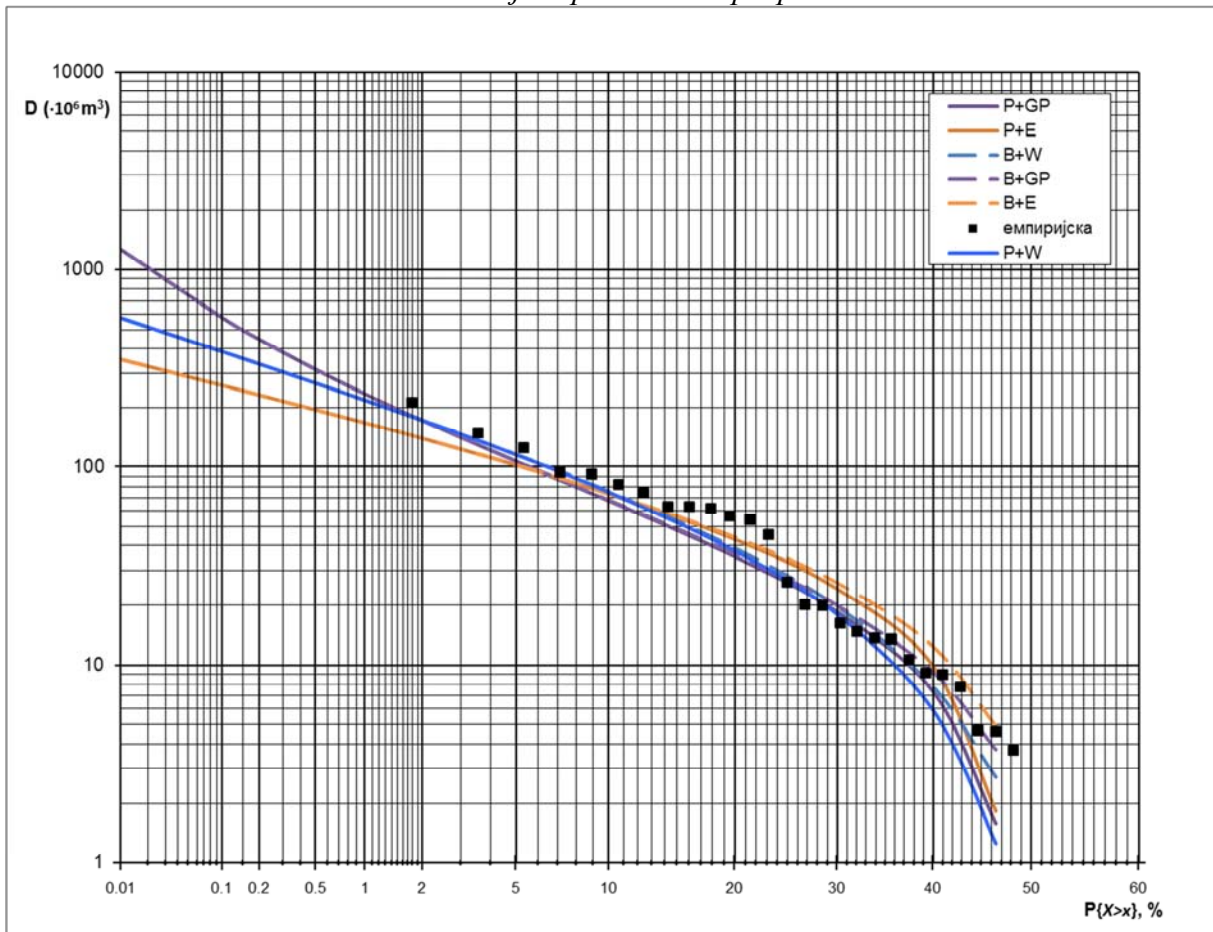
1 Кластер према синхроничитету појаве суше

Сливови

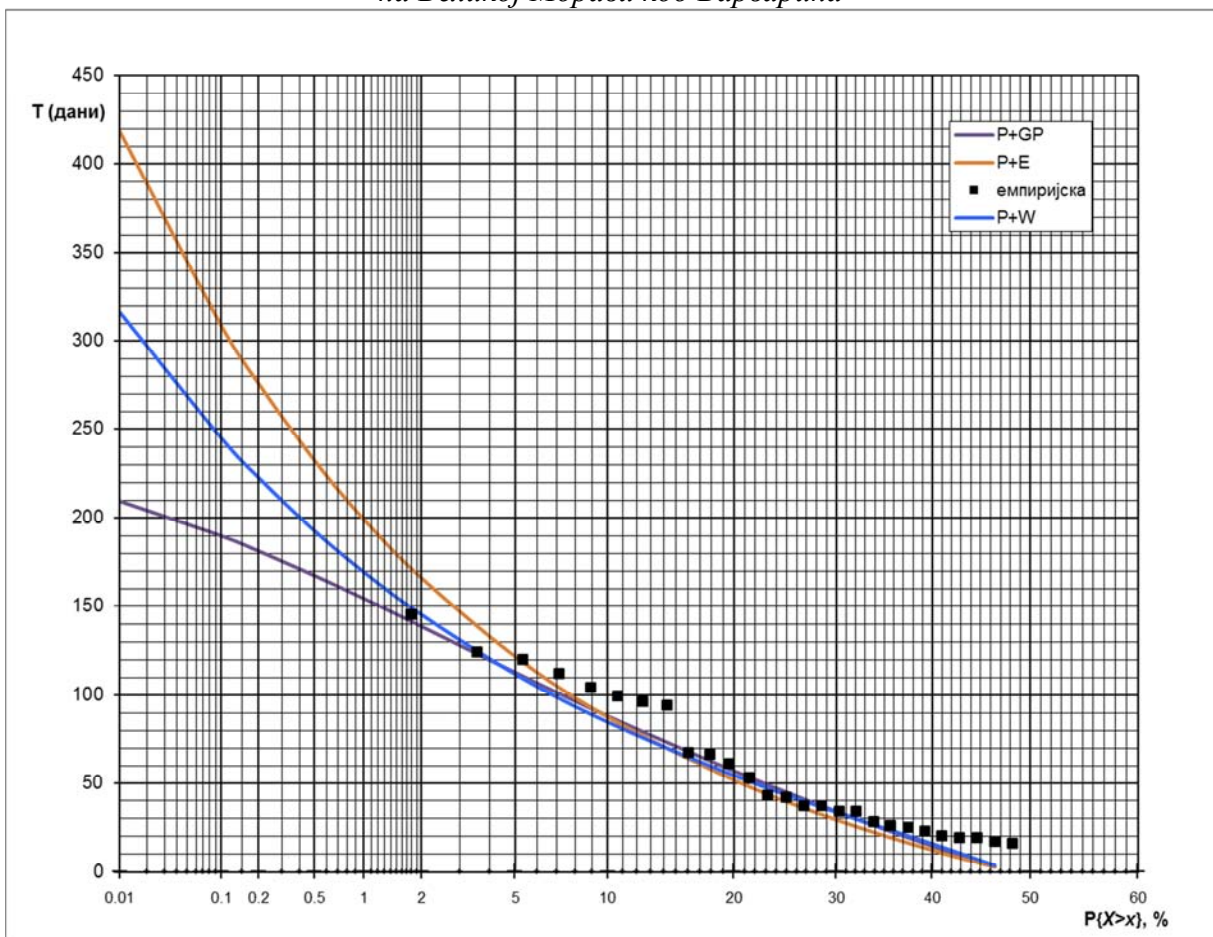
0 20 40 60 80 100 km

ПРИЛОГ VIII

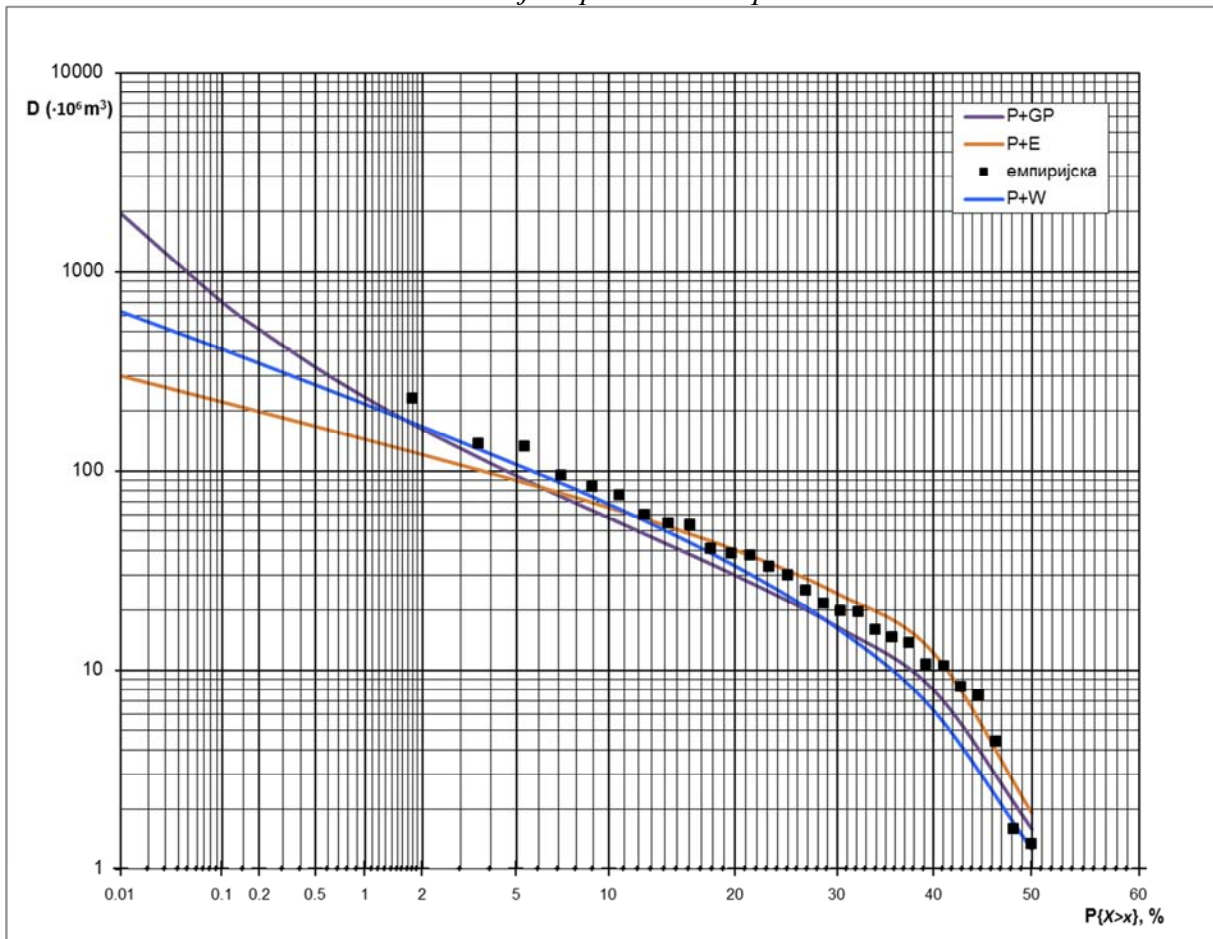
Прилог VIII.1. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Великој Морави код Варварина



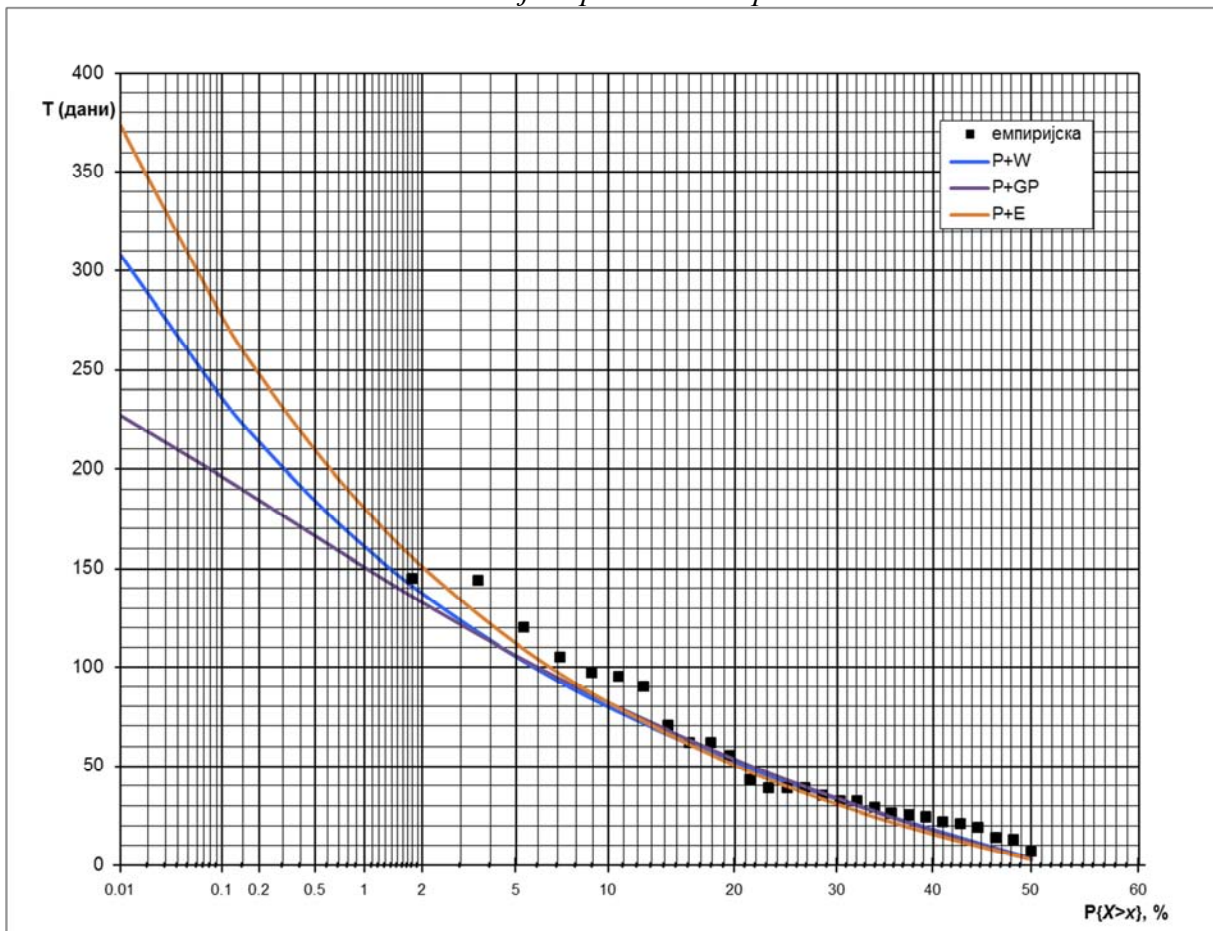
Прилог VIII.2. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Великој Морави код Варварина



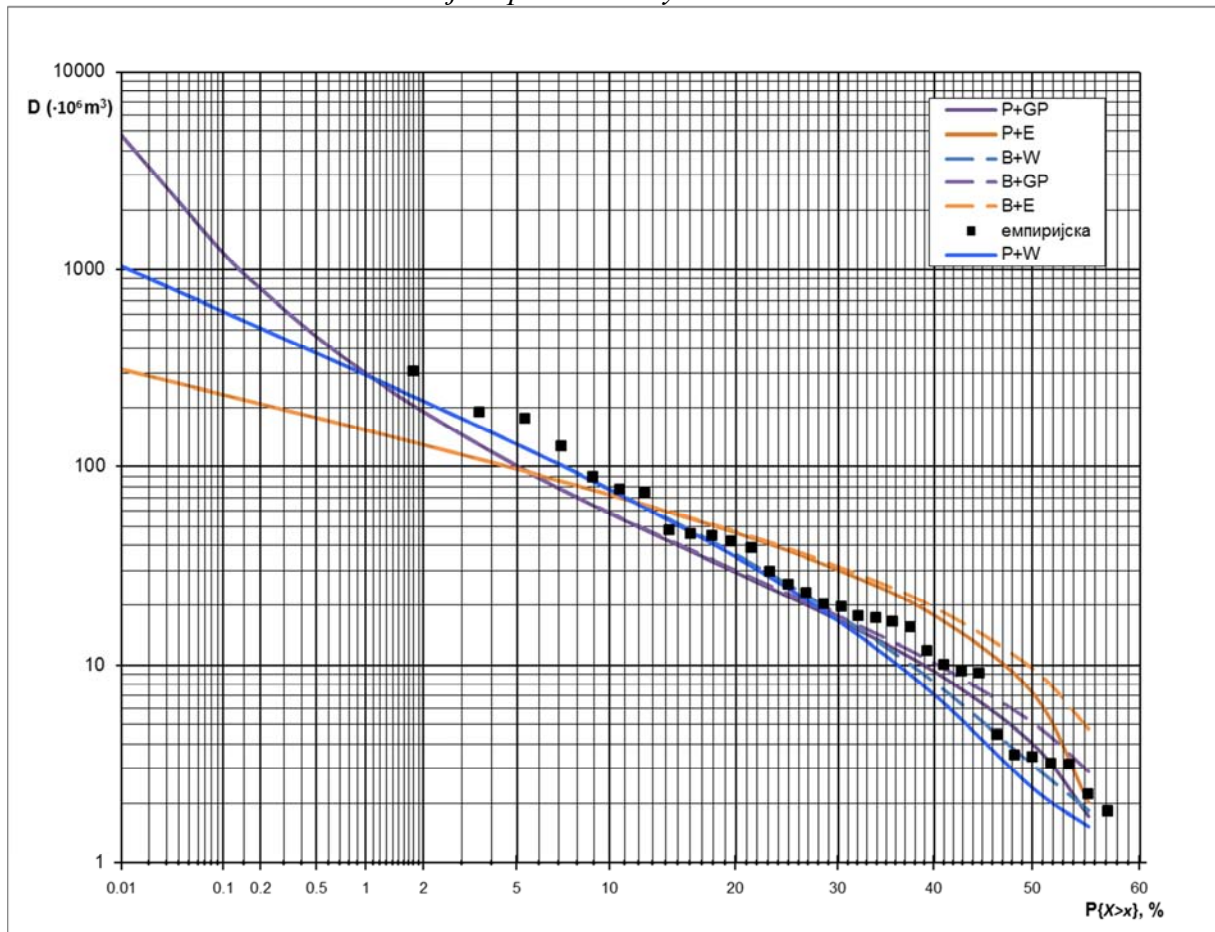
Прилог VIII.3. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Великој Морави код Багрдана



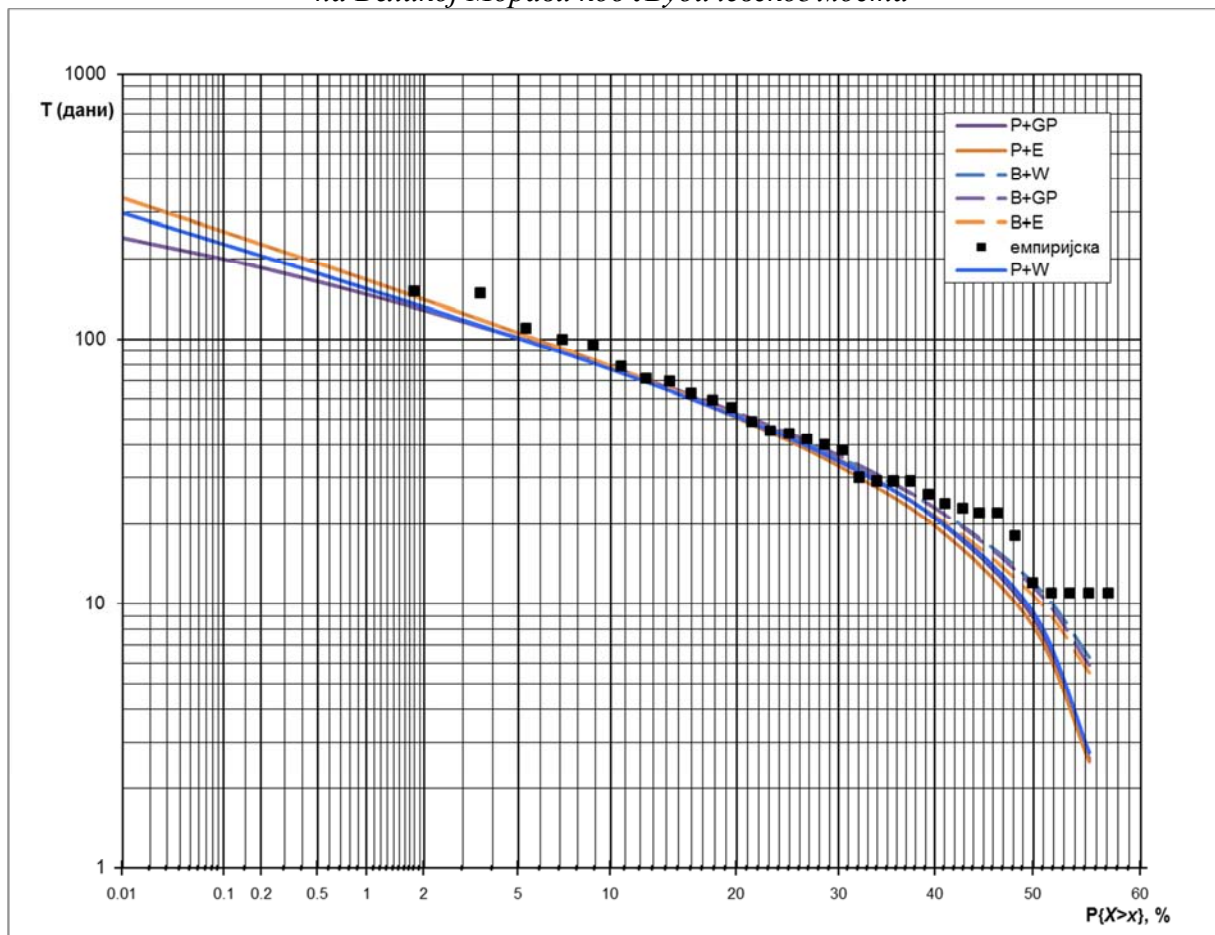
Прилог VIII.4. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Великој Морави код Багрдана



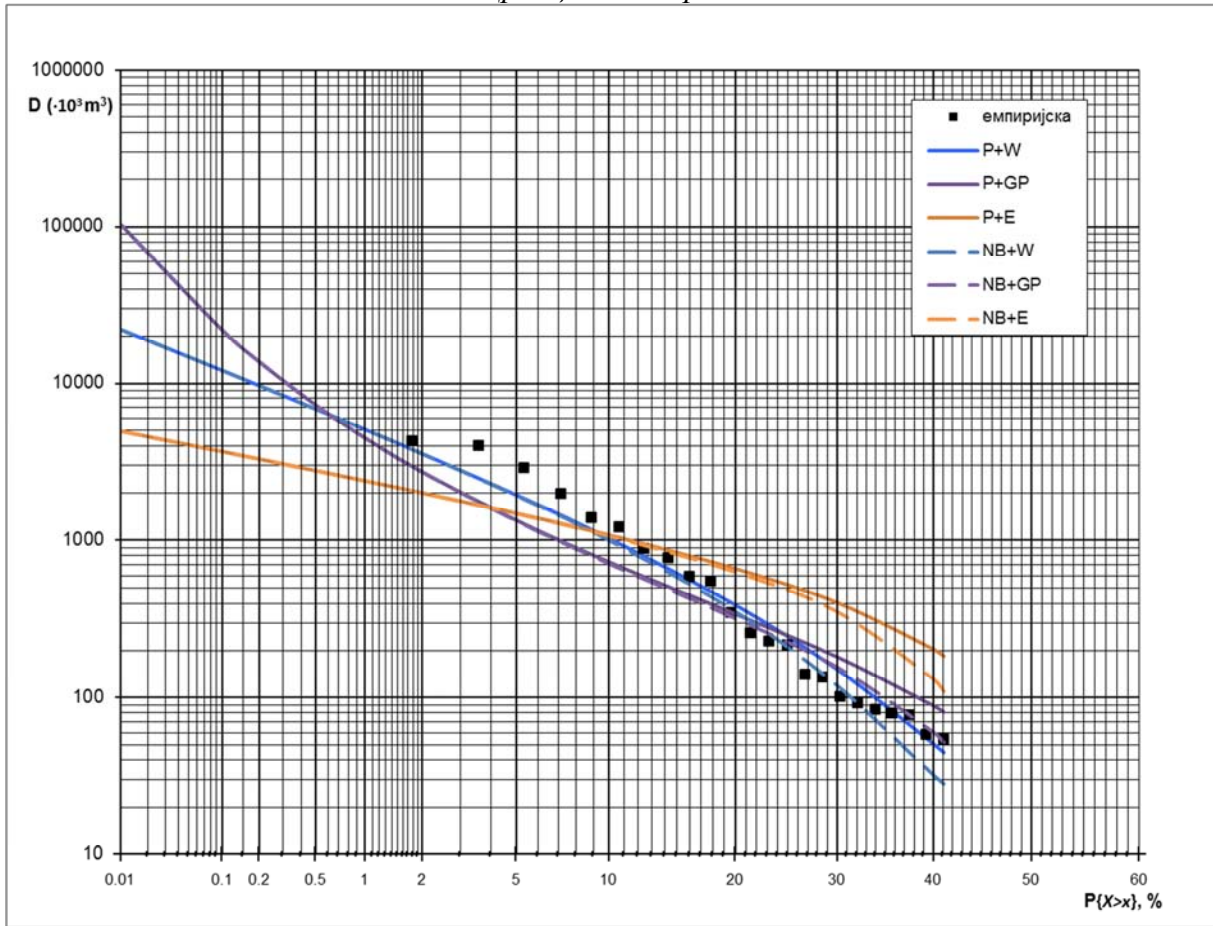
Прилог VIII.5. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Великој Морави код Љубичевског моста



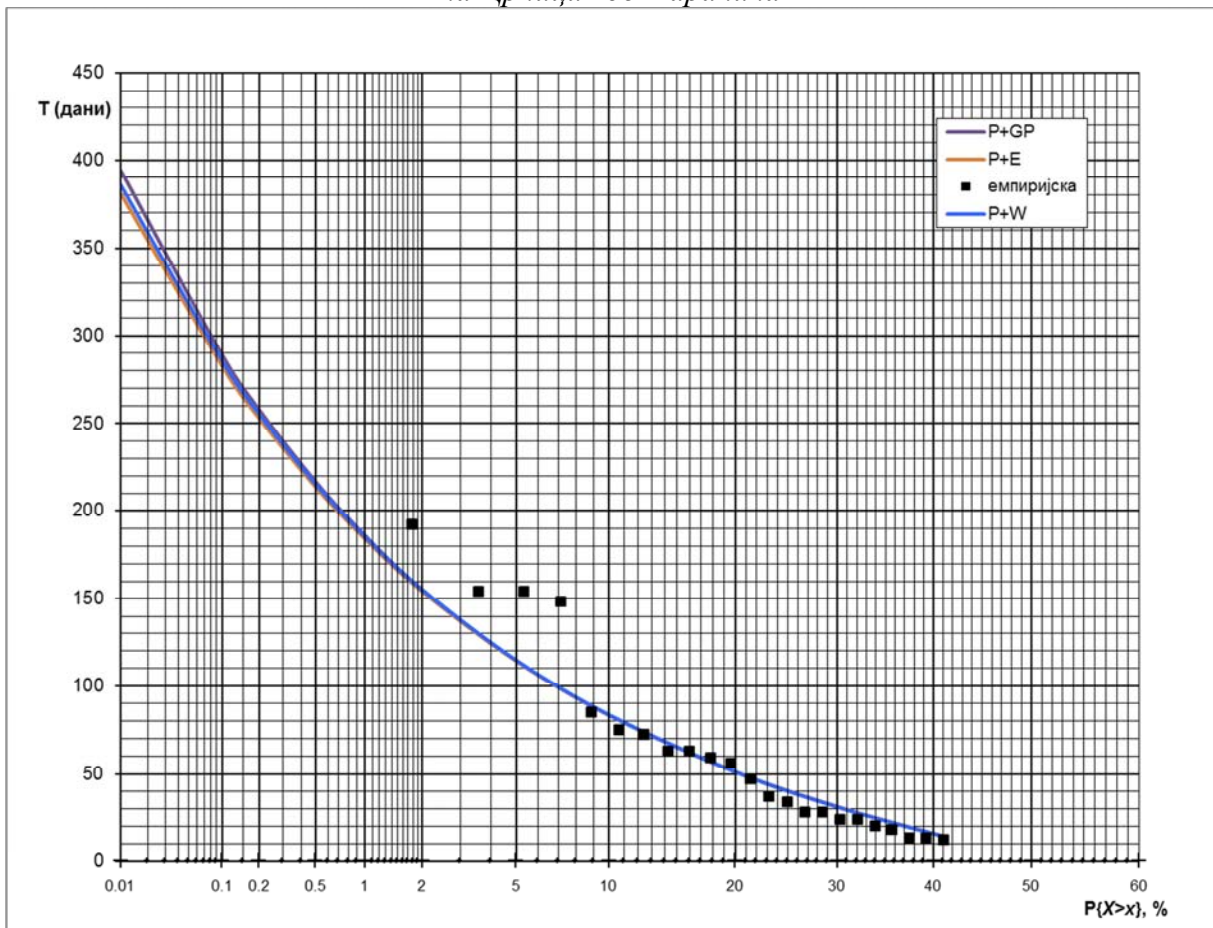
Прилог VIII.6. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Великој Морави код Љубичевског моста



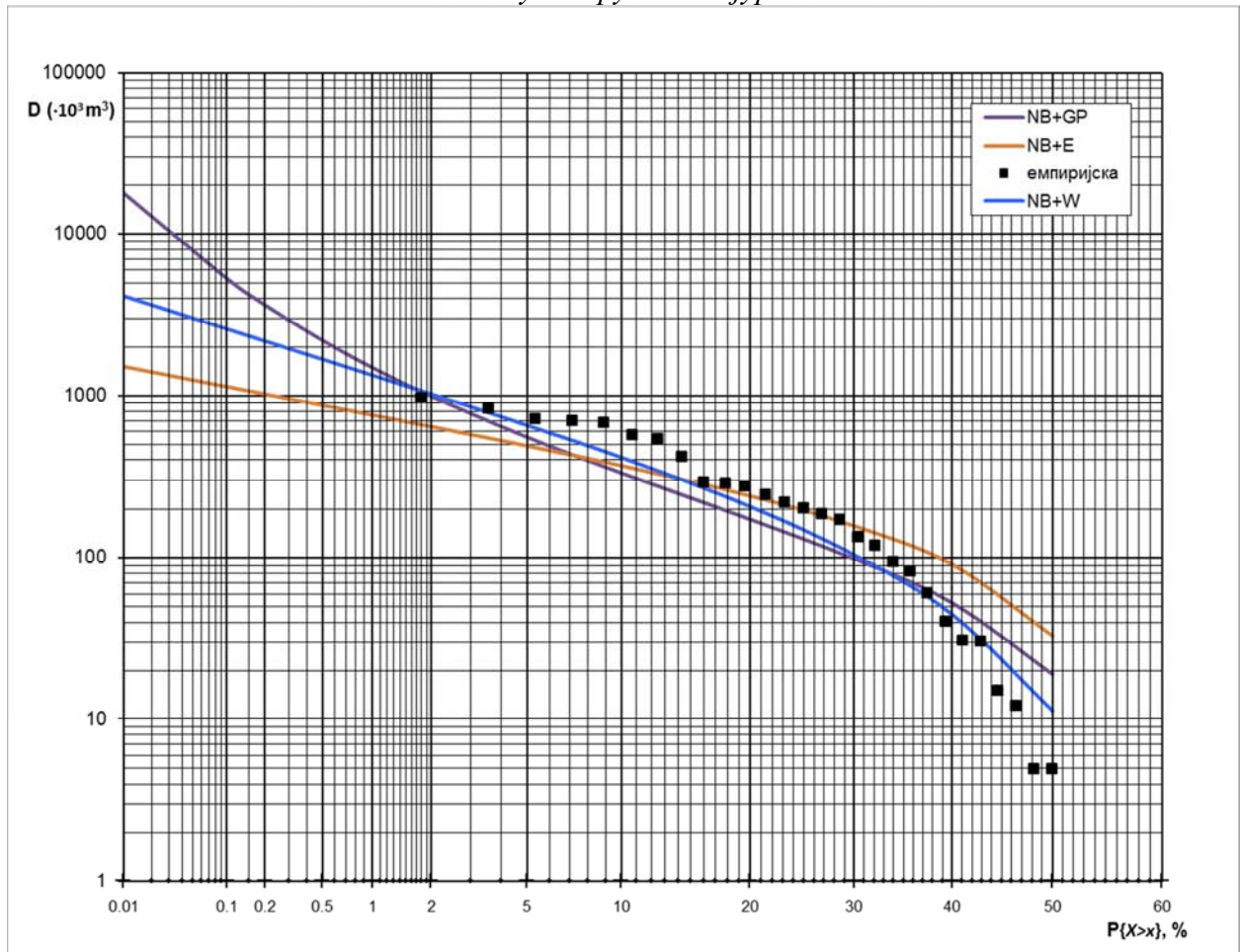
Прилог VIII.7. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Црници код Параћина



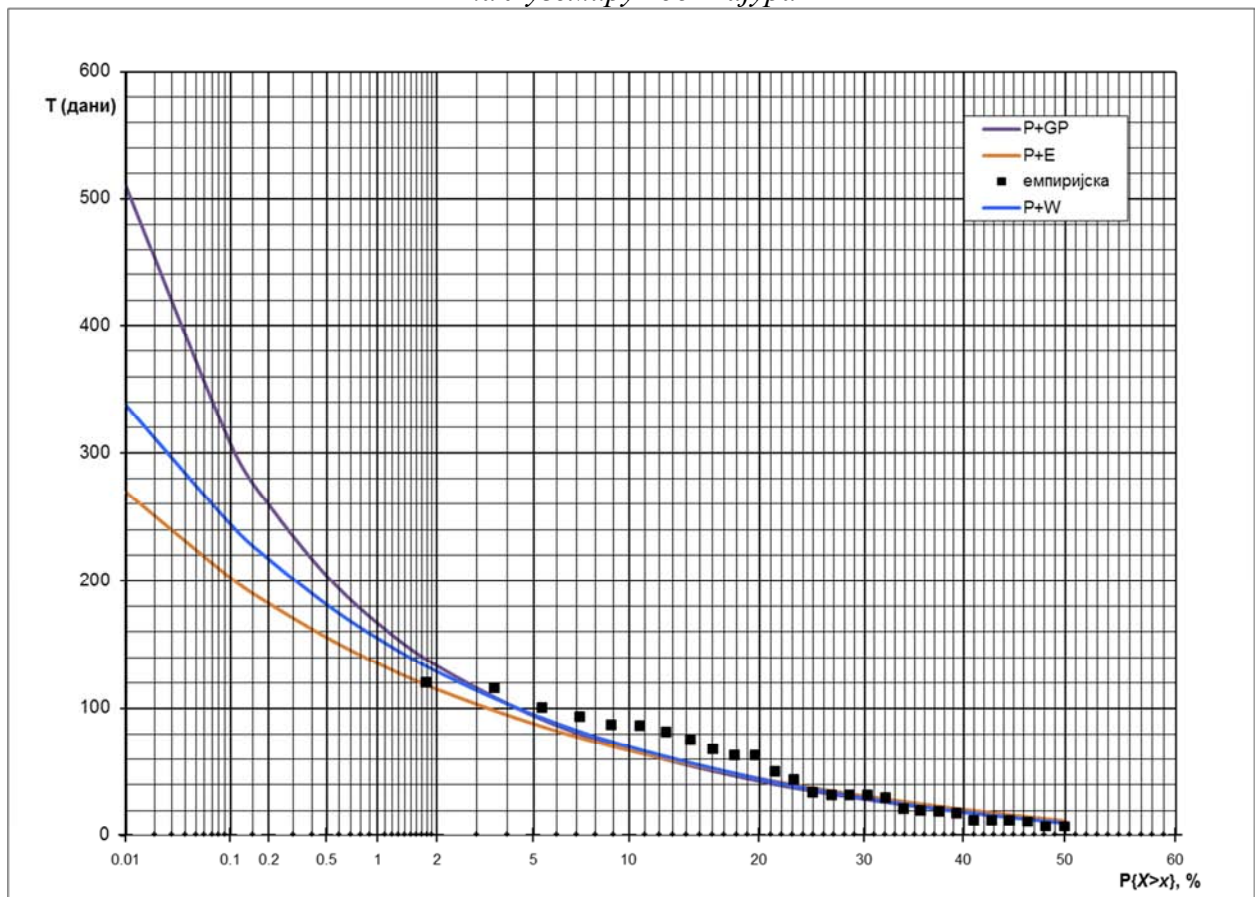
Прилог VIII.8. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Црници код Параћина



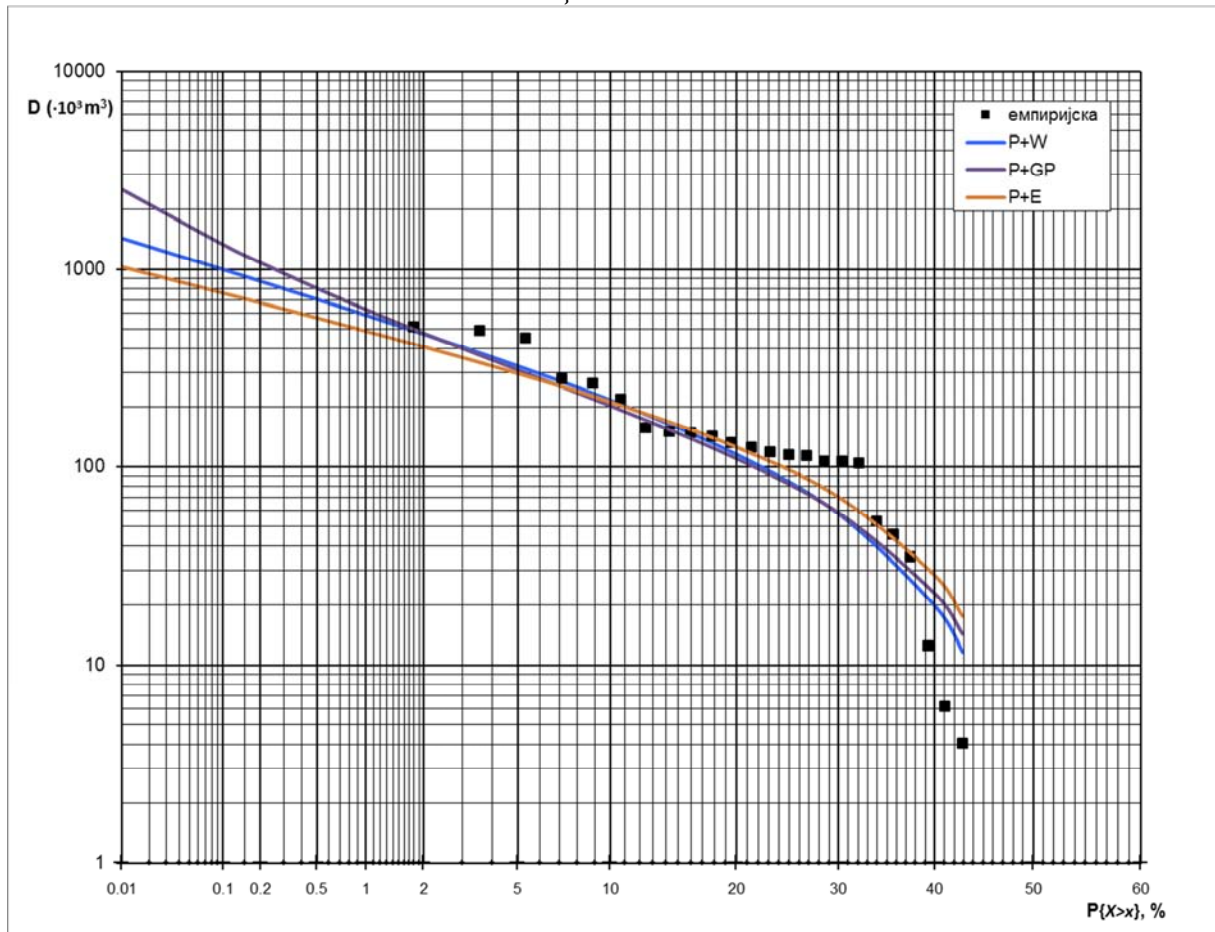
Прилог VIII.9. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Лугомиру код Мајура



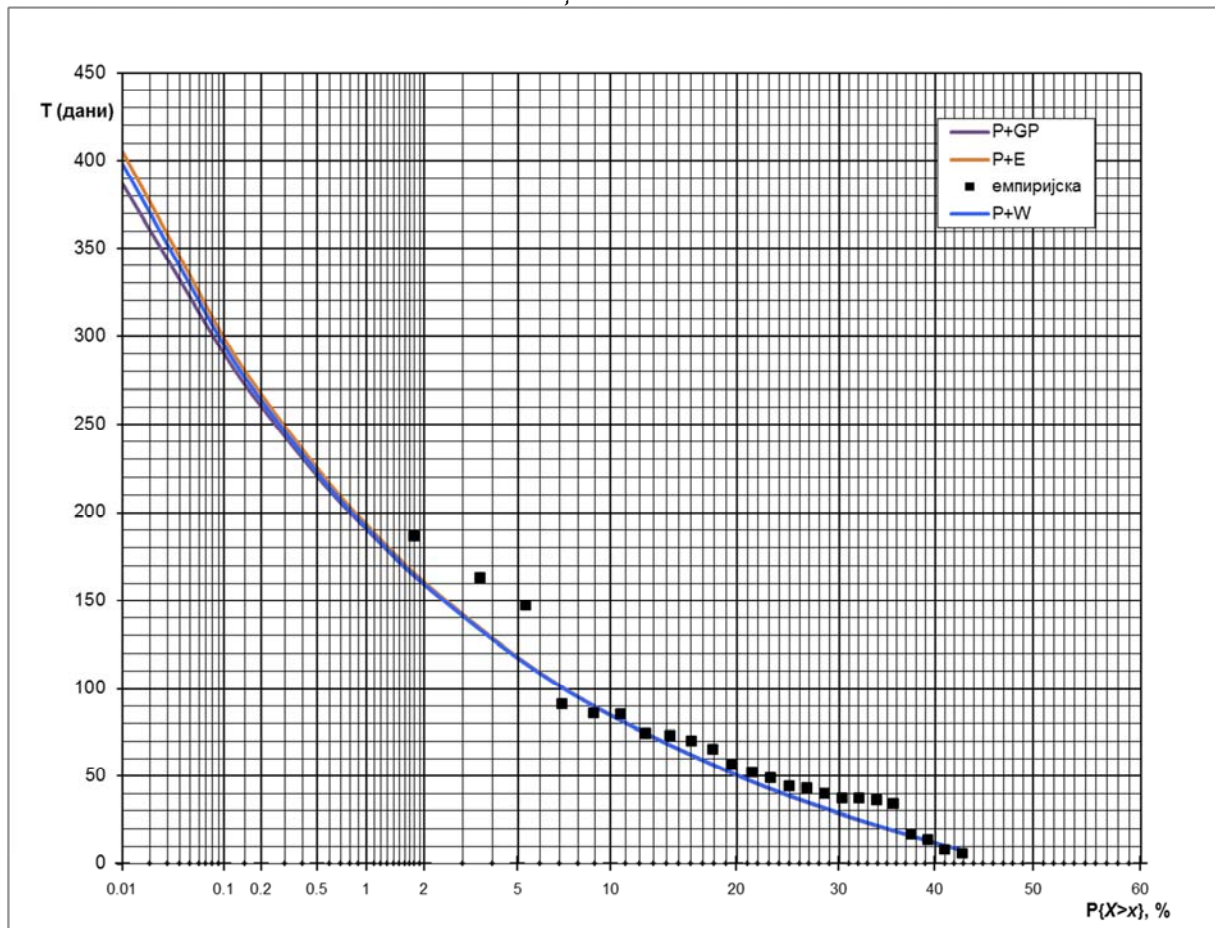
Прилог VIII.10. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Лугомиру код Мајура



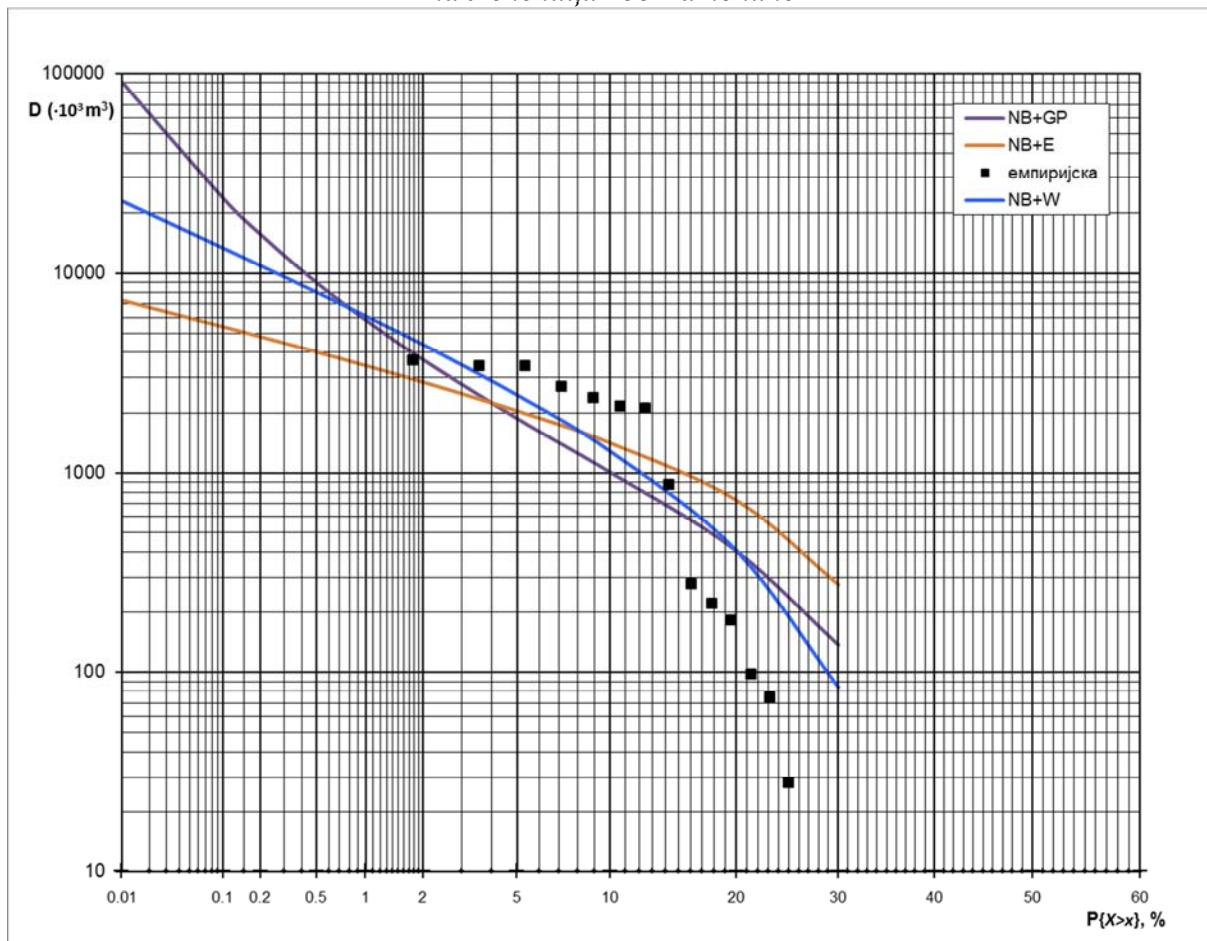
Прилог VIII.11. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Белици код Јагодине



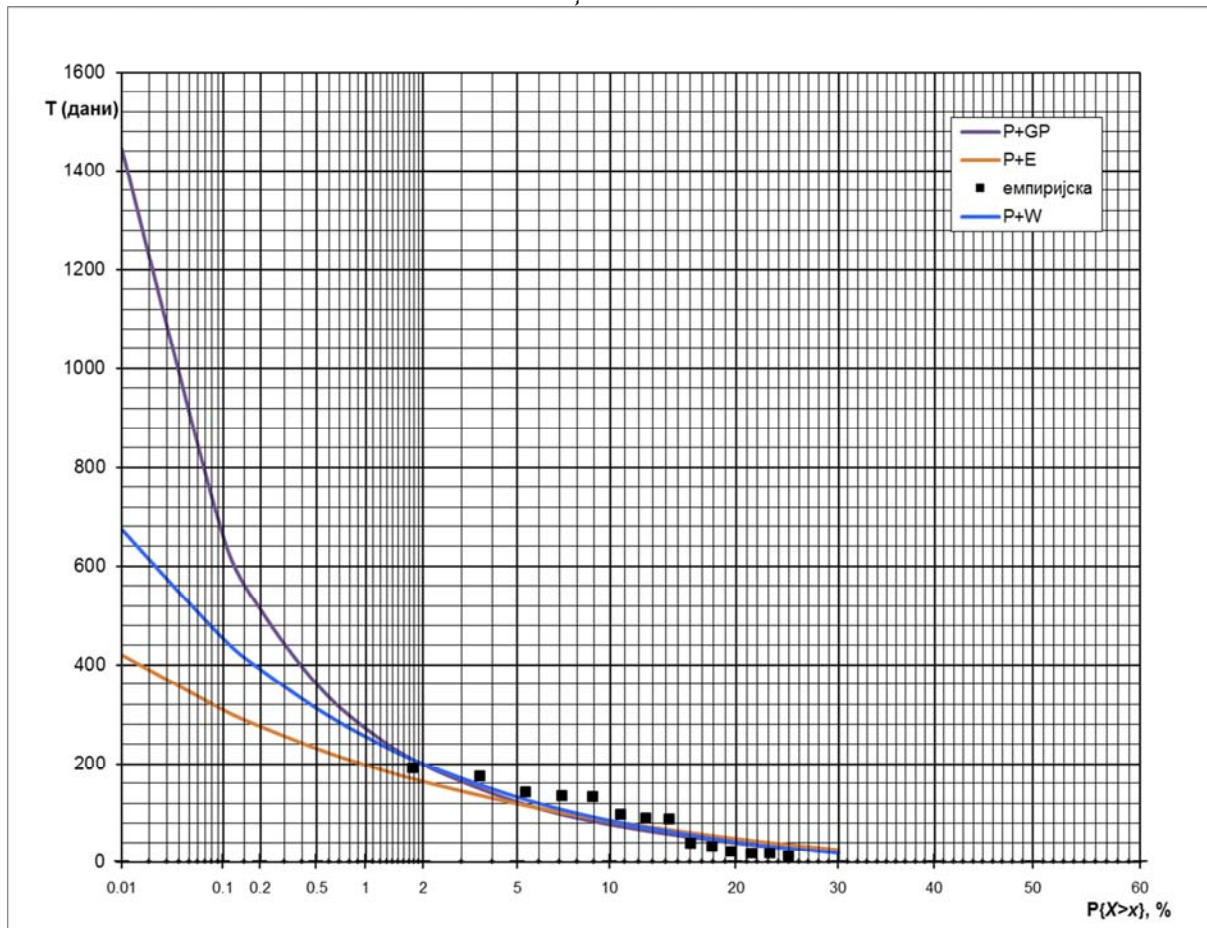
Прилог VIII.12. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Белици код Јагодине



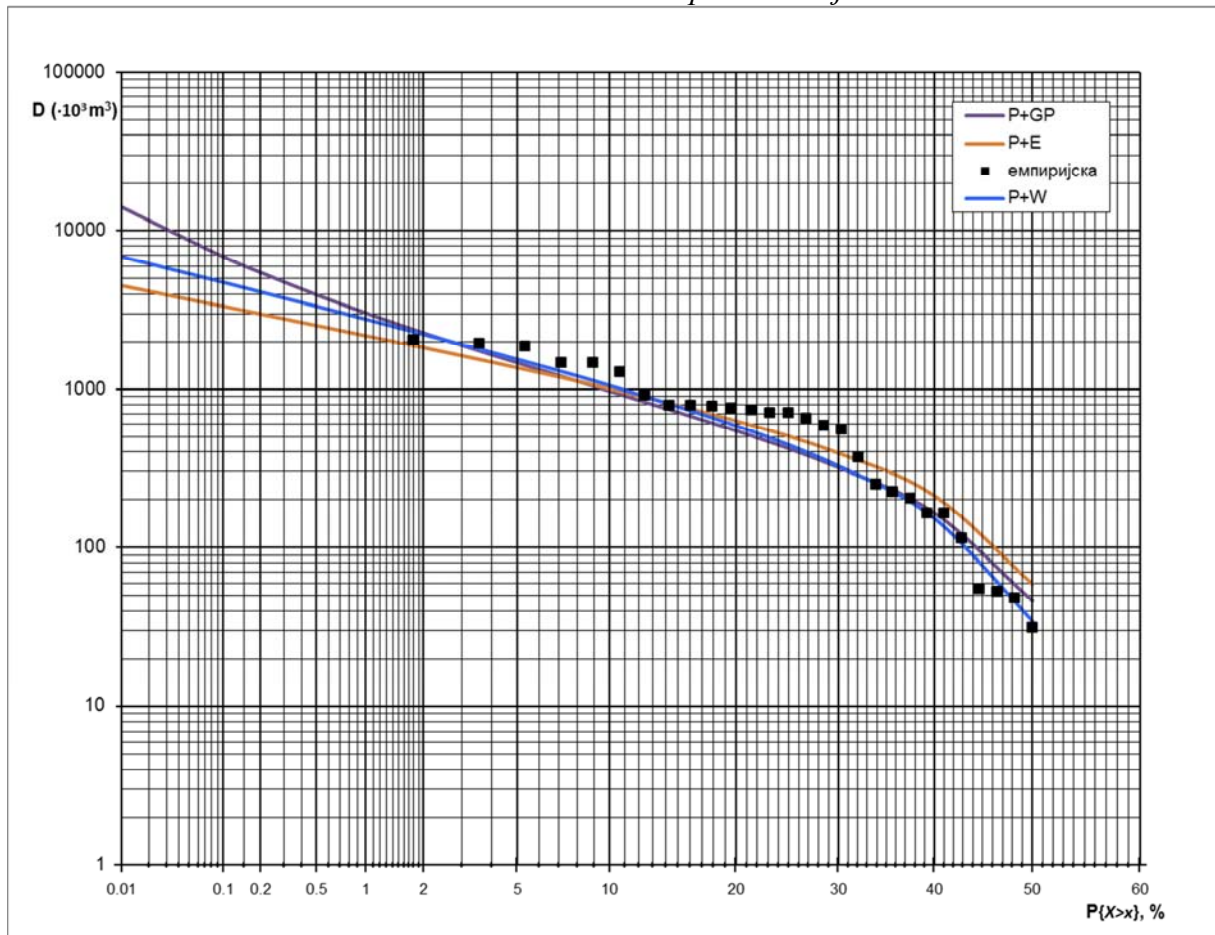
Прилог VIII.13. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Лепеници код Баточине



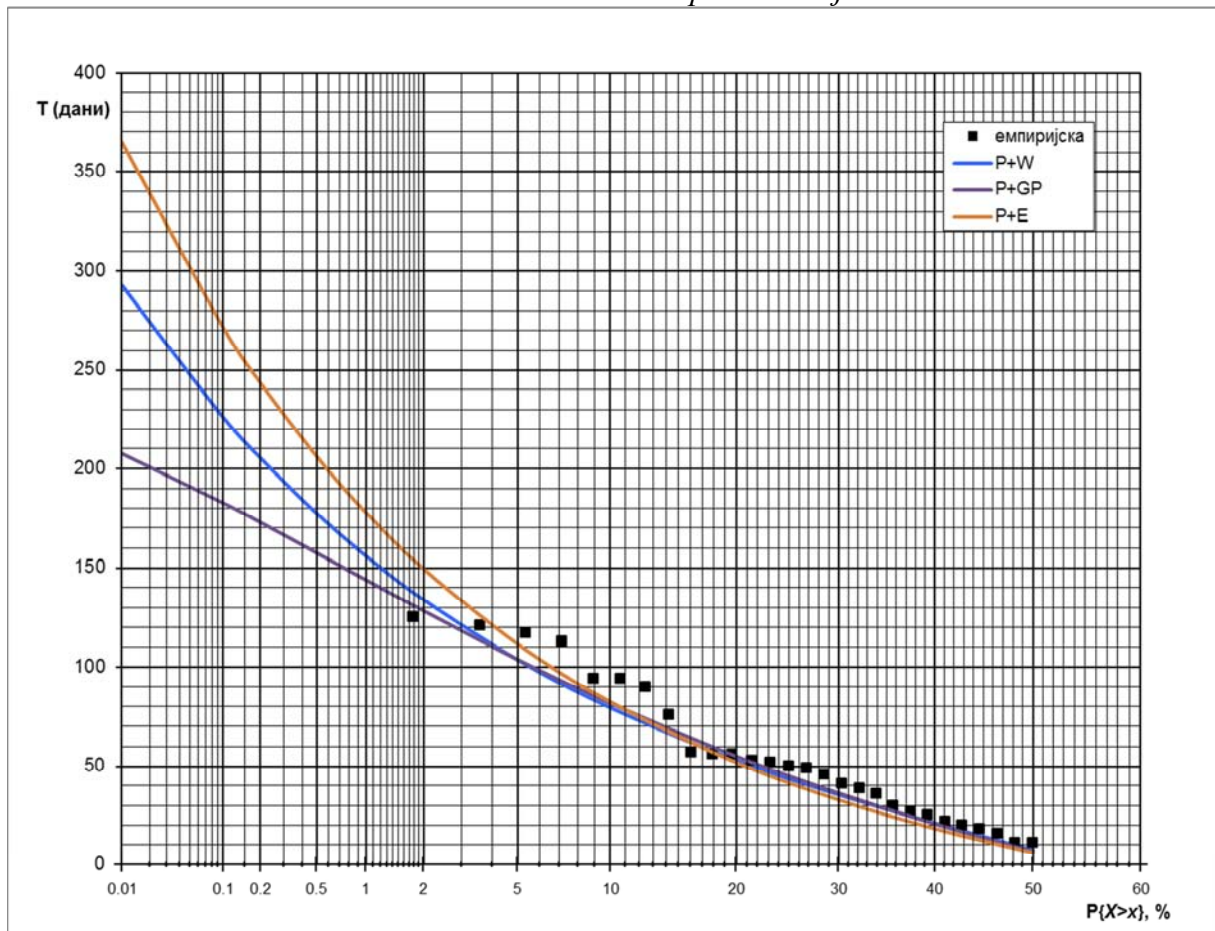
Прилог VIII.14. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Лепеници код Баточине



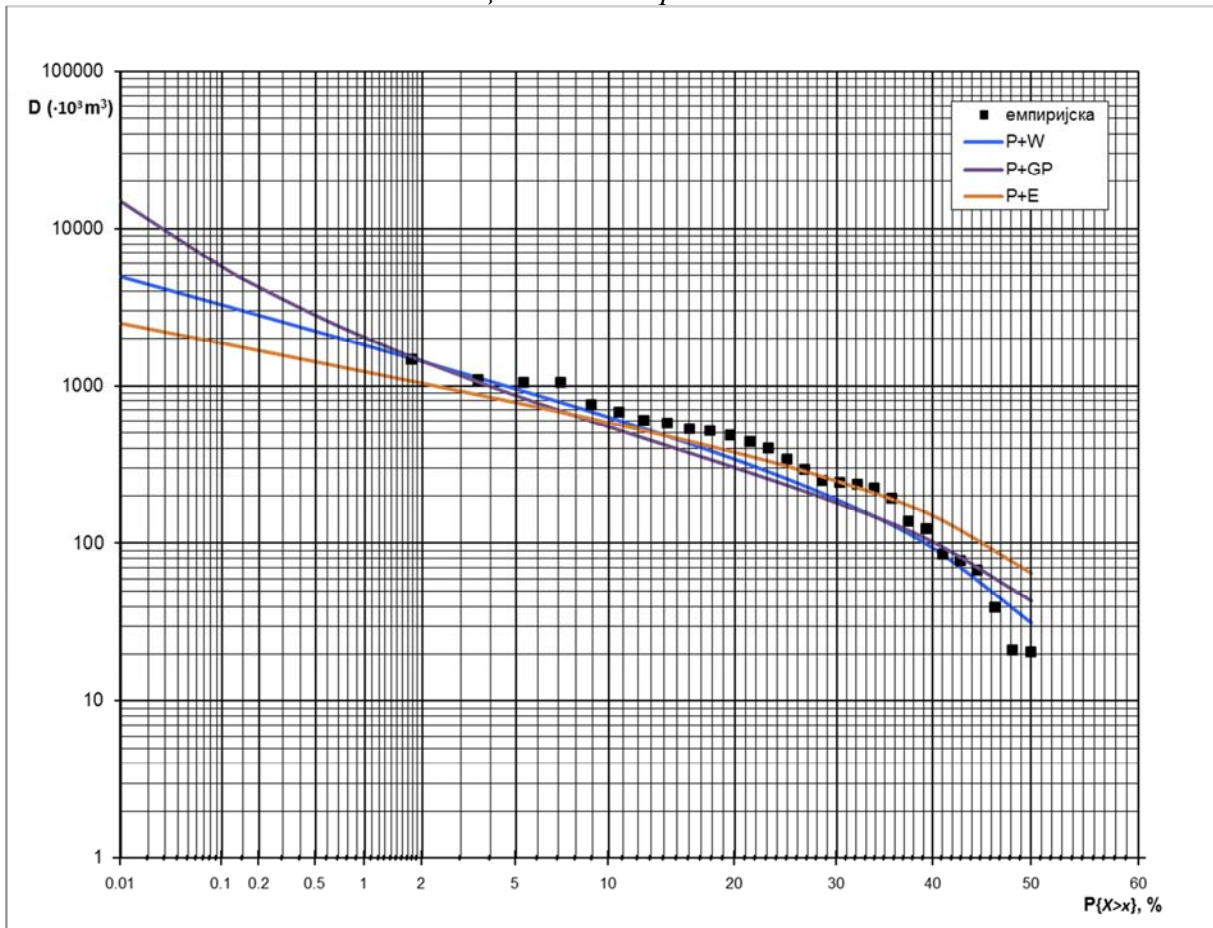
Прилог VIII.15. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Ресави код Манастира Манасије



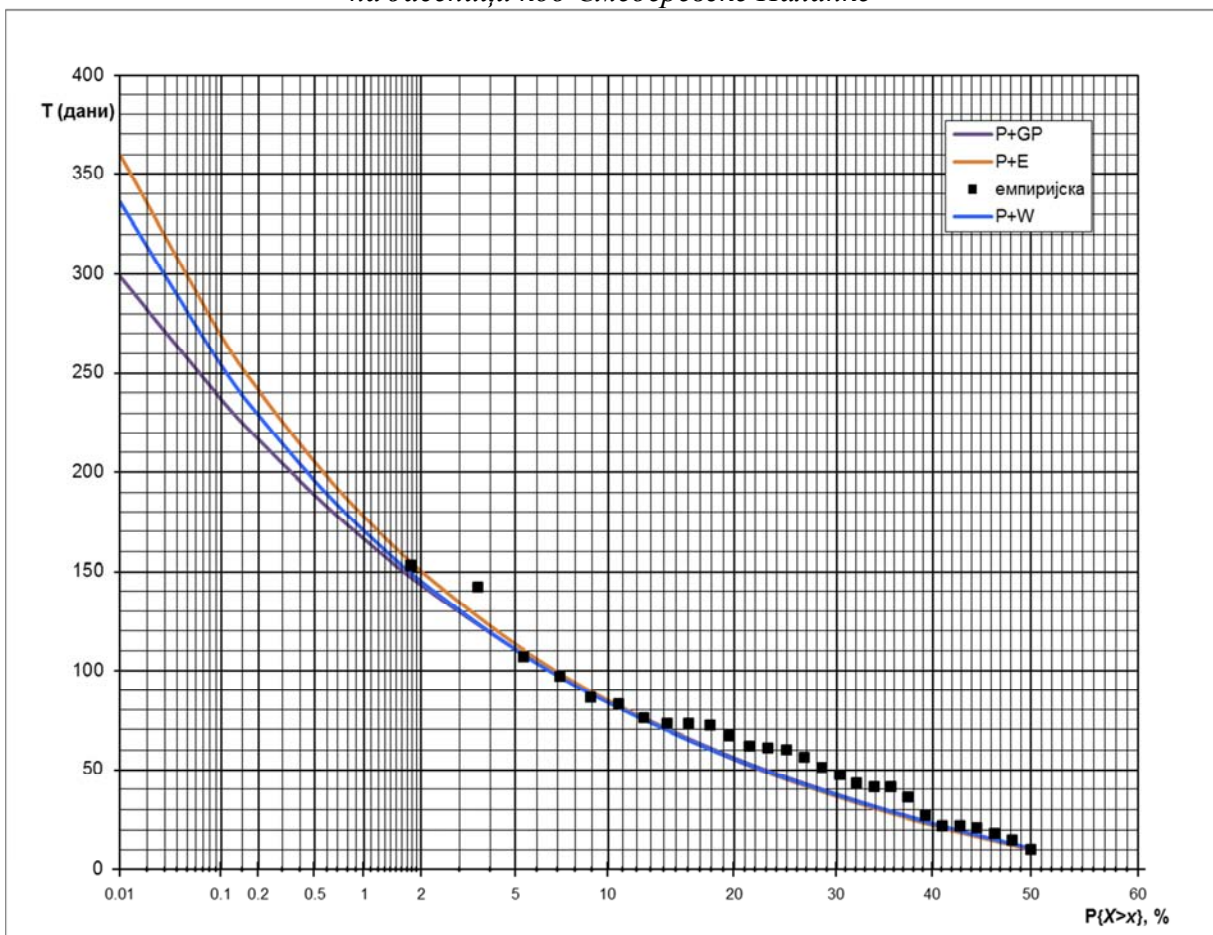
Прилог VIII.16. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Ресави код Манастира Манасије



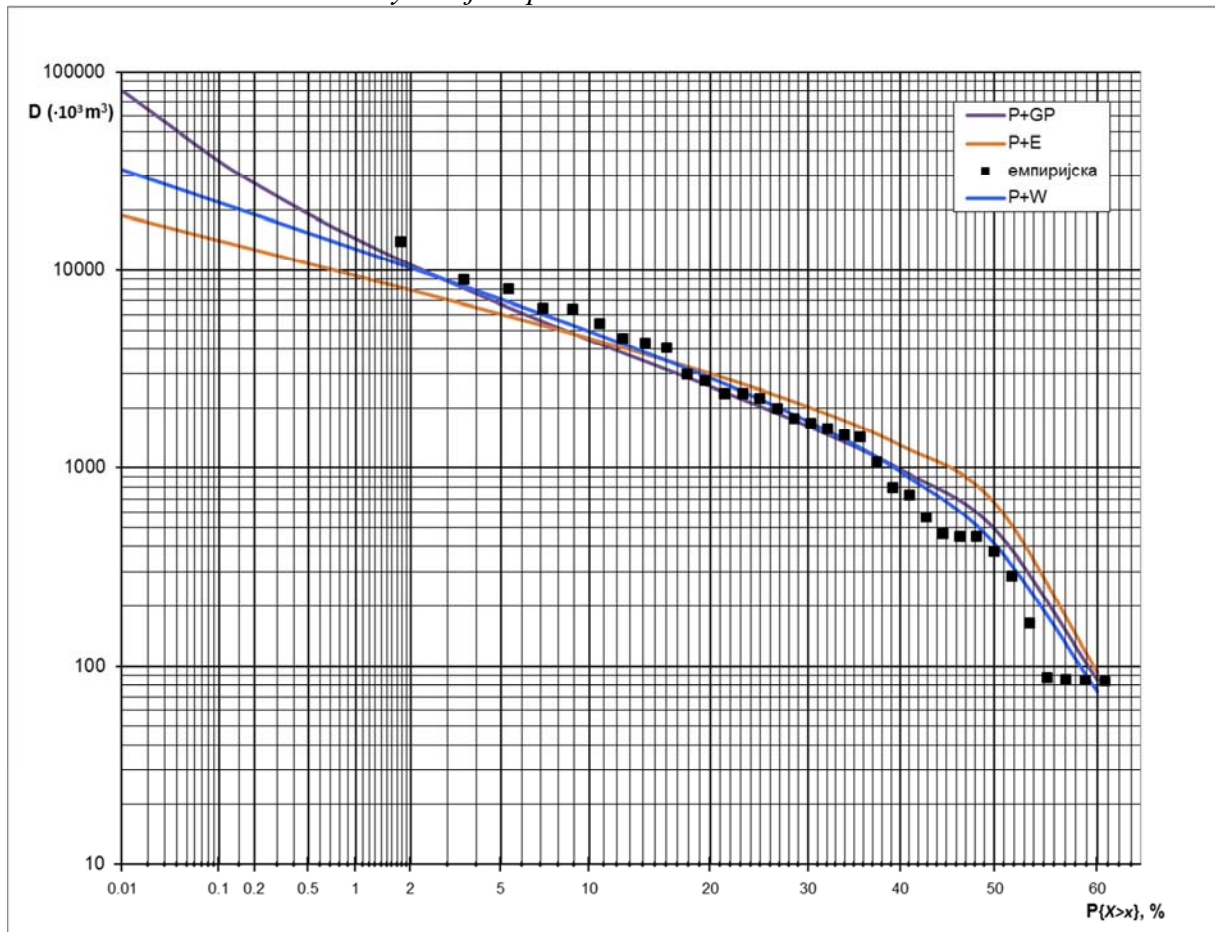
Прилог VIII.17. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Јасеници код Смедеревске Паланке



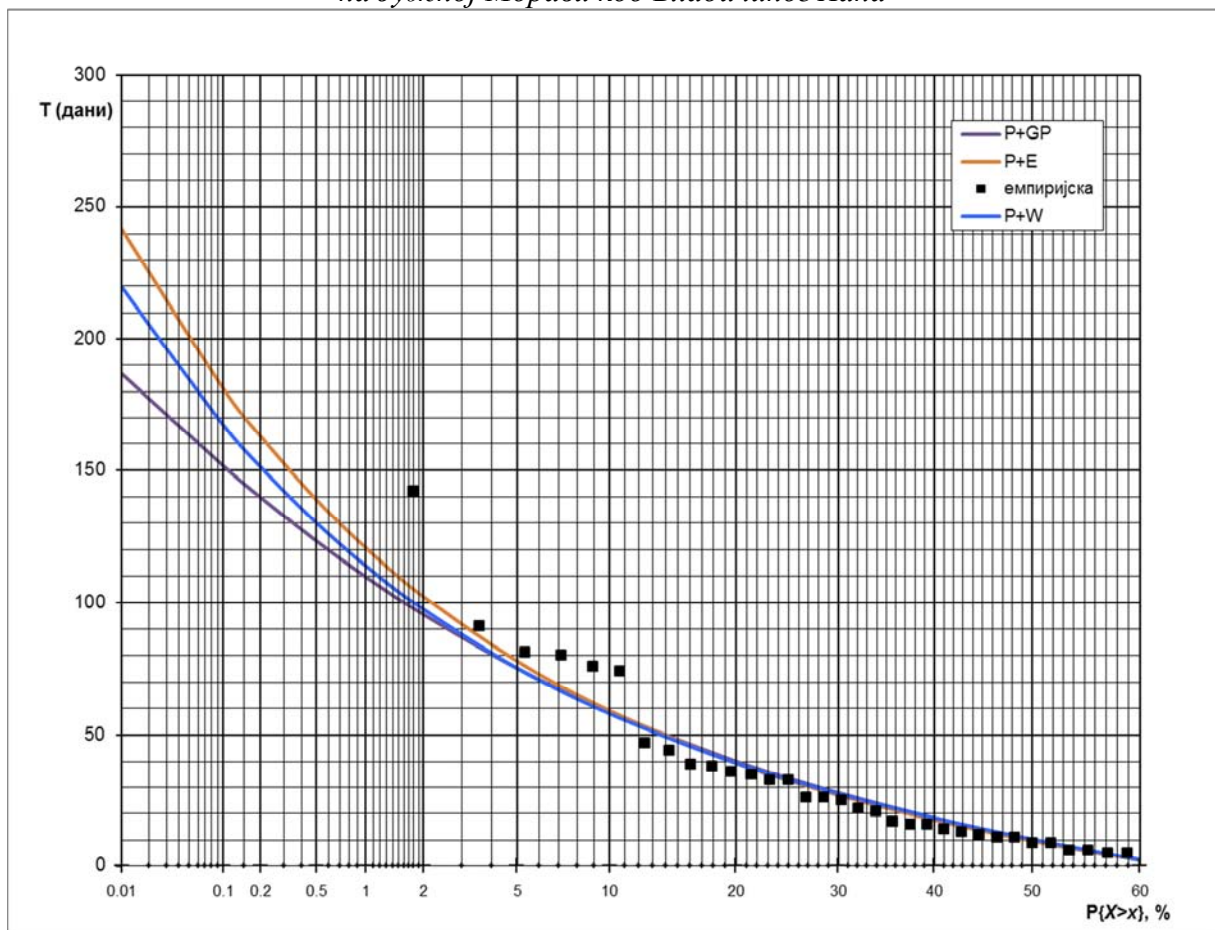
Прилог VIII.18. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Јасеници код Смедеревске Паланке



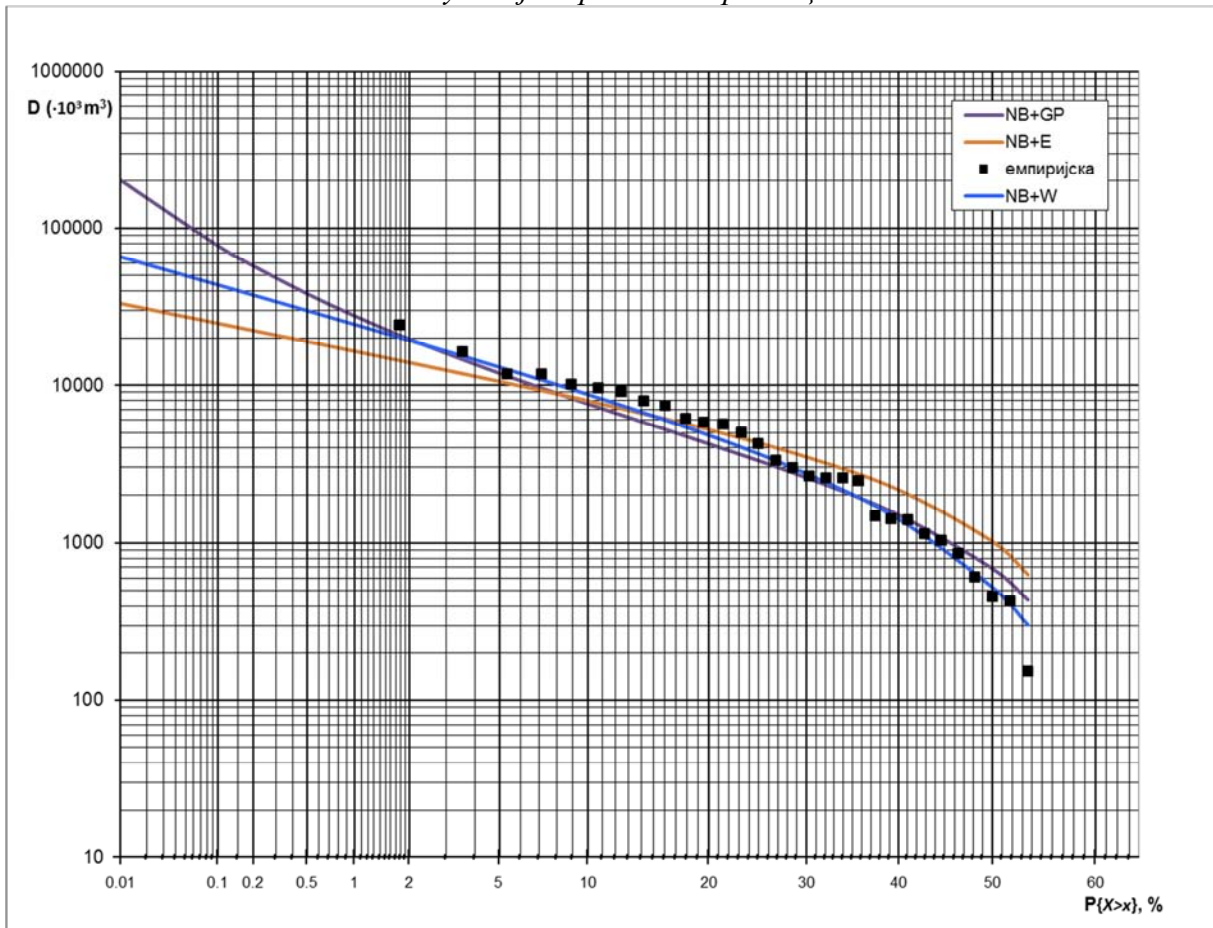
Прилог VIII.19. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Јужној Морави код Владичиног Хана



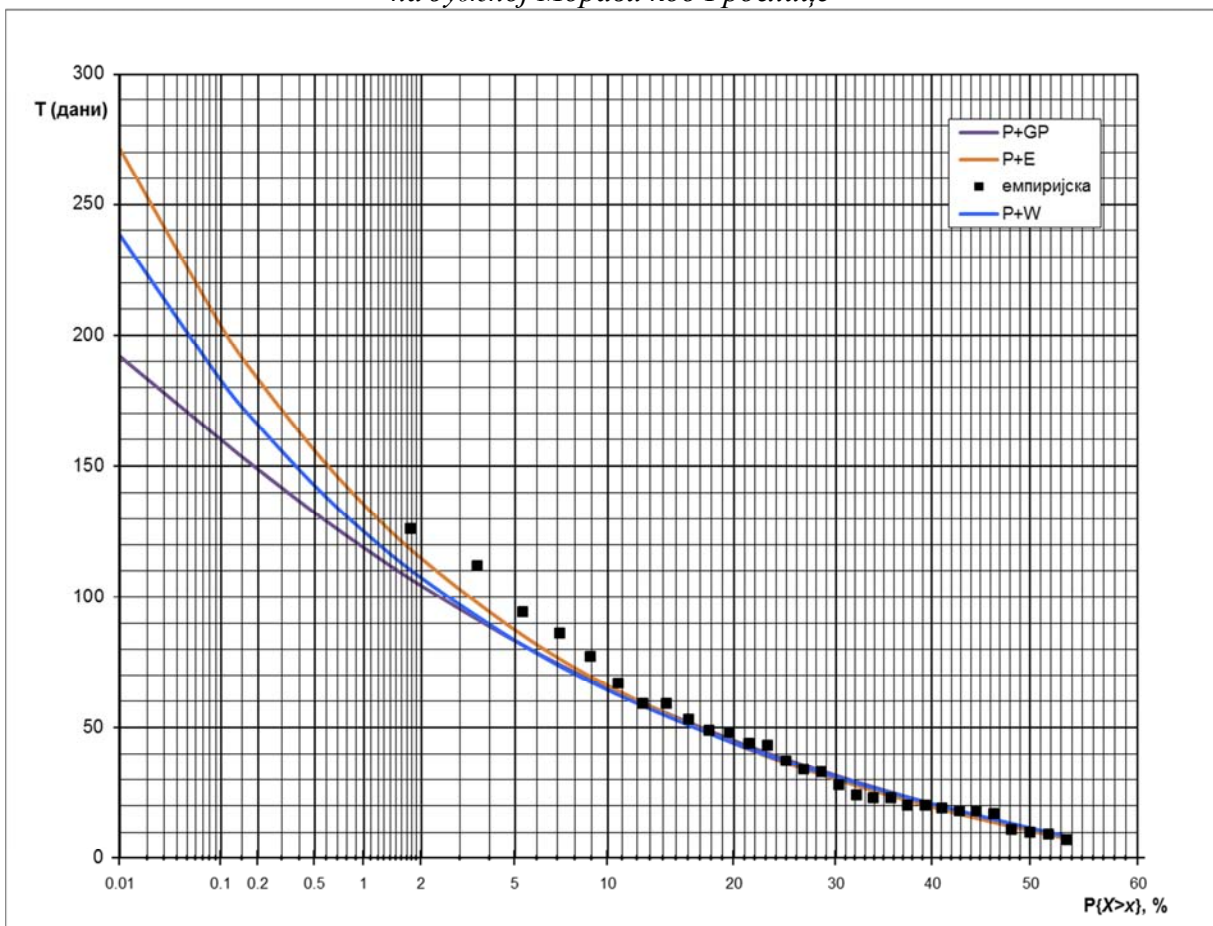
Прилог VIII.20. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Јужној Морави код Владичиног Хана



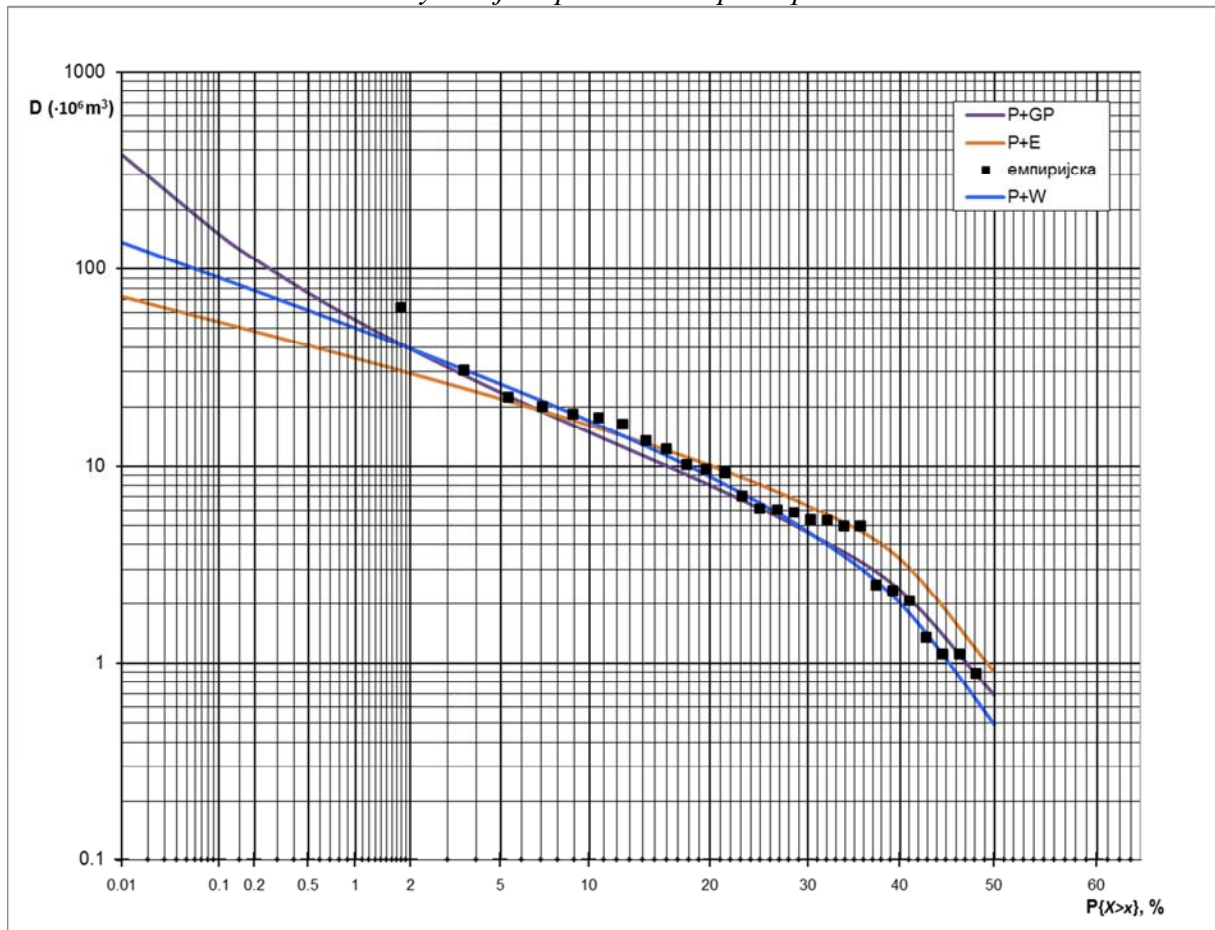
Прилог VIII.21. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Јужној Морави код Грделице



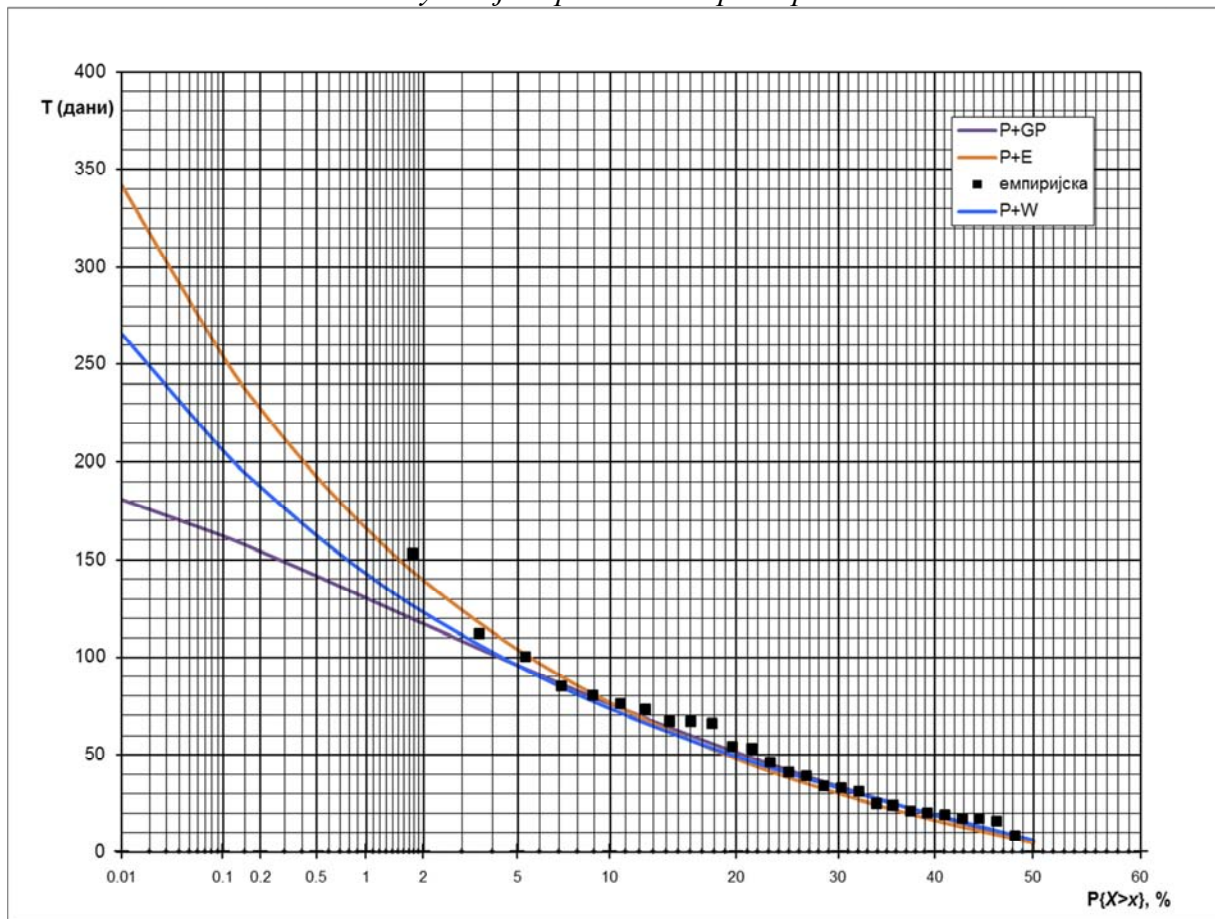
Прилог VIII.22. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Јужној Морави код Грделице



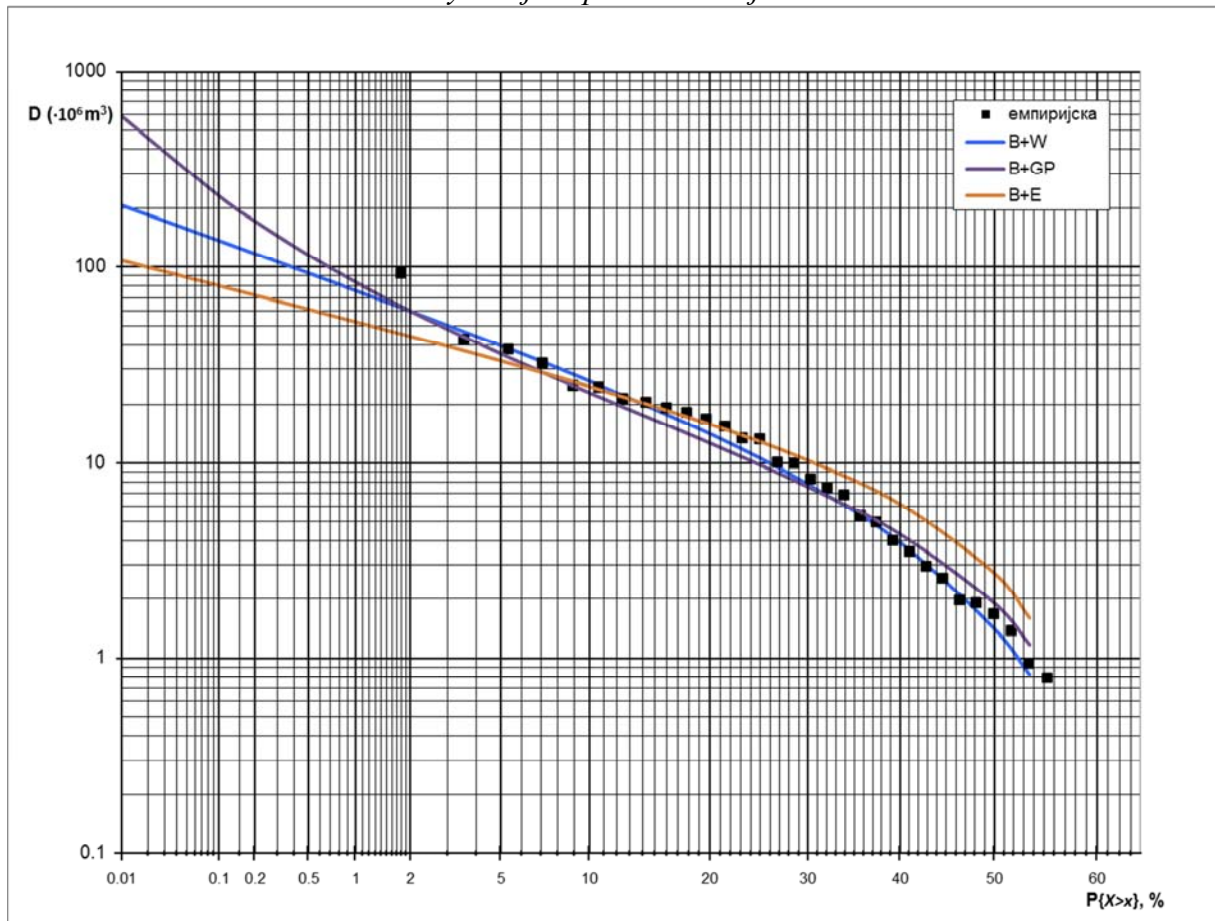
Прилог VIII.23. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Јужној Морави код Корвинграда



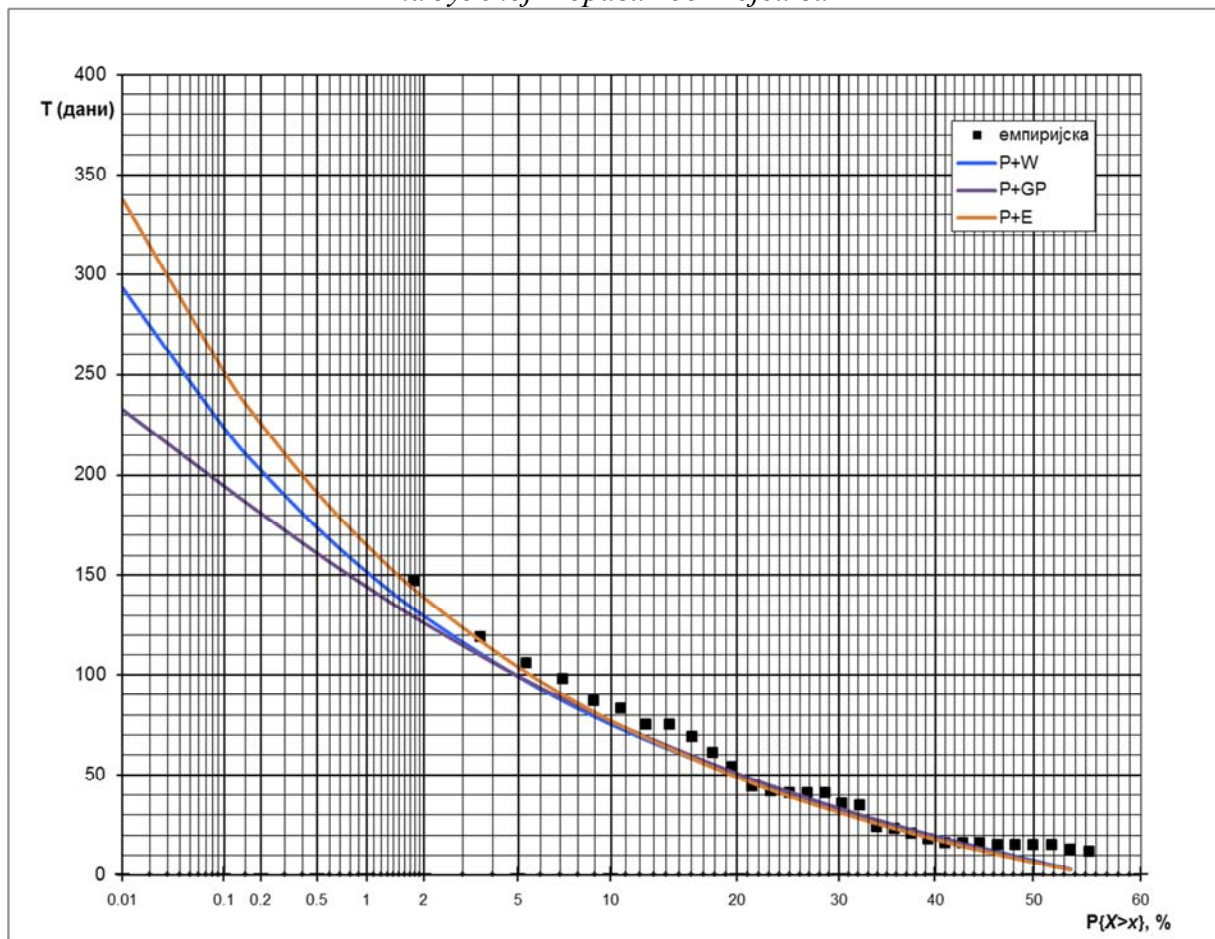
Прилог VIII.24. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Јужној Морави код Корвинграда



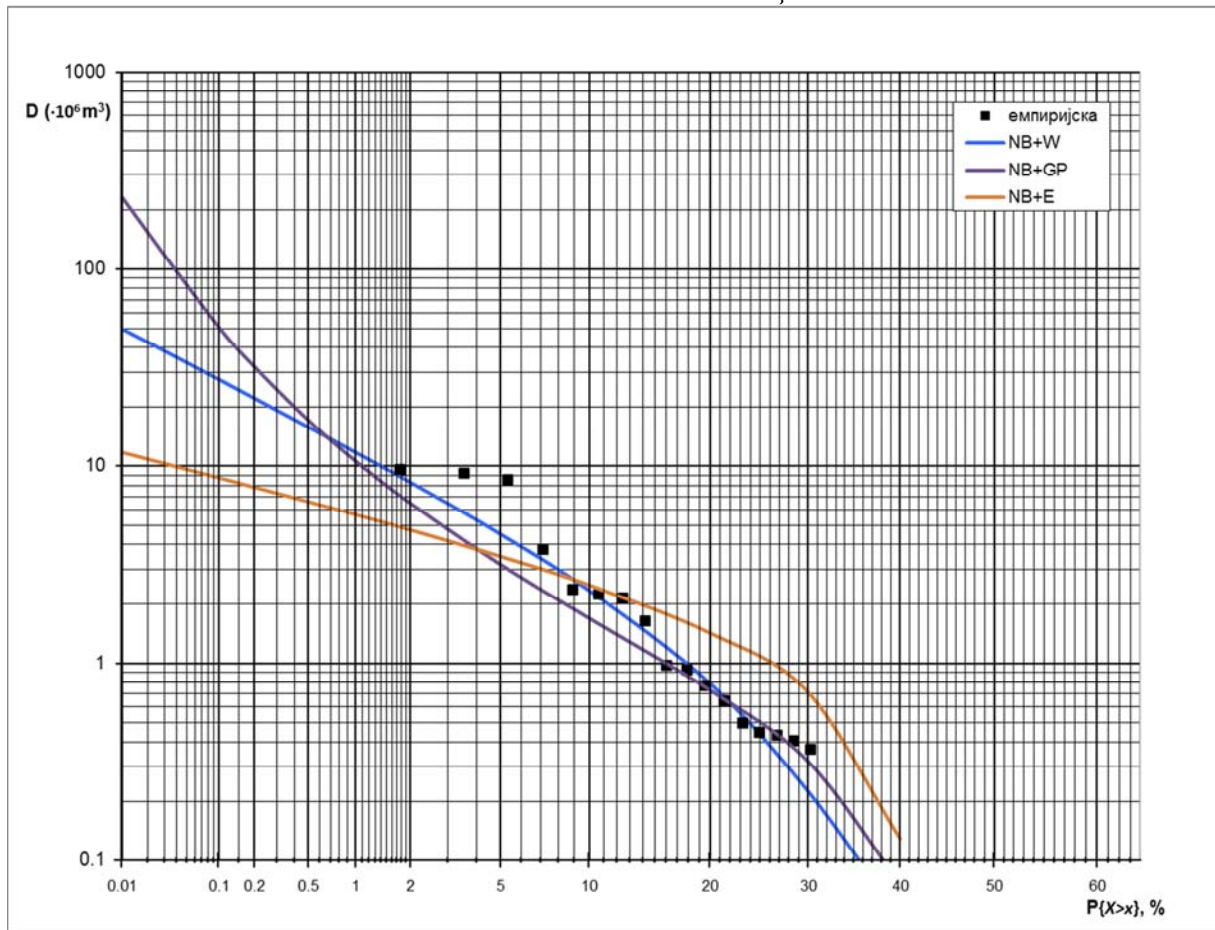
Прилог VIII.25. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Јужној Морави код Мојсиња



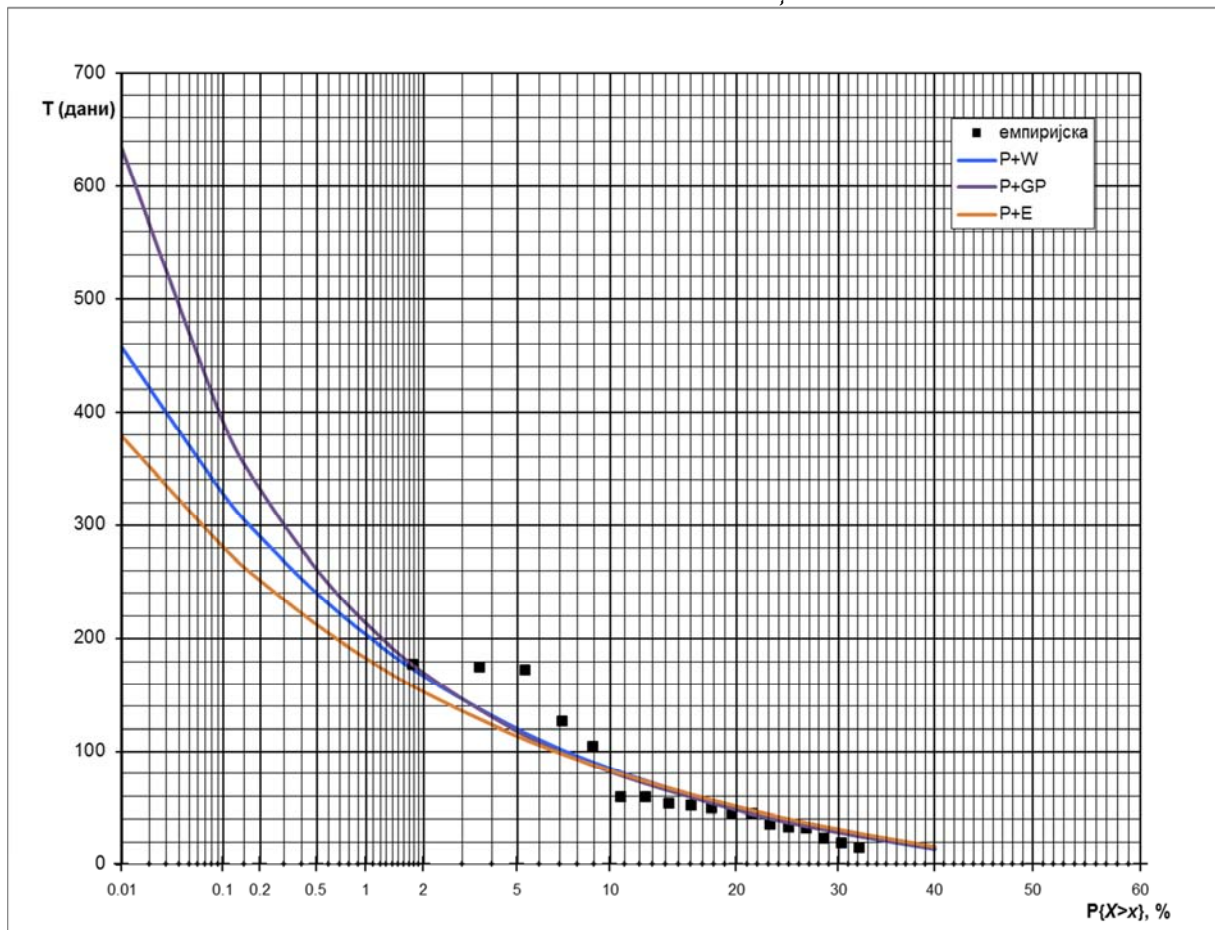
Прилог VIII.26. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Јужној Морави код Мојсиња



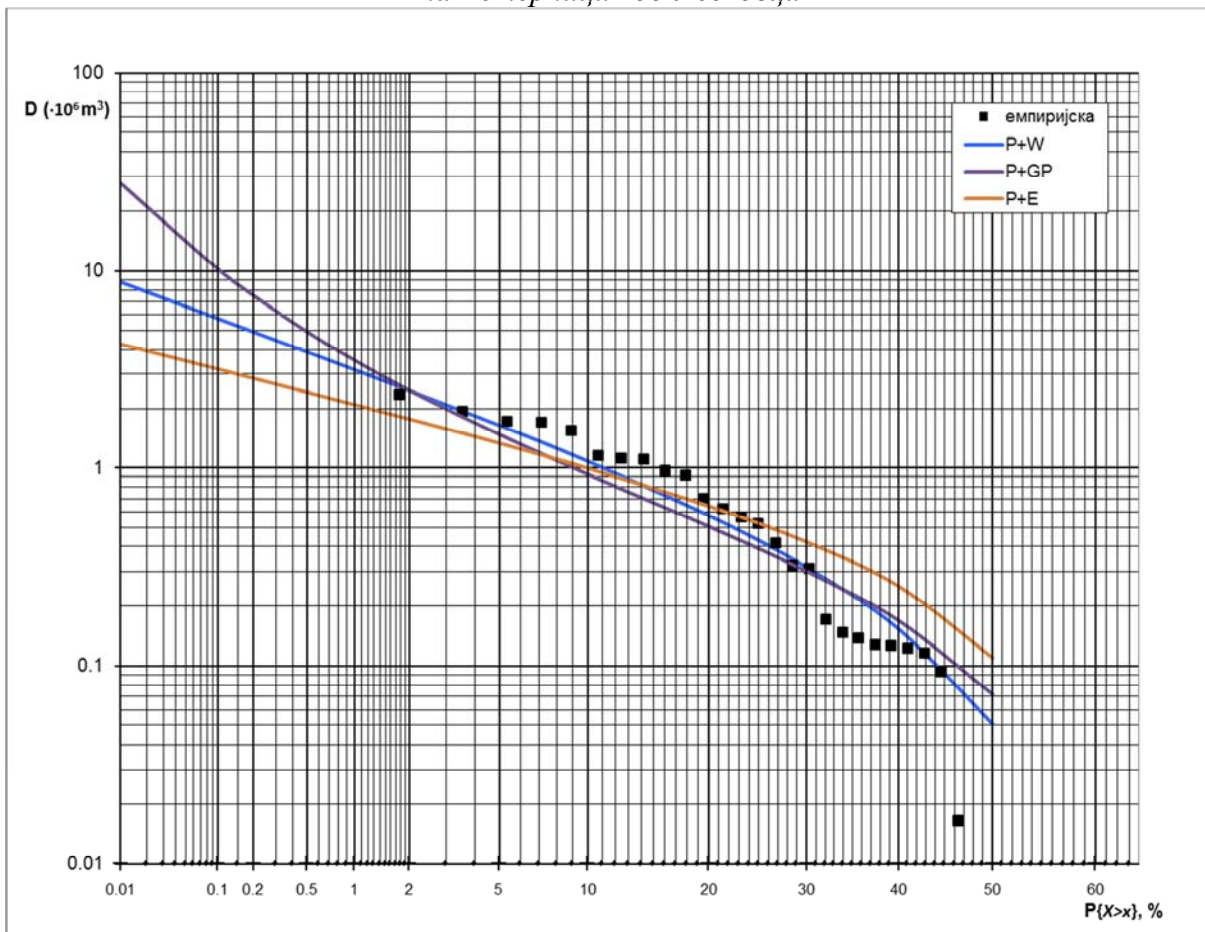
Прилог VIII.27. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Власини код Власотинца



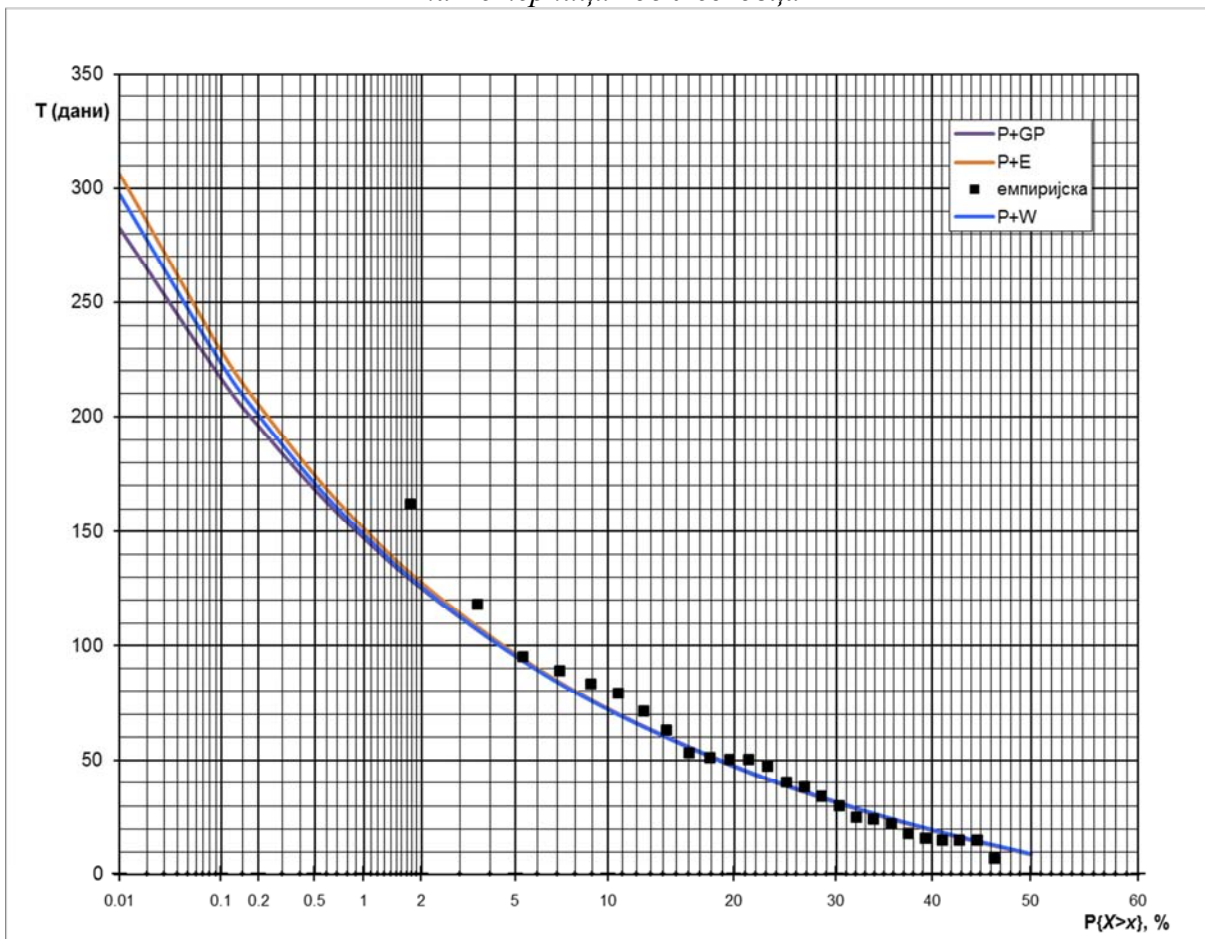
Прилог VIII.28. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Власини код Власотинца



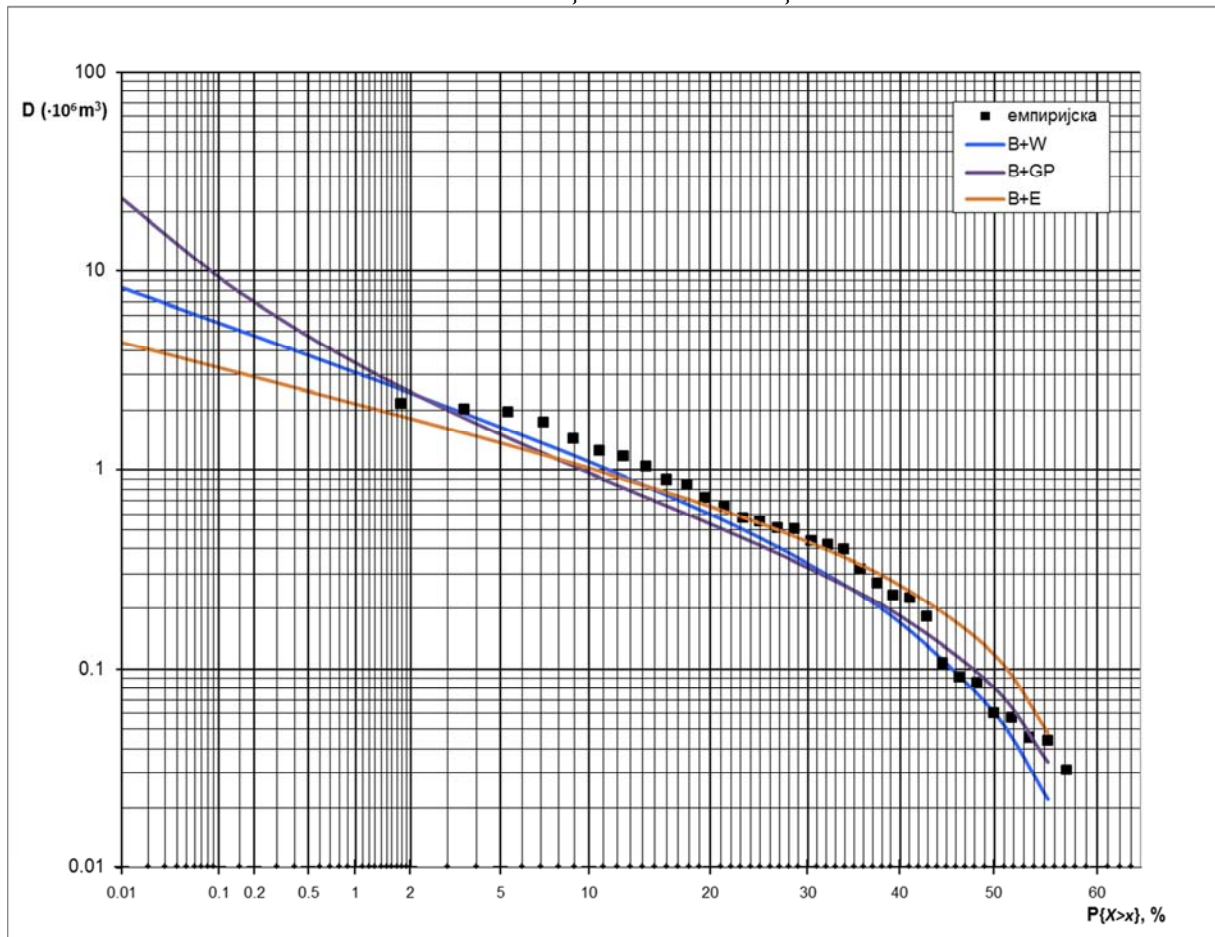
Прилог VIII.29. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Ветерници код Лесковца



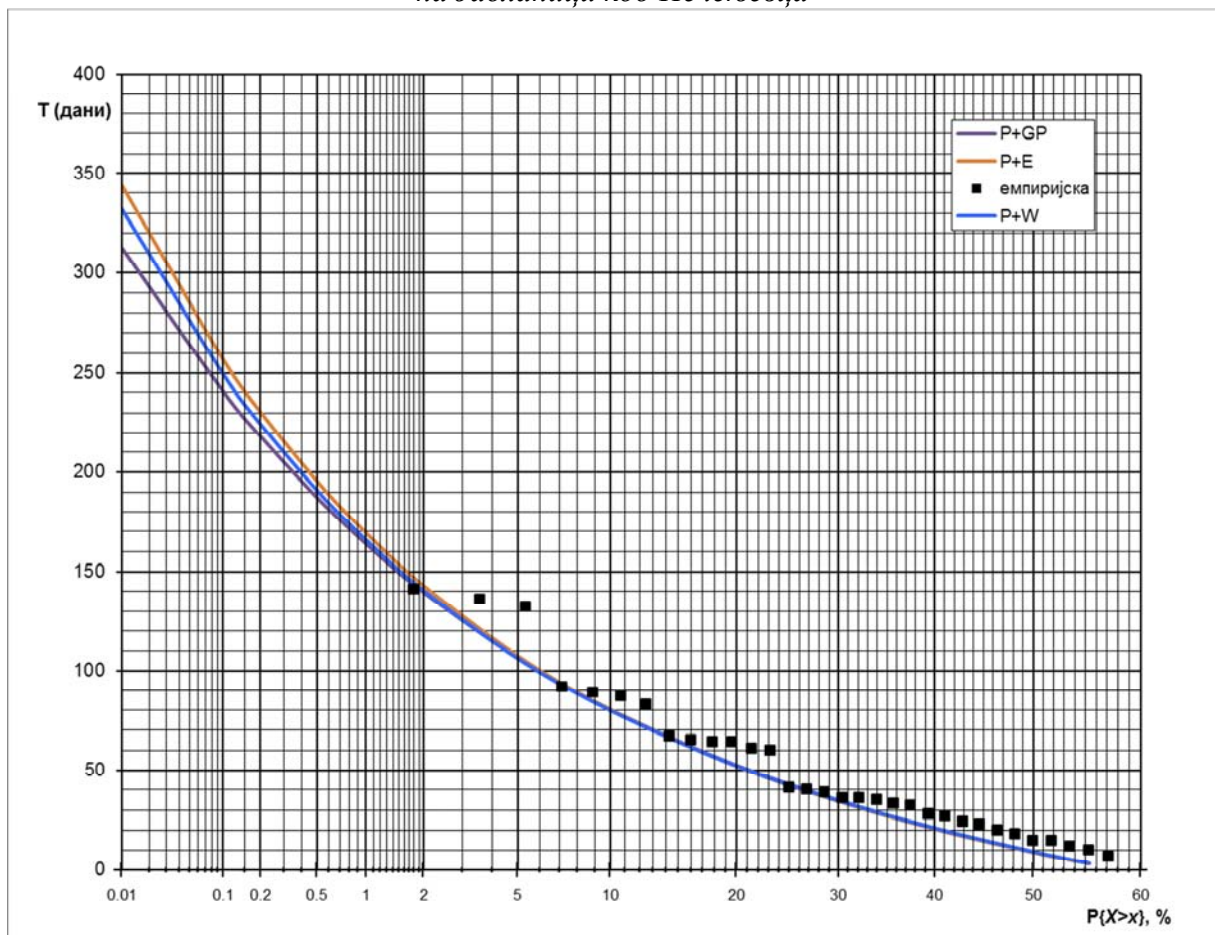
Прилог VIII.30. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Ветерници код Лесковца



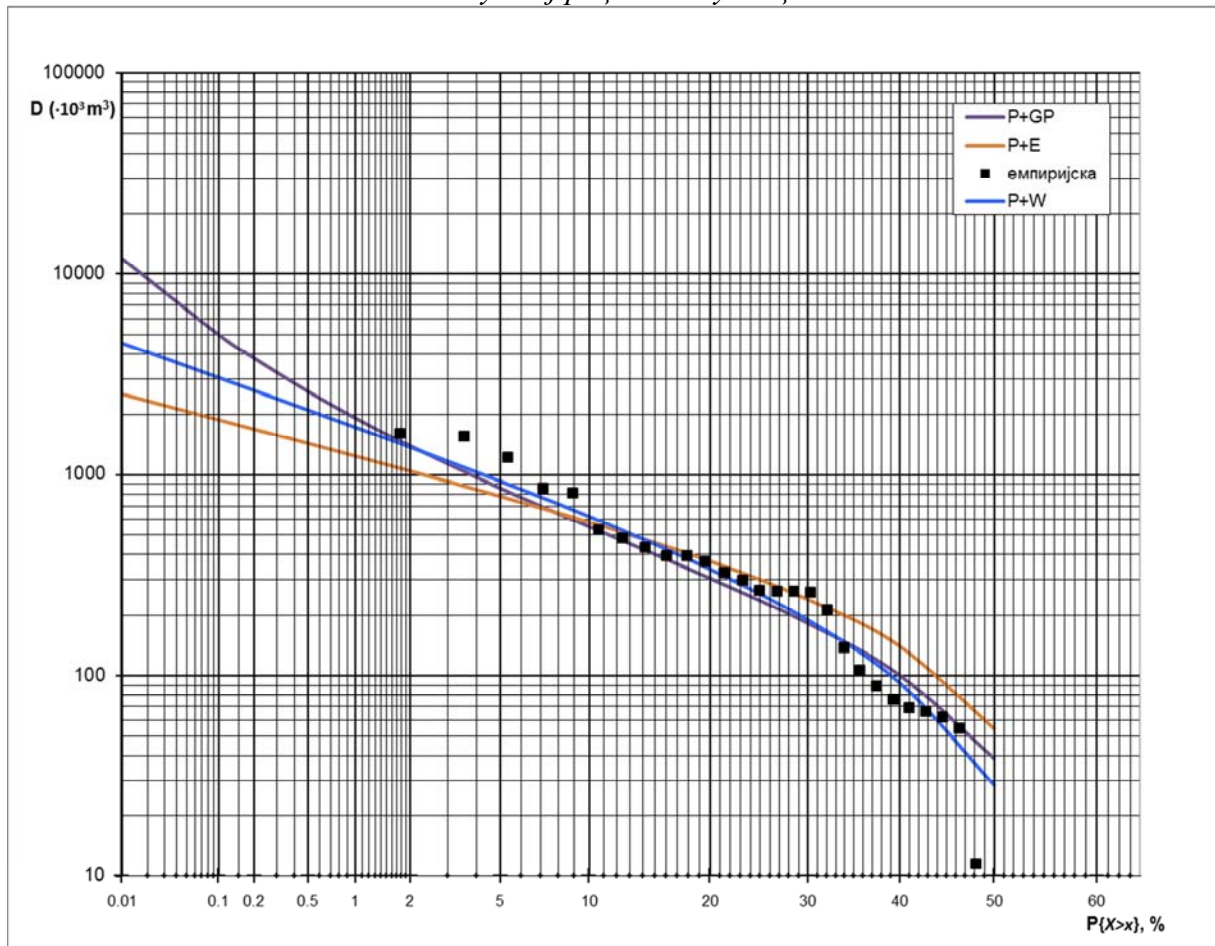
Прилог VIII.31. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Јабланици код Печењевца



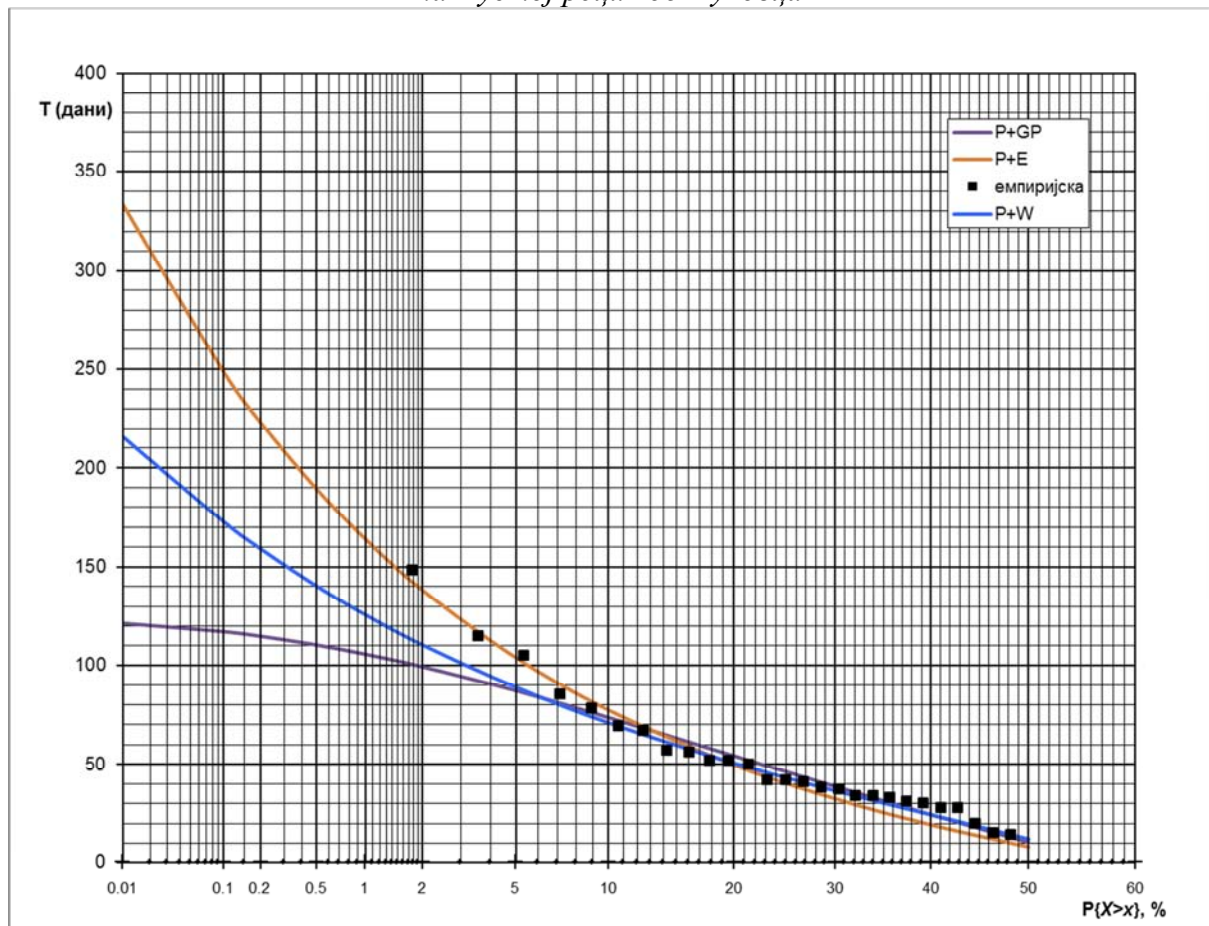
Прилог VIII.32. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Јабланици код Печењевца



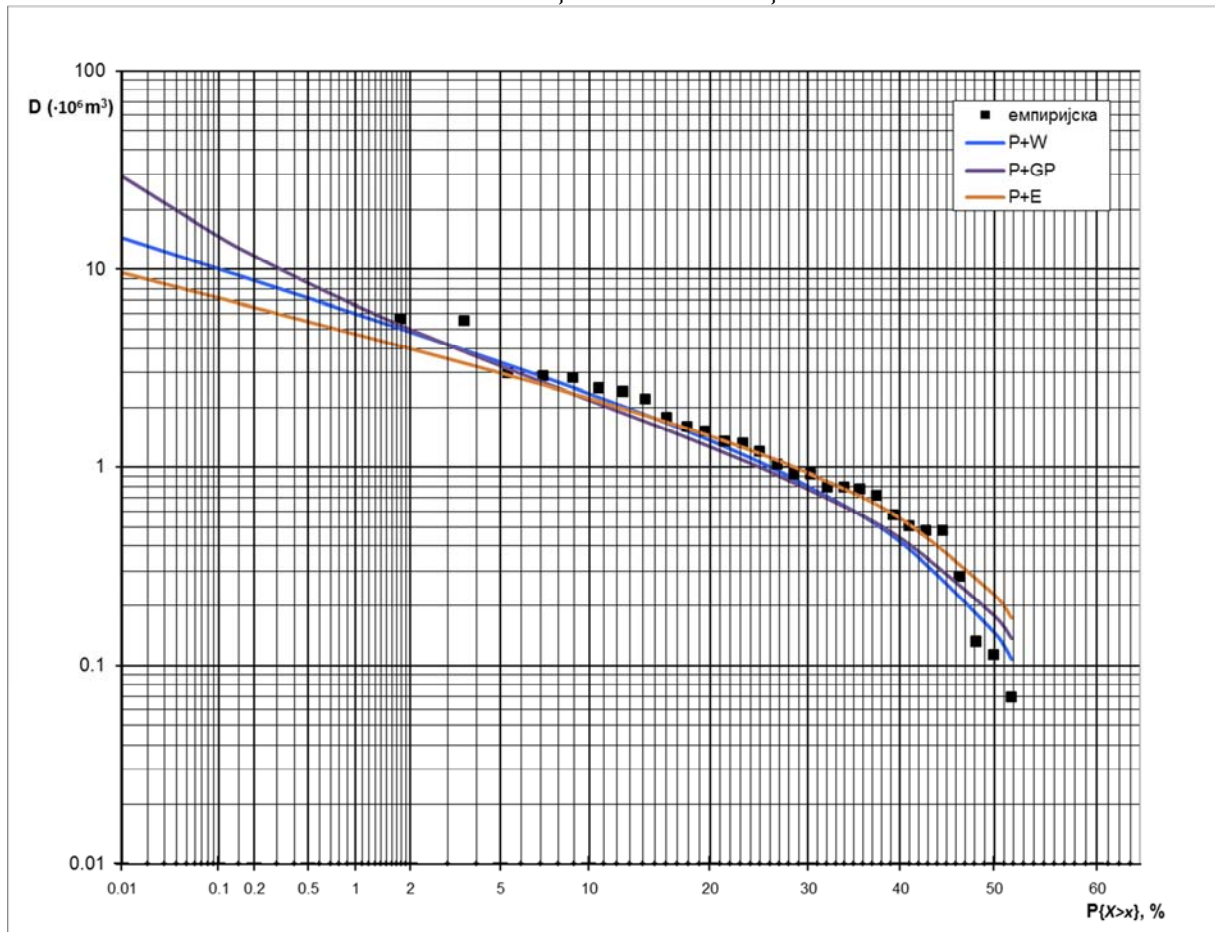
Прилог VIII.33. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Пустој реци код Пуковца



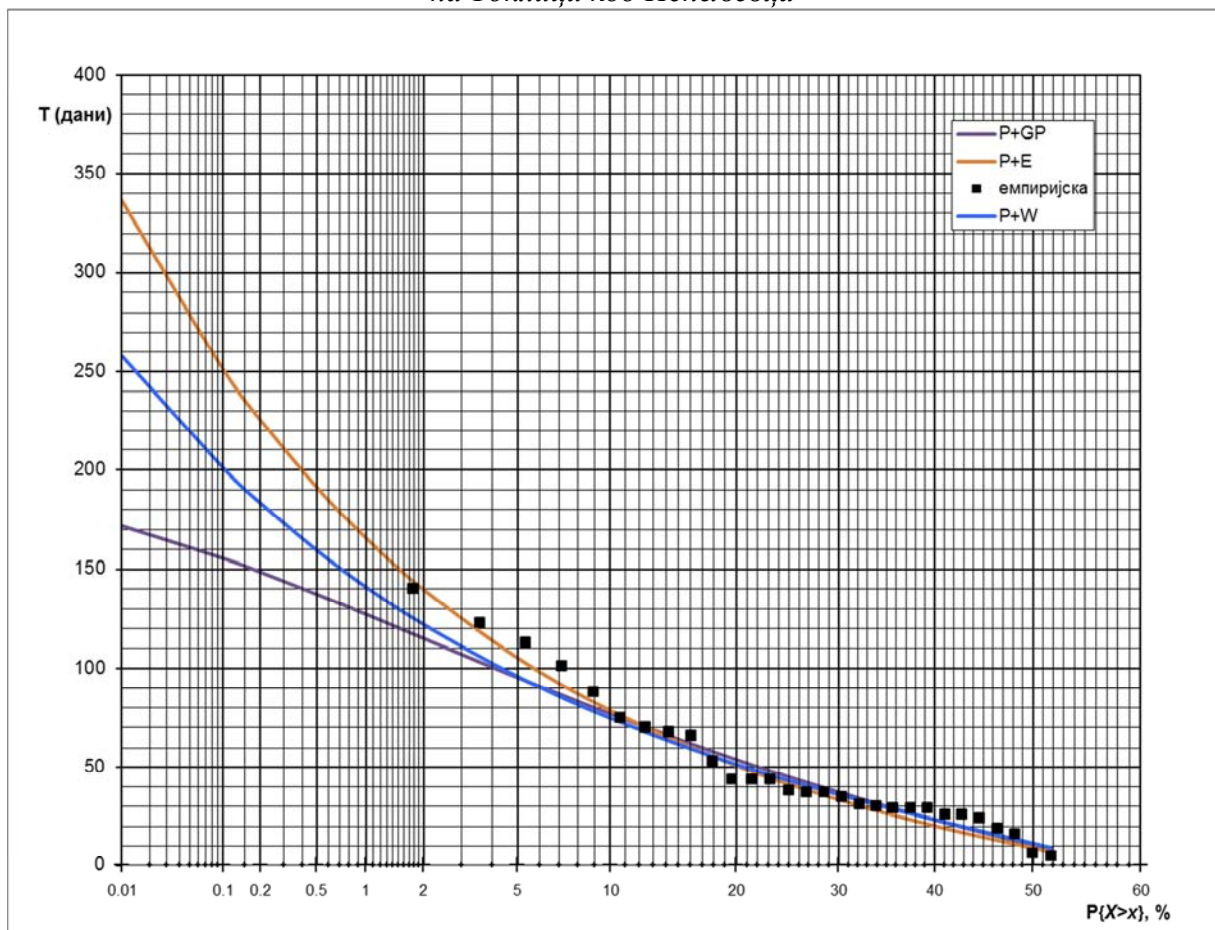
Прилог VIII.34. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Пустој реци код Пуковца



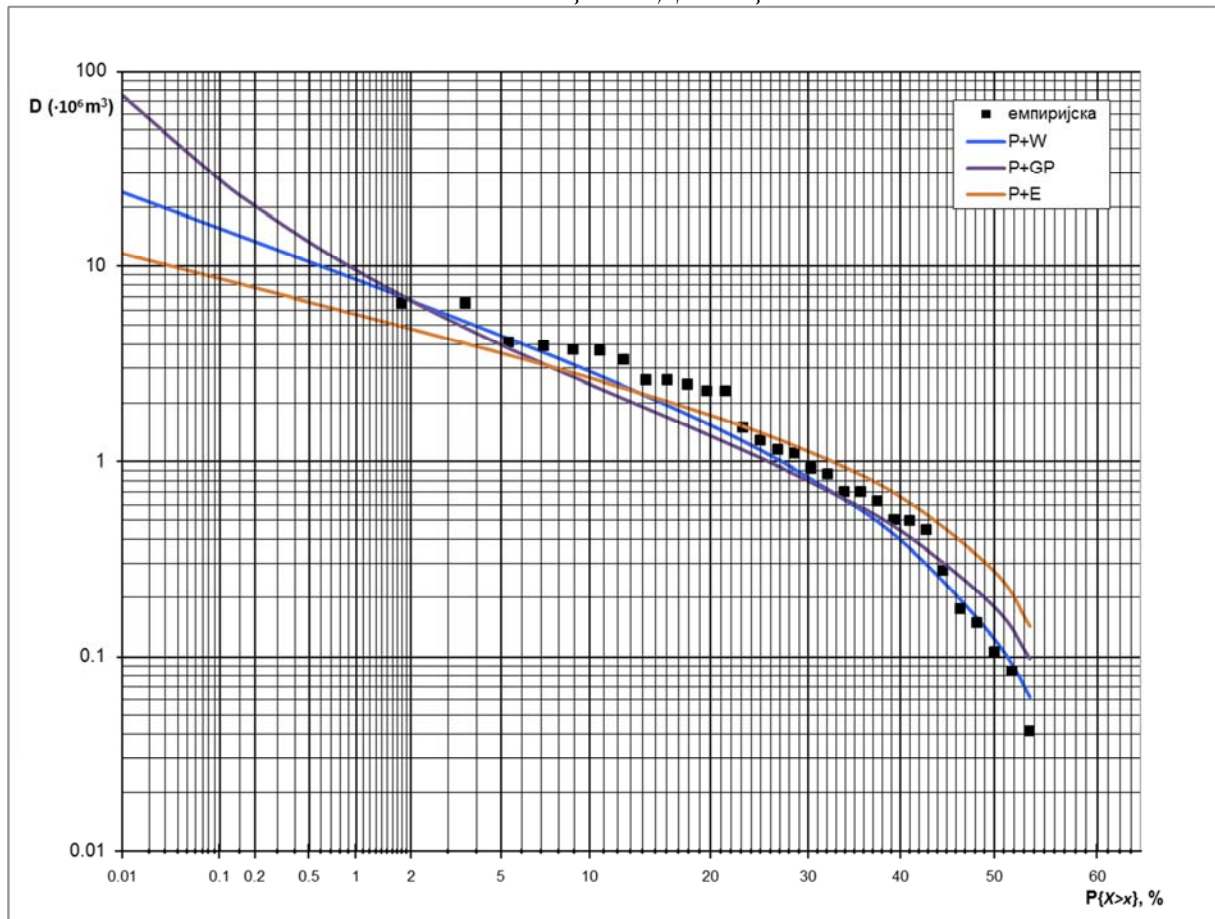
Прилог VIII.35. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Топлици код Пепељевца



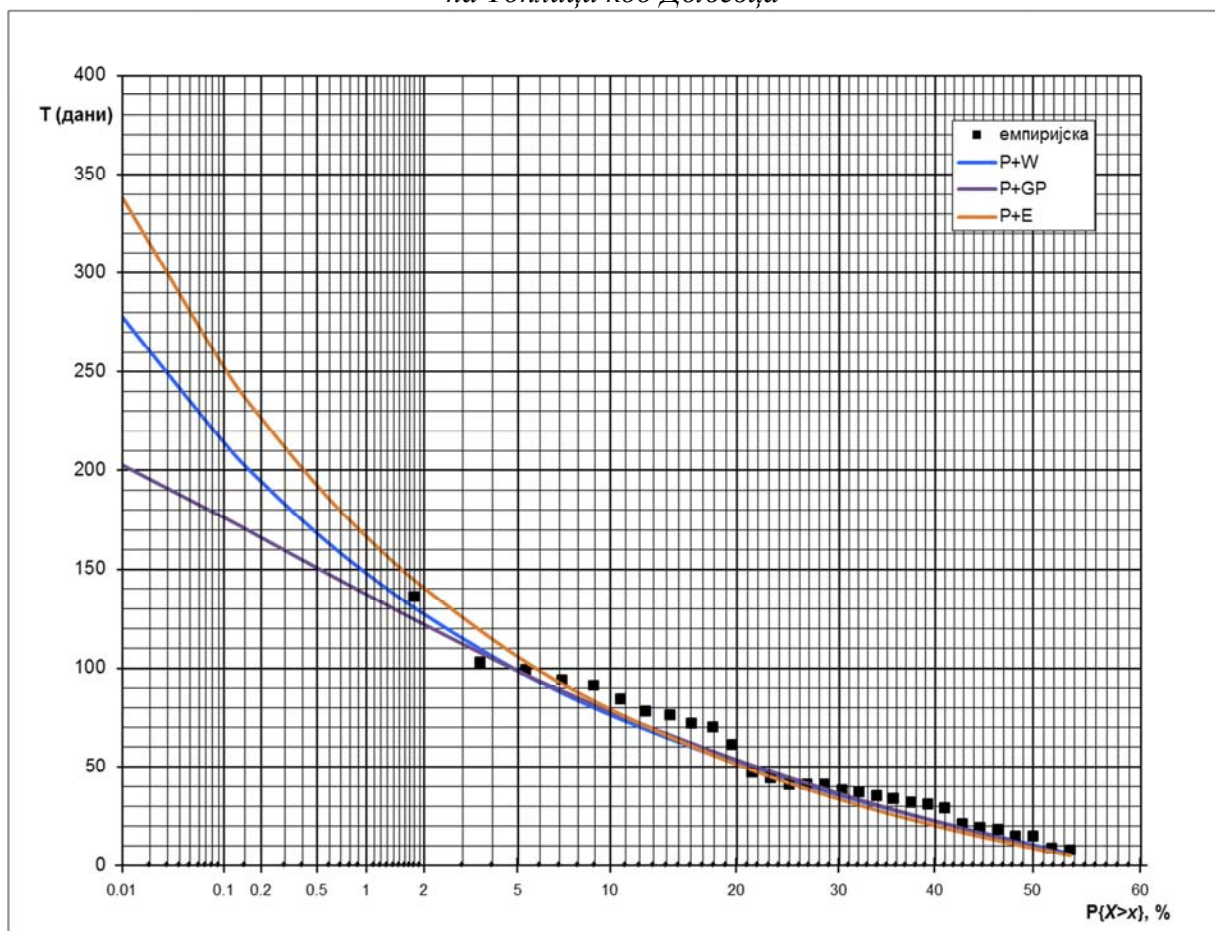
Прилог VIII.36. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Топлици код Пепељевца



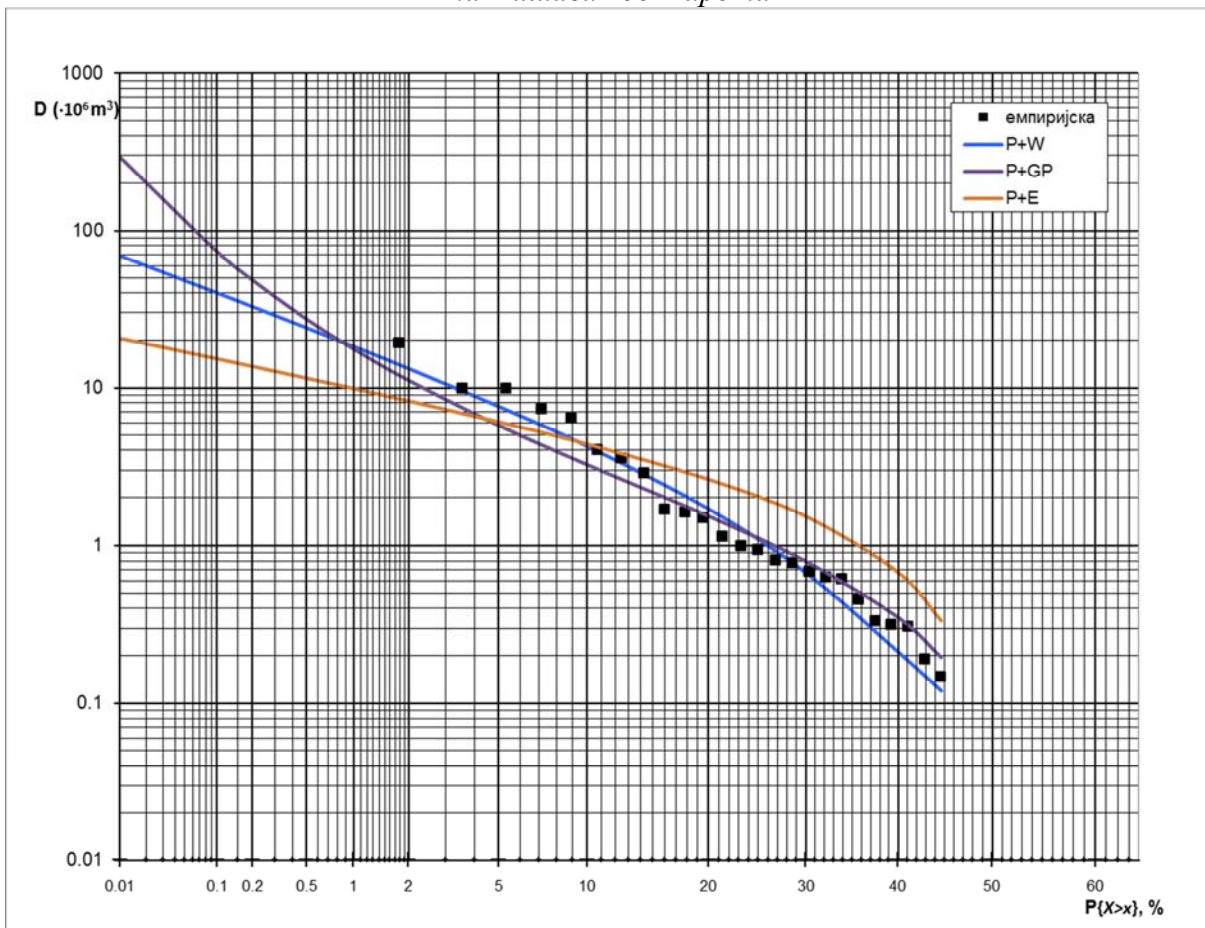
Прилог VIII.37. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Топлици код Дољевца



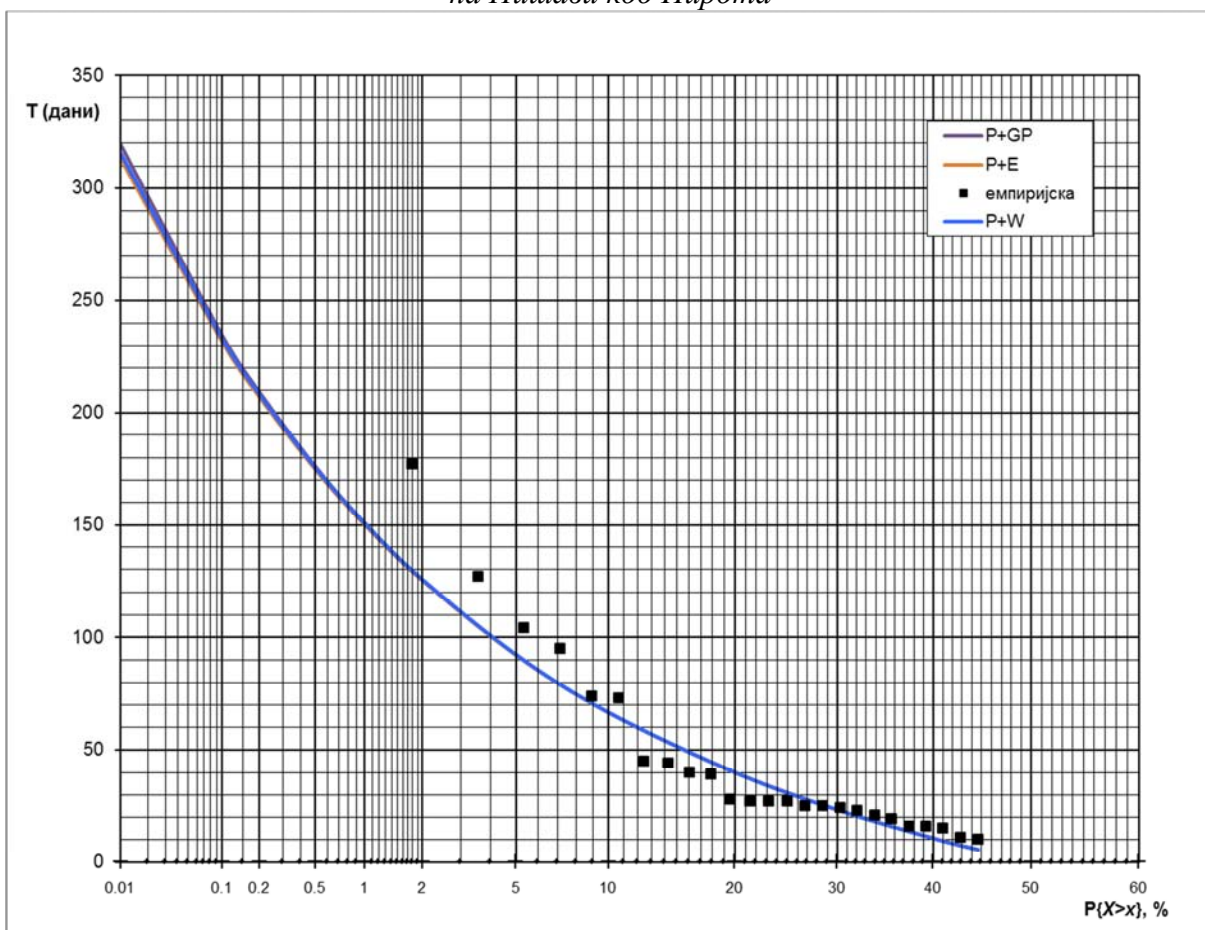
Прилог VIII.38. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Топлици код Дољевца



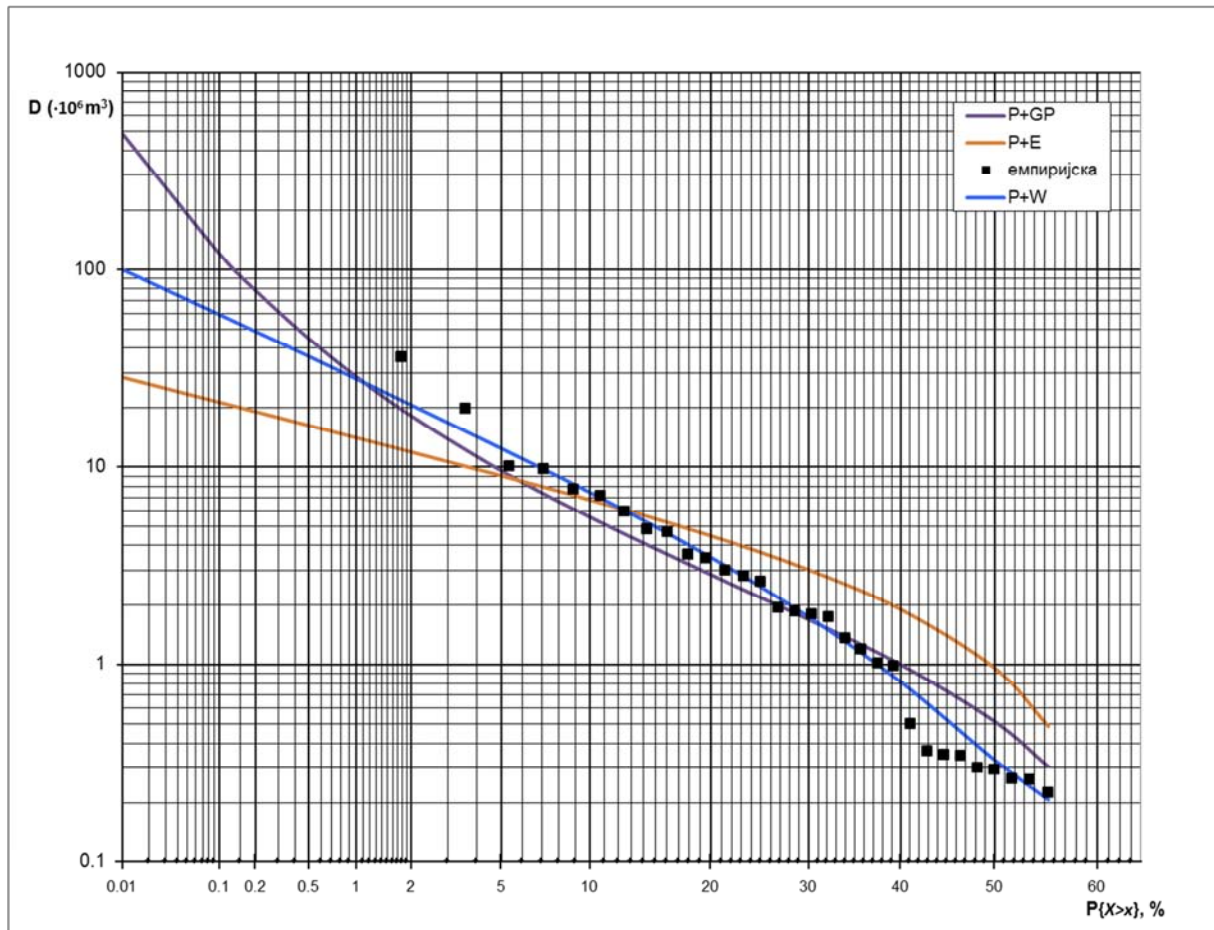
Прилог VIII.39. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Нишави код Пирота



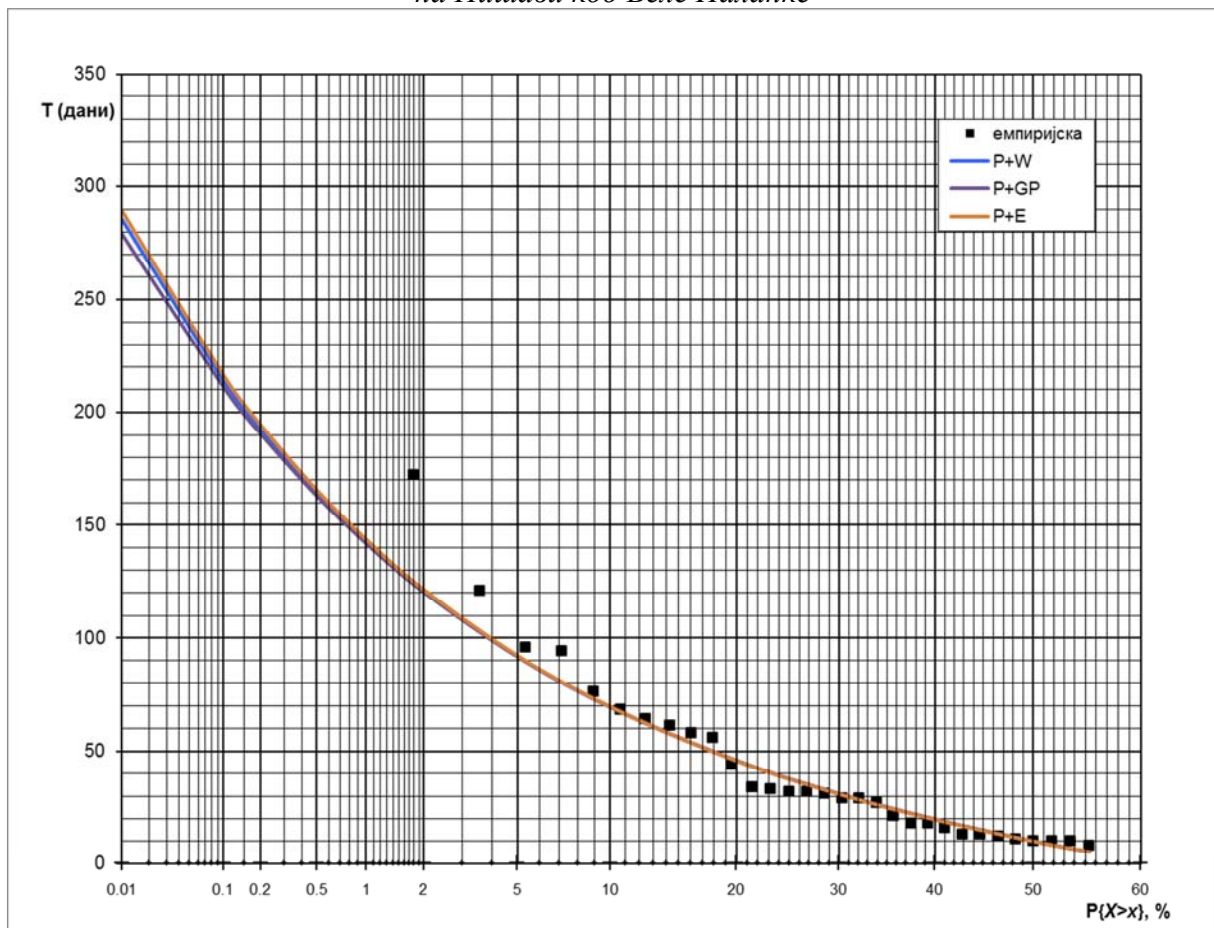
Прилог VIII.40. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Нишави код Пирота



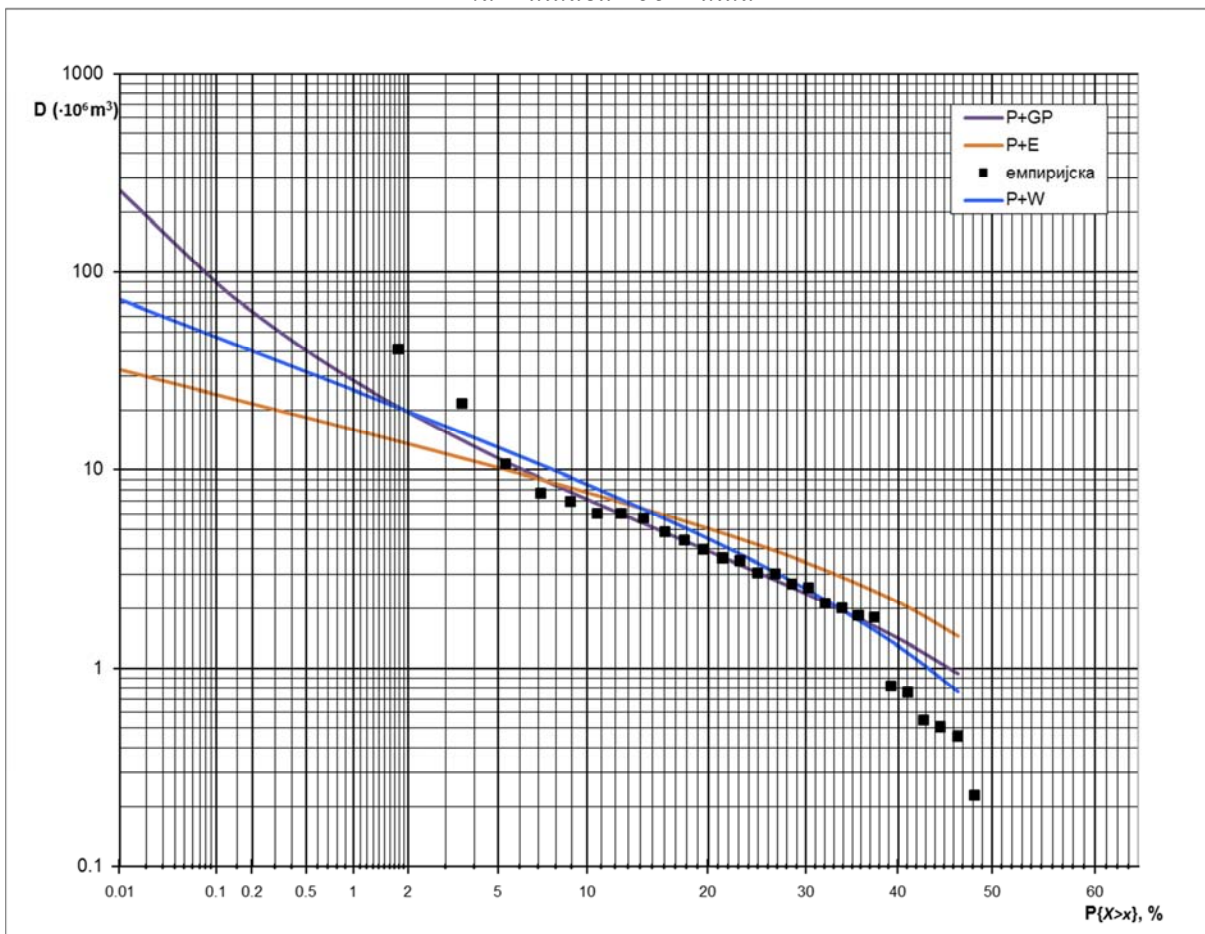
Прилог VIII.41. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Нишави код Беле Паланке



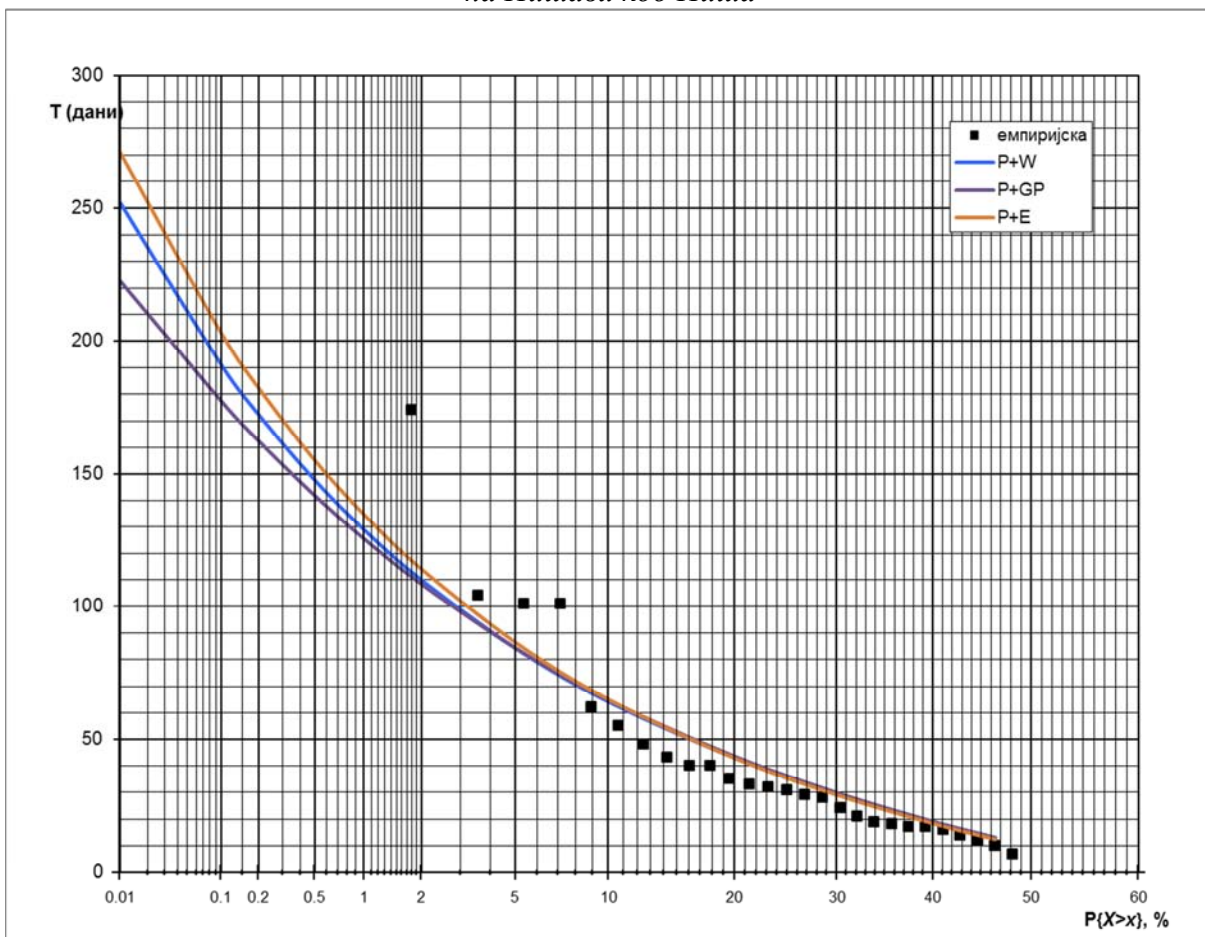
Прилог VIII.42. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Нишави код Беле Паланке



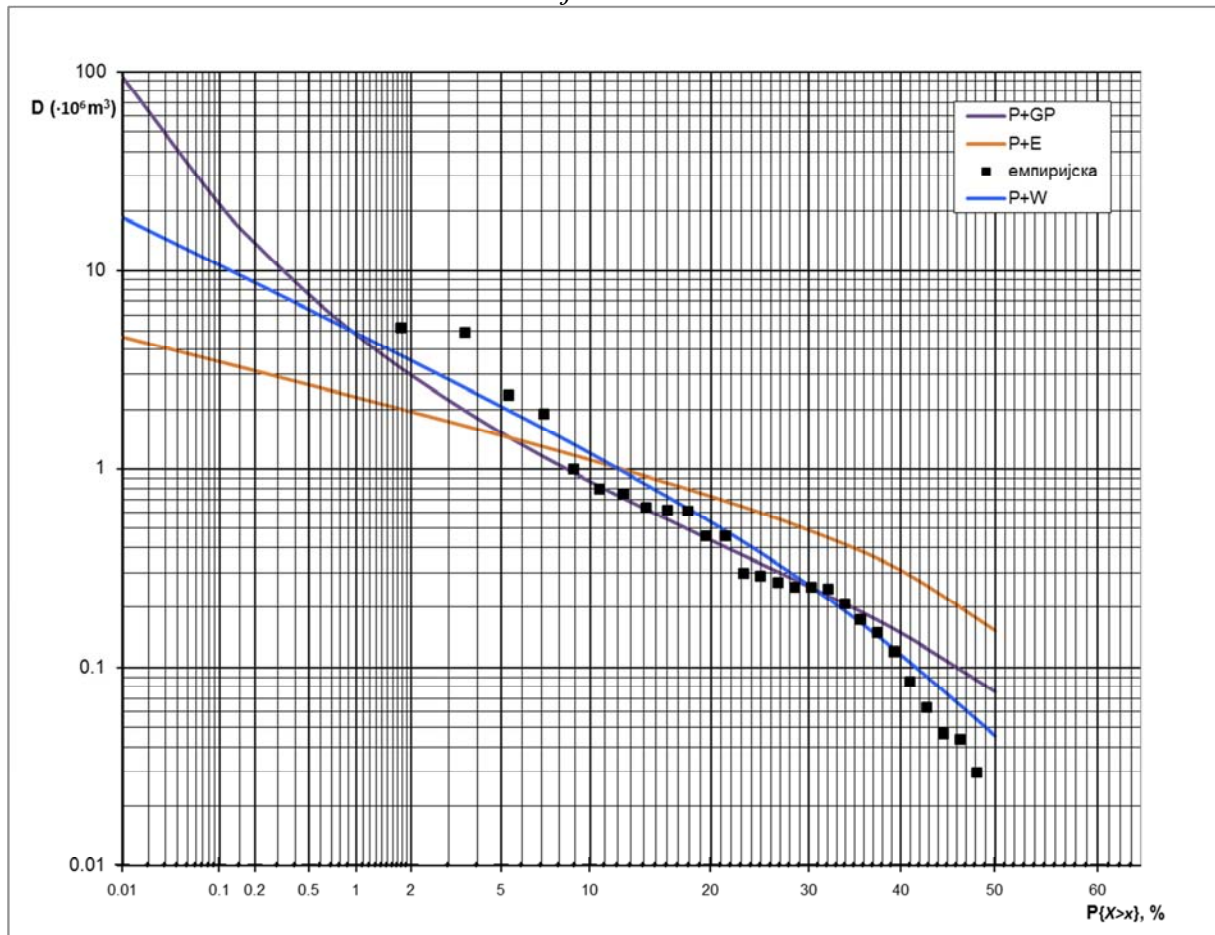
Прилог VIII.43. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Нишави код Ниша



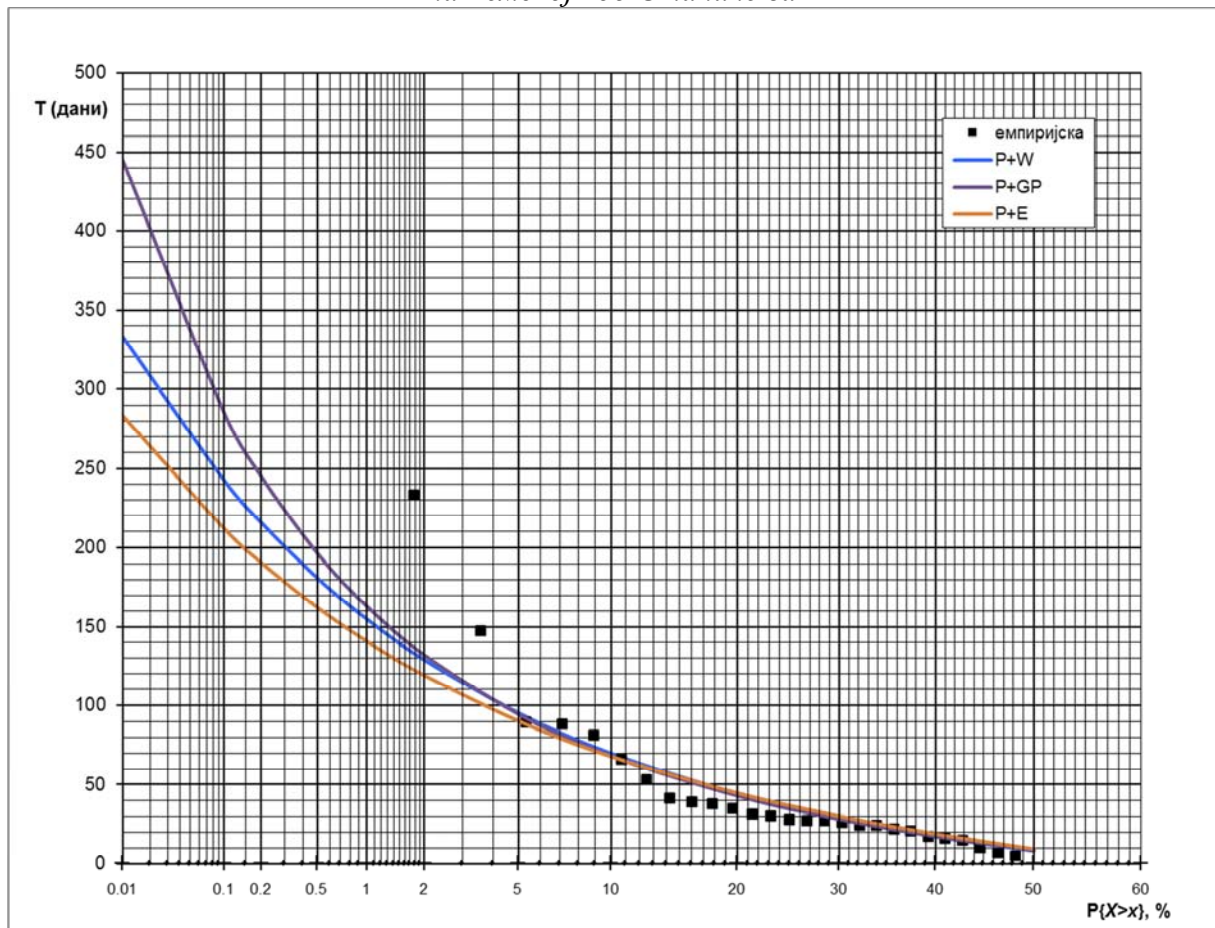
Прилог VIII.44. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Нишави код Ниша



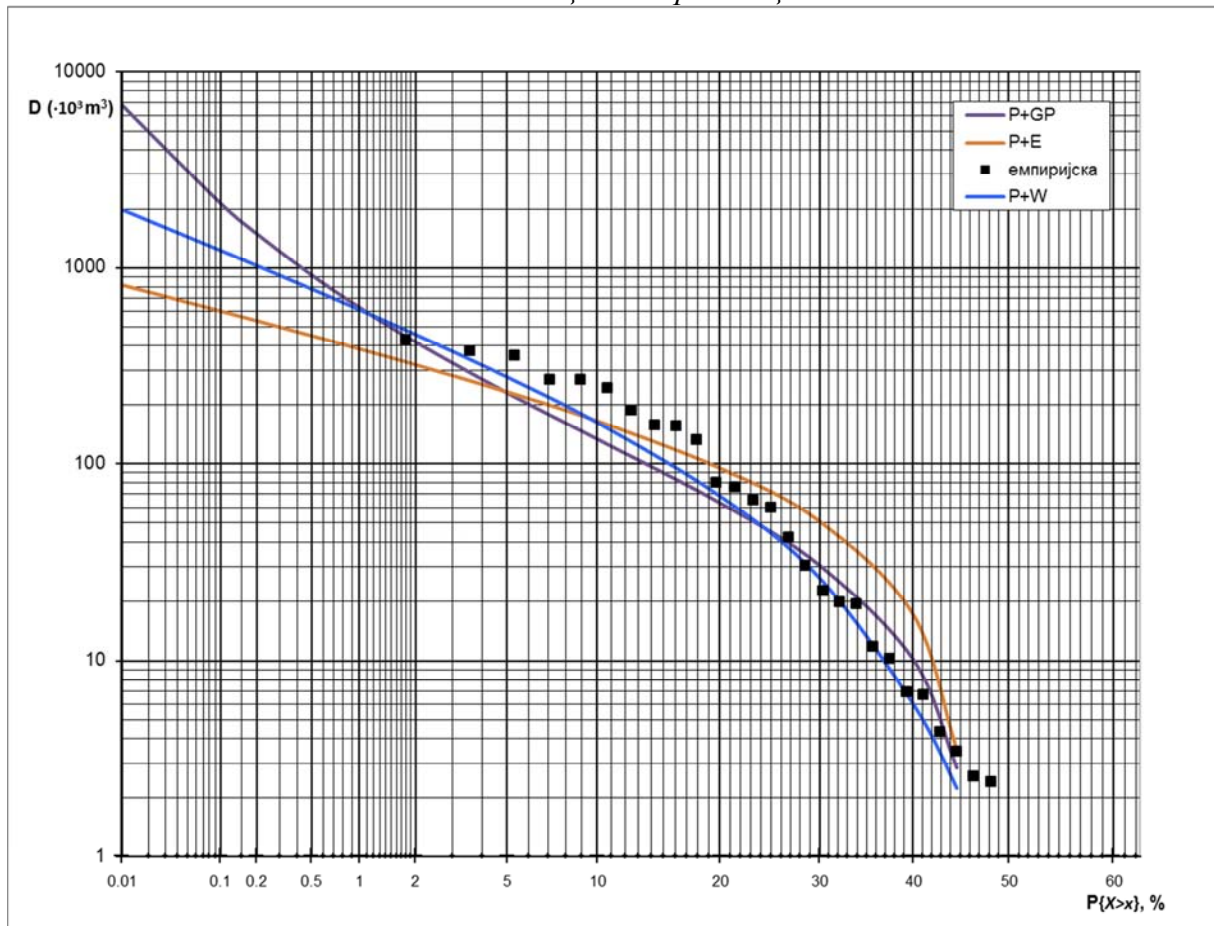
Прилог VIII.45. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Темској код Станичења



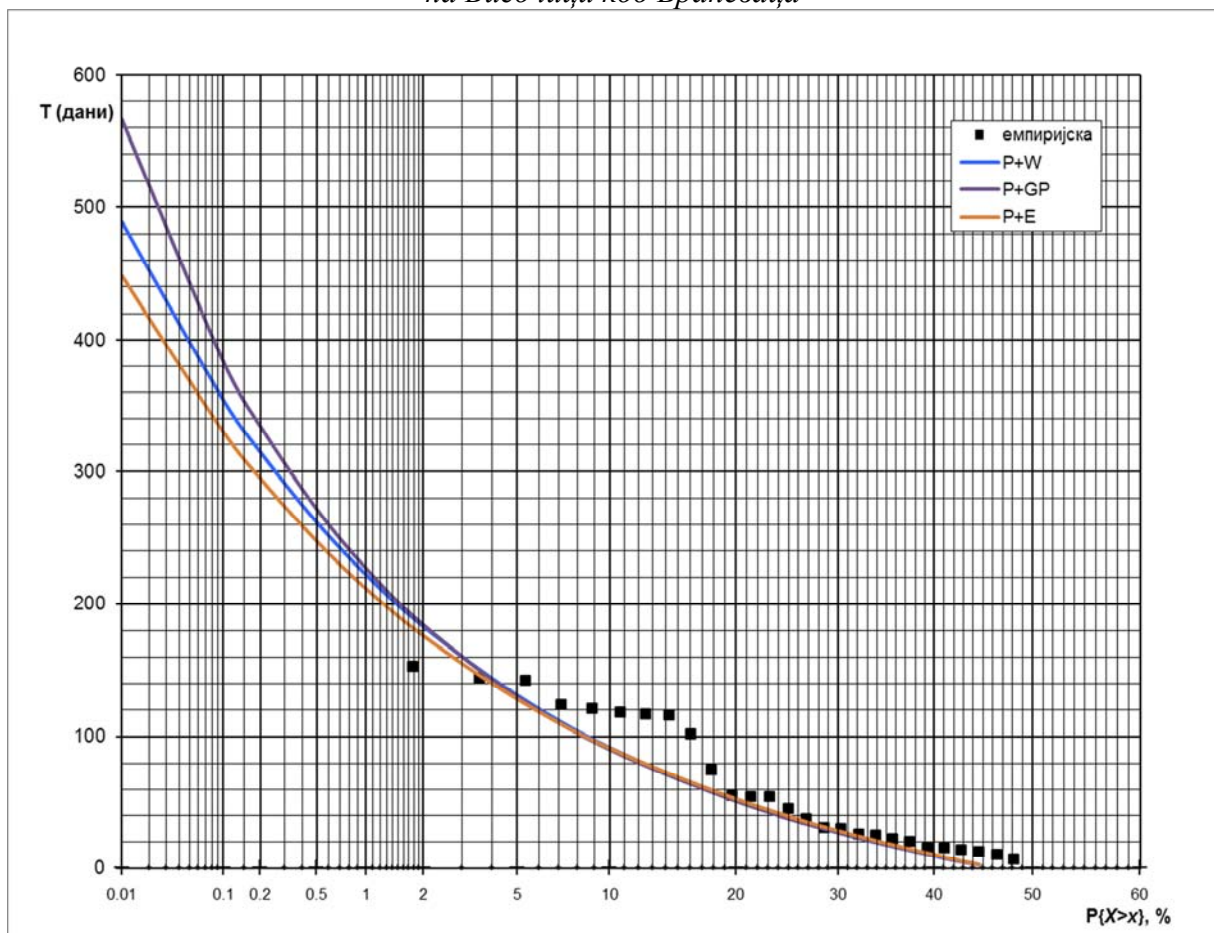
Прилог VIII.46. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Темској код Станичења



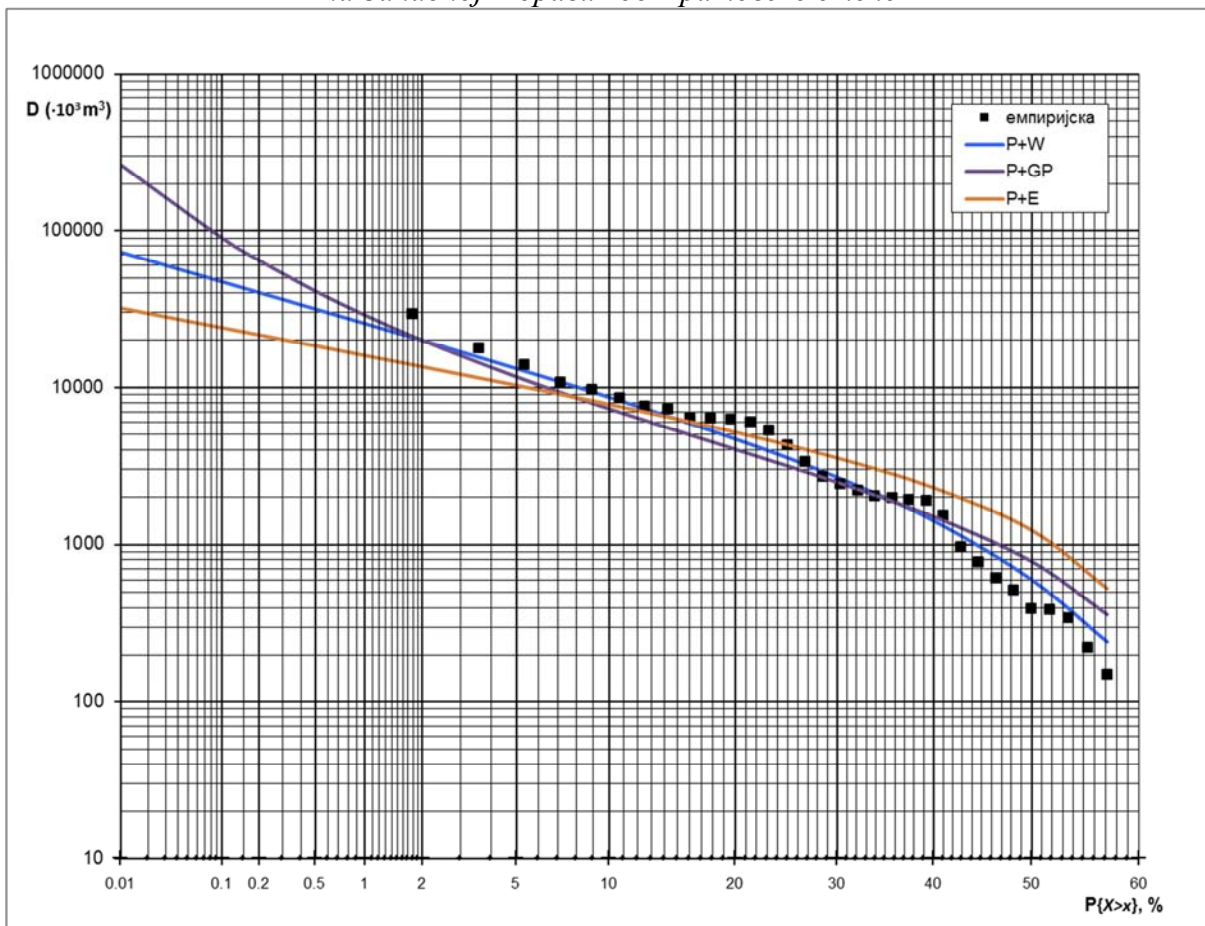
Прилог VIII.47. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Височици код Браћеваца



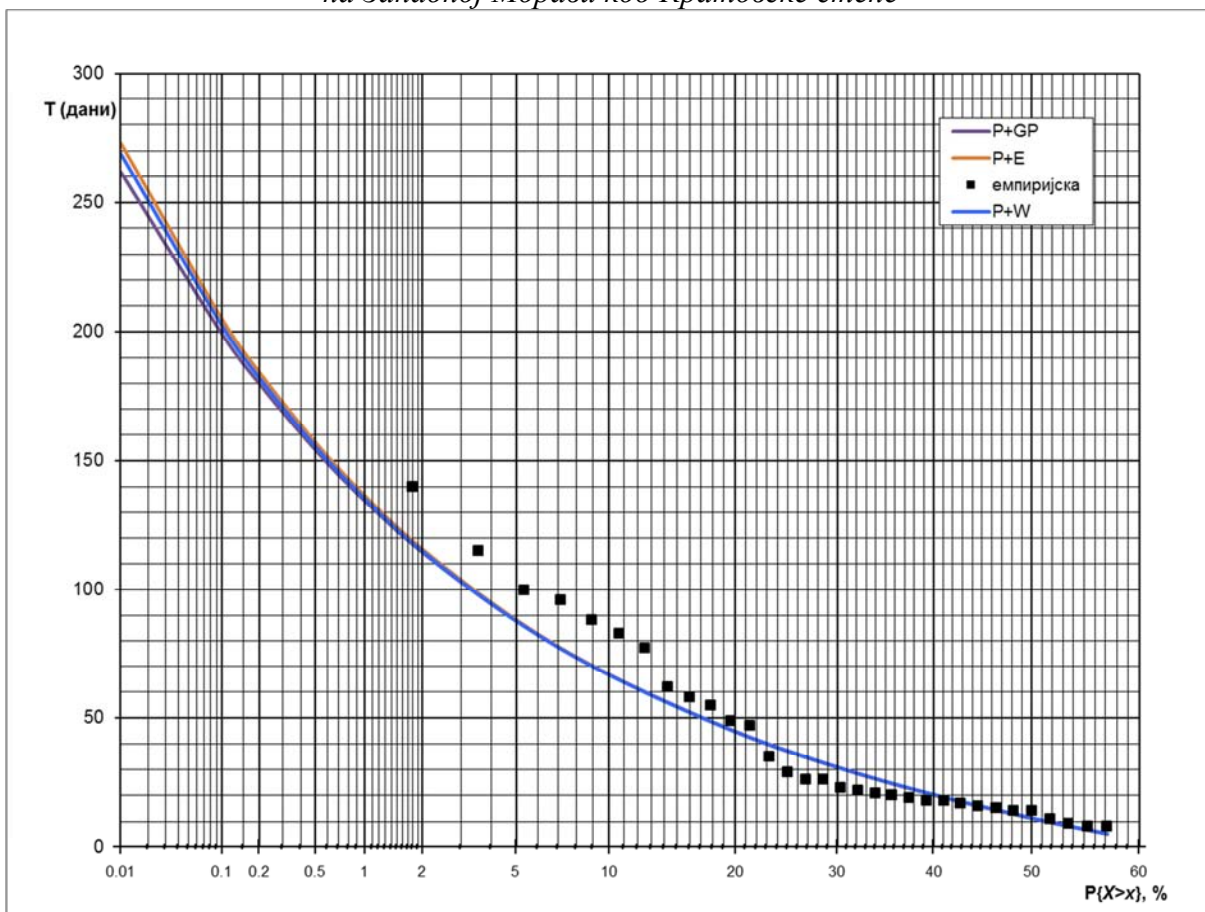
Прилог VIII.48. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Височици код Браћеваца



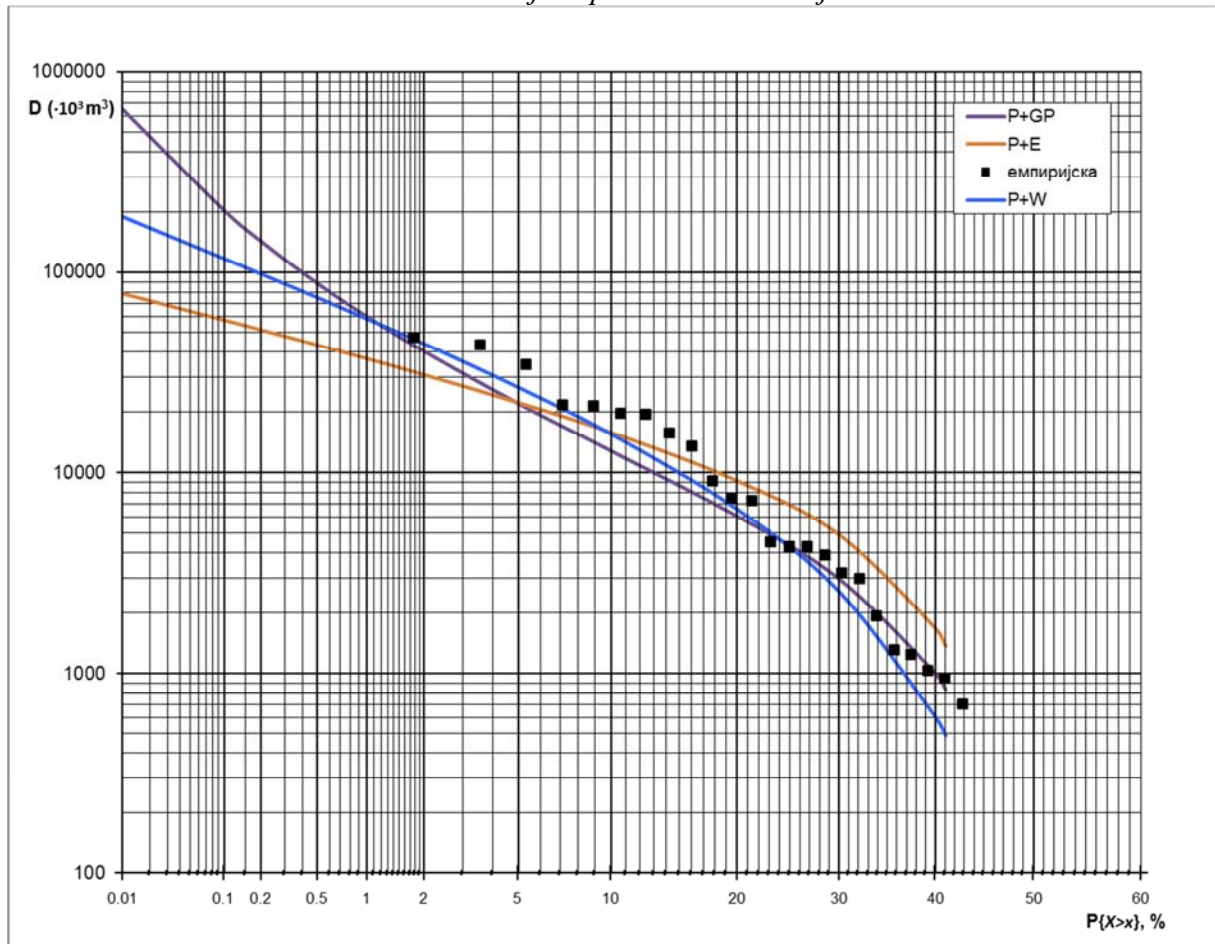
Прилог VIII.49. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Западној Морави код Кратовске стене



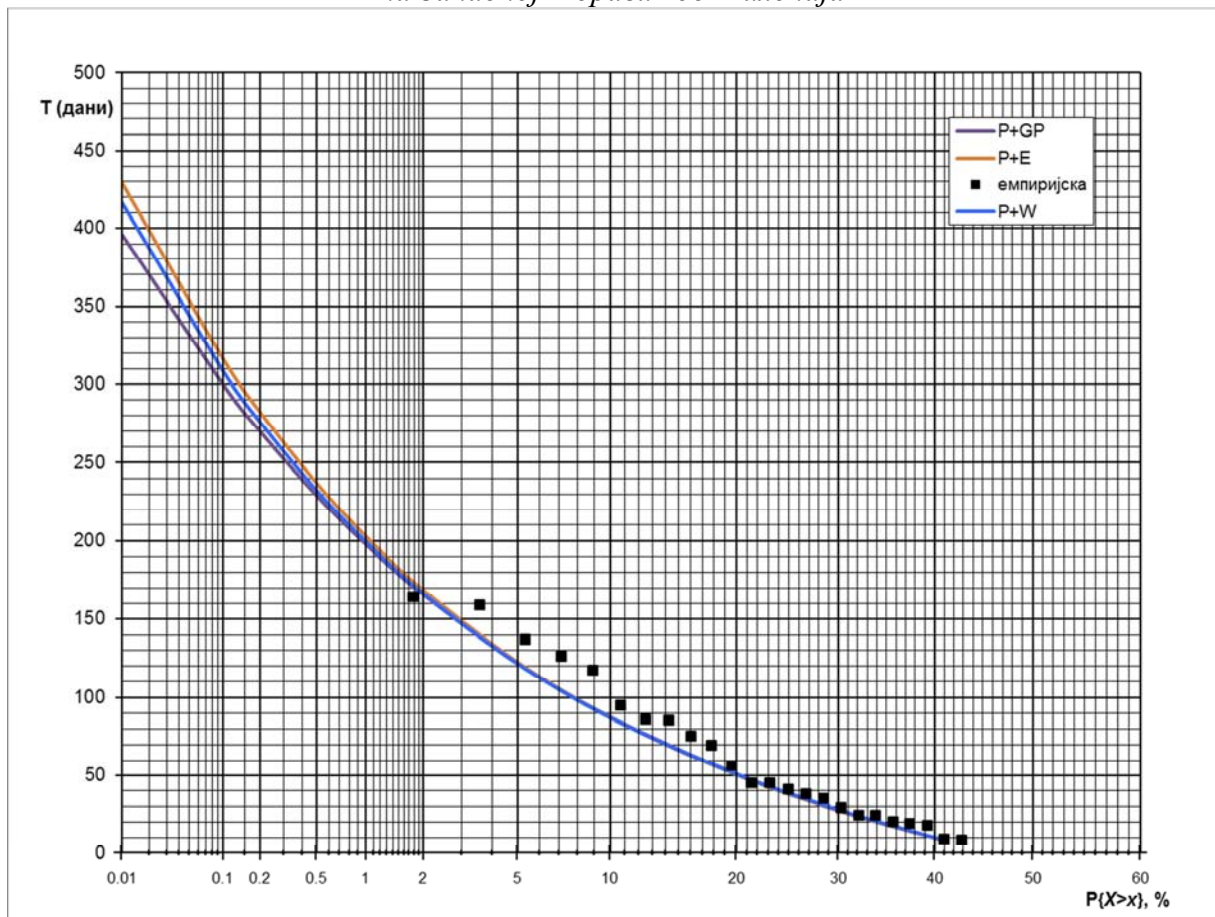
Прилог VIII.50. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Западној Морави код Кратовске стене



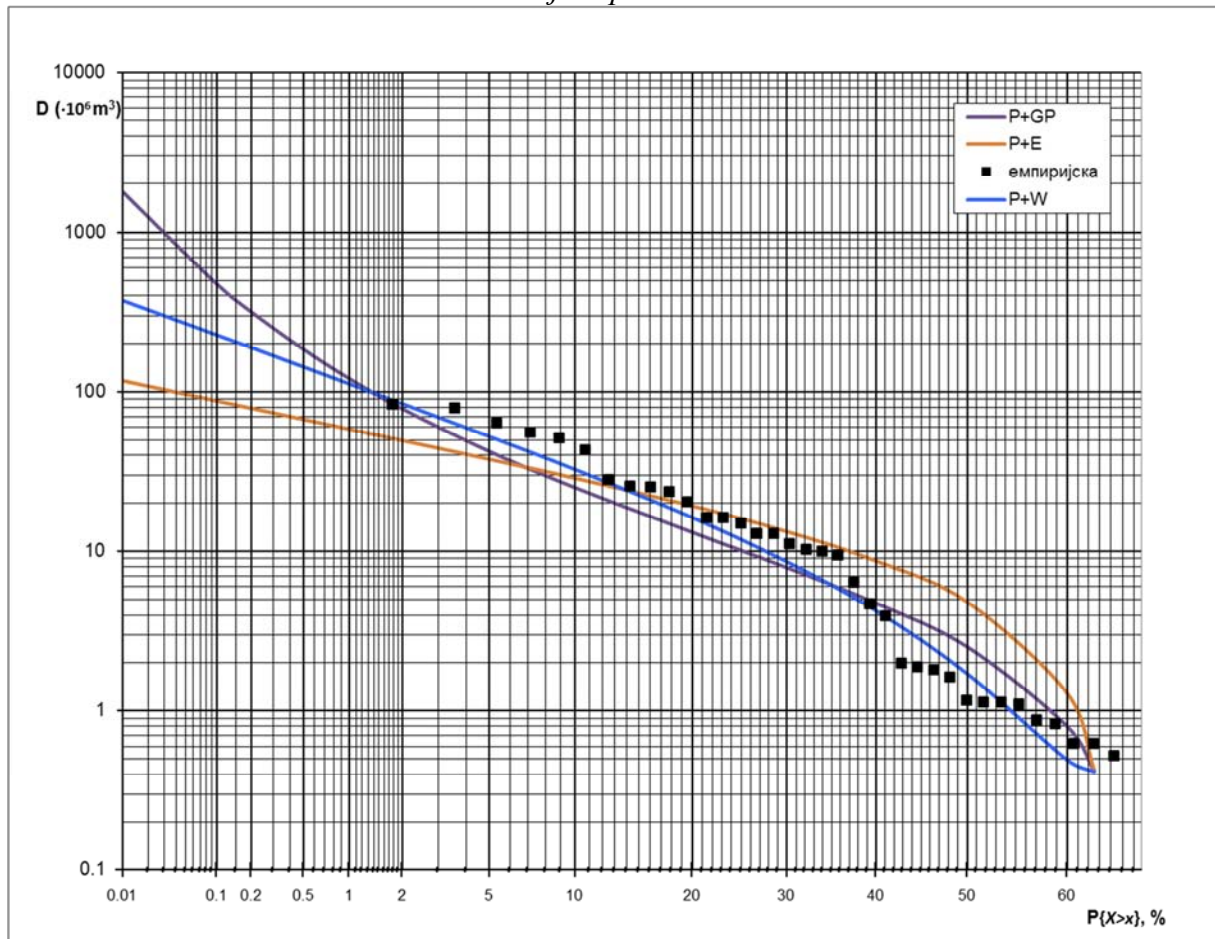
Прилог VIII.51. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Западној Морави код Милочаја



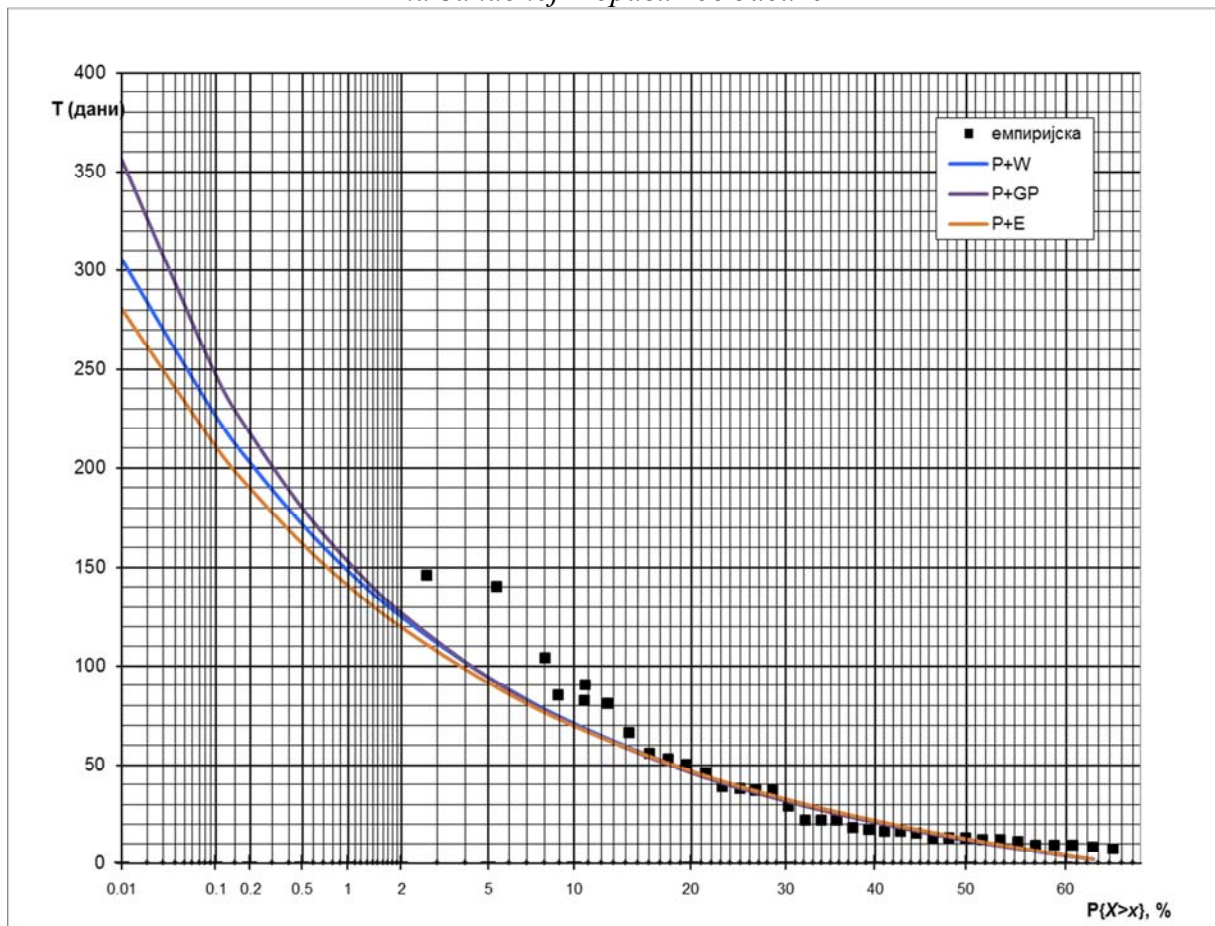
Прилог VIII.52. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Западној Морави код Милочаја



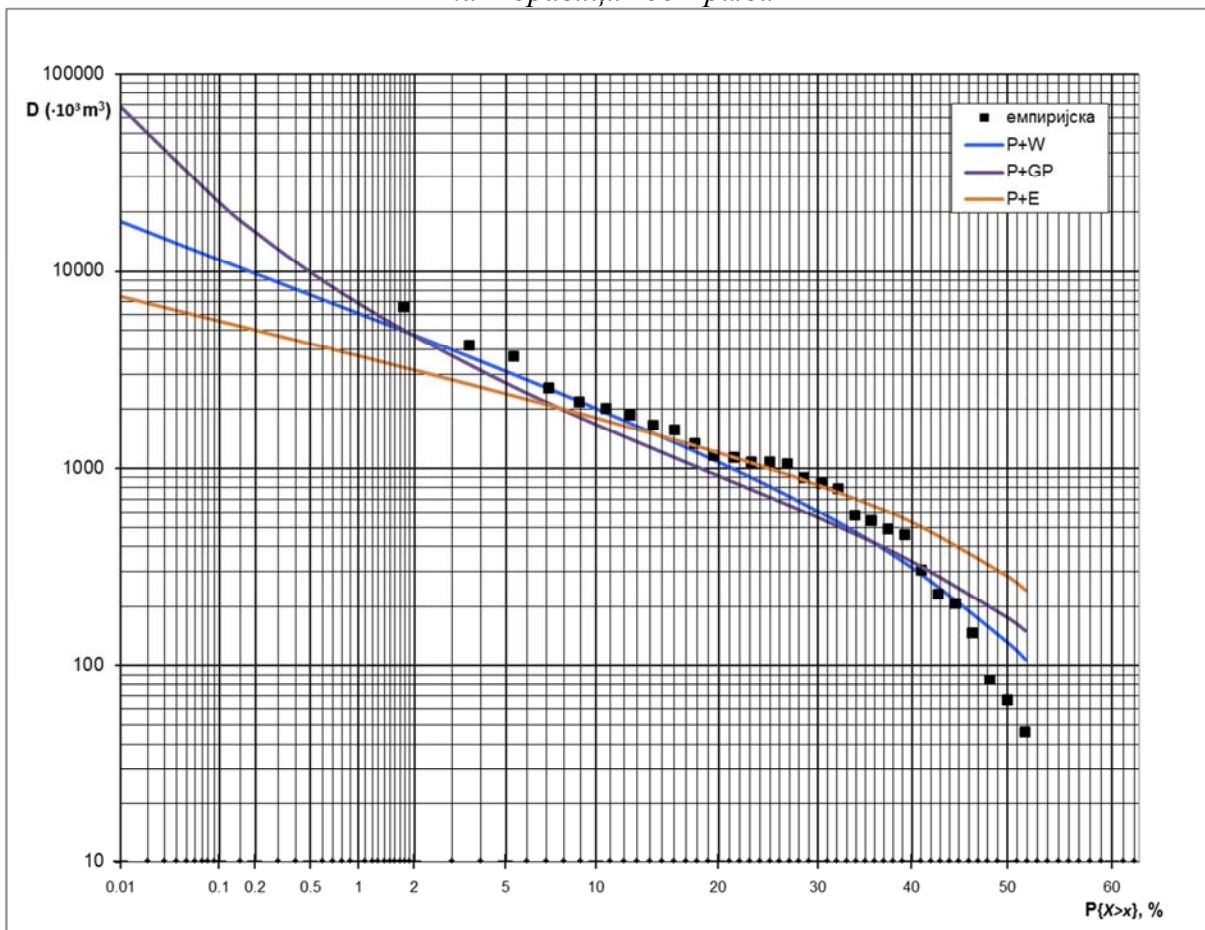
Прилог VIII.53. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Западној Морави код Јасике



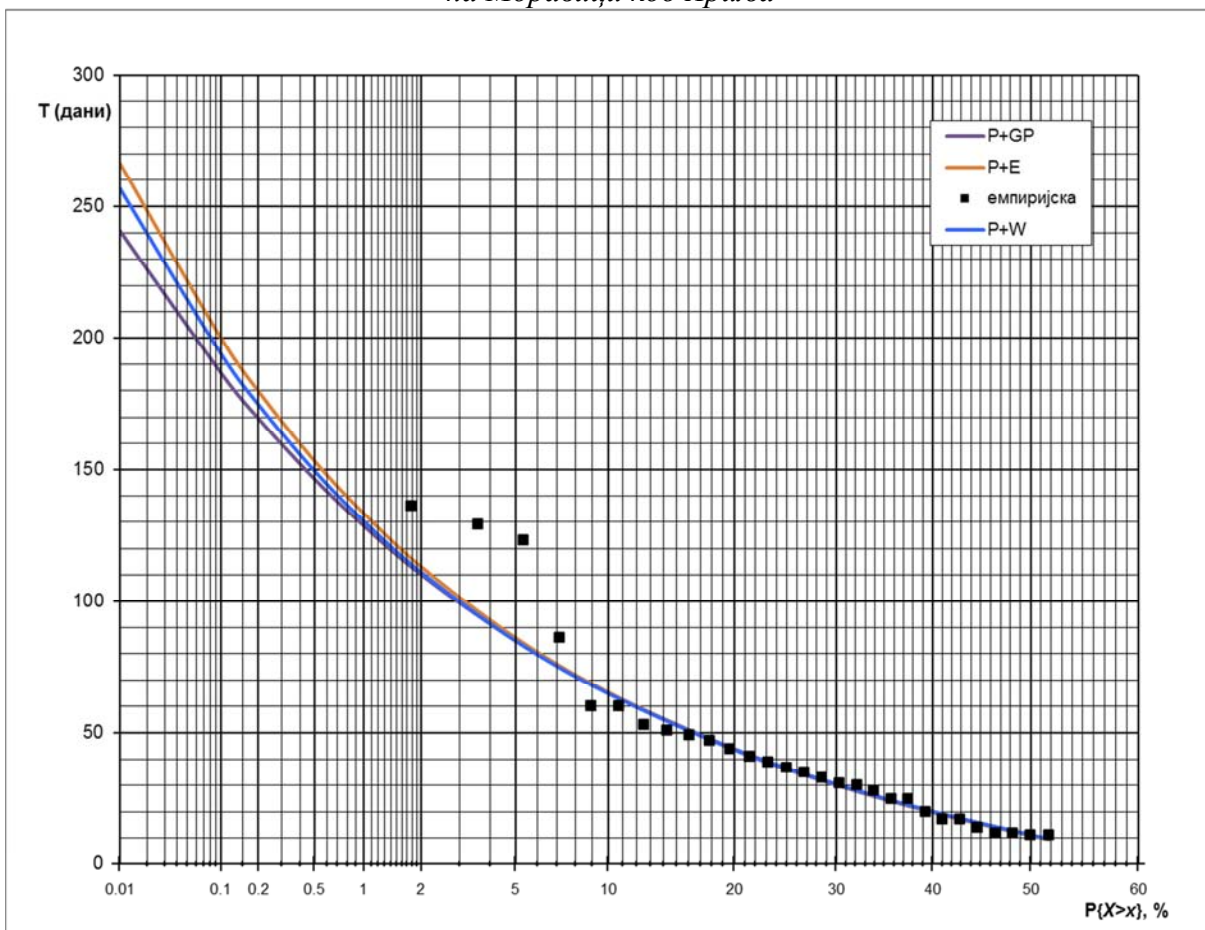
Прилог VIII.54. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Западној Морави код Јасике



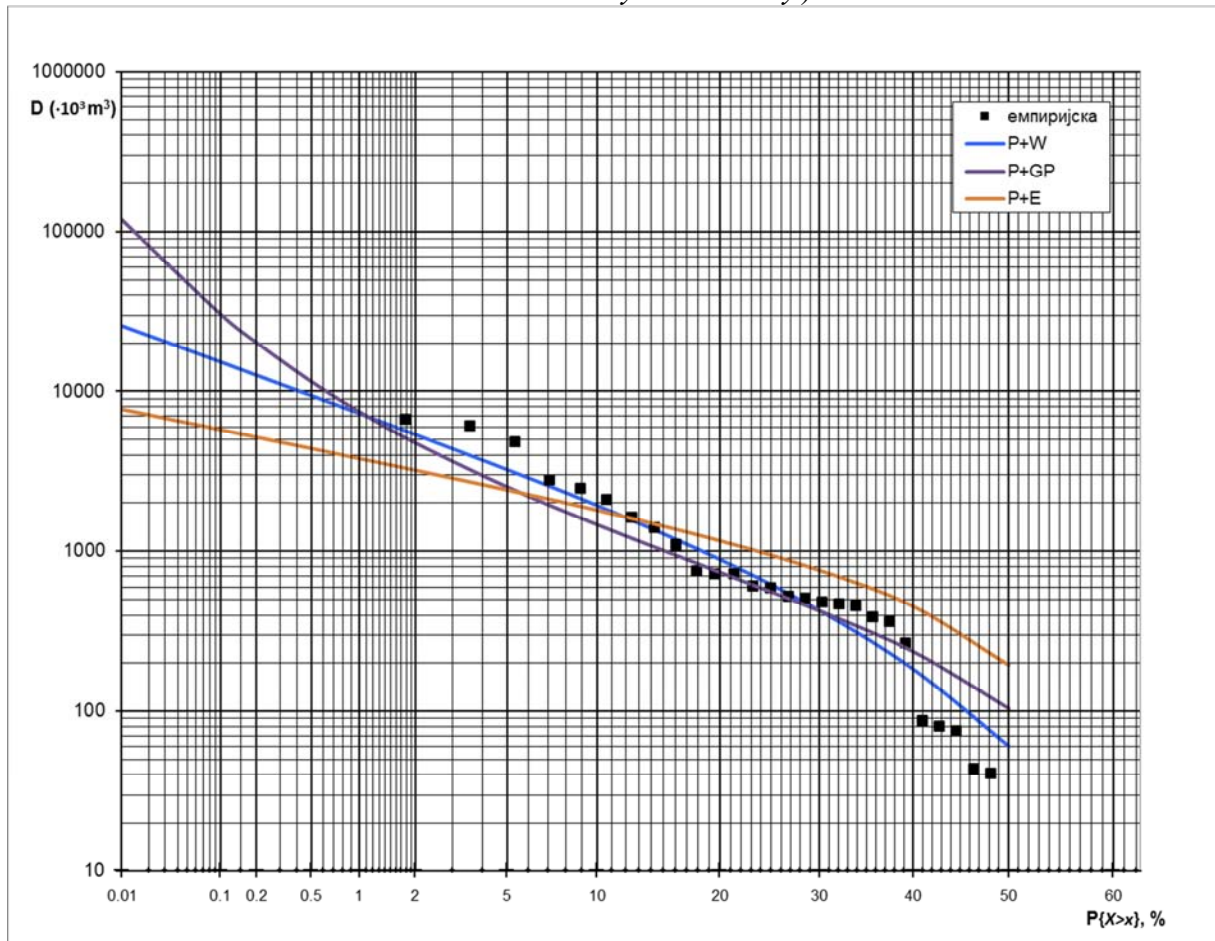
Прилог VIII.55. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Моравици код Ариља



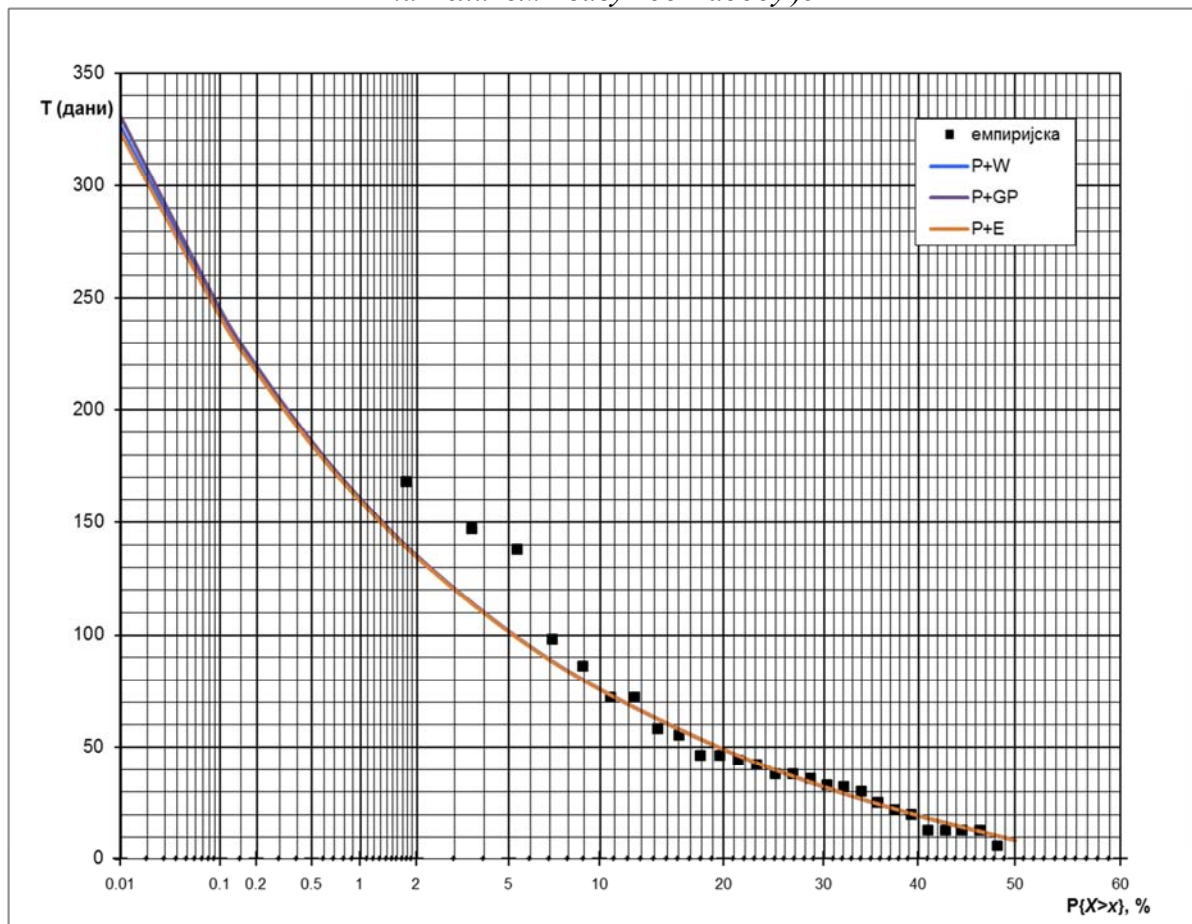
Прилог VIII.56. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Моравици код Ариља



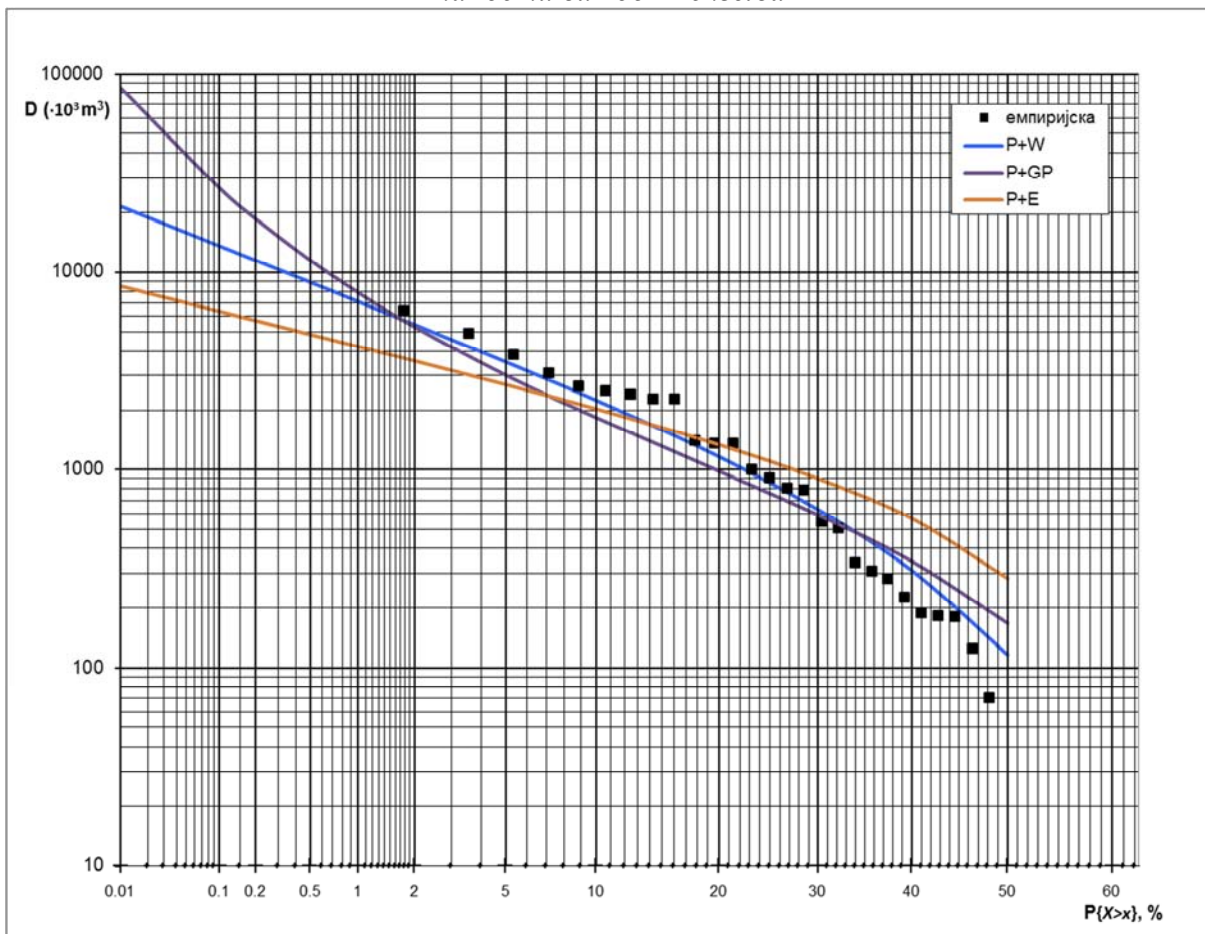
Прилог VIII.57. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Великом Рзаву код Радобуђе



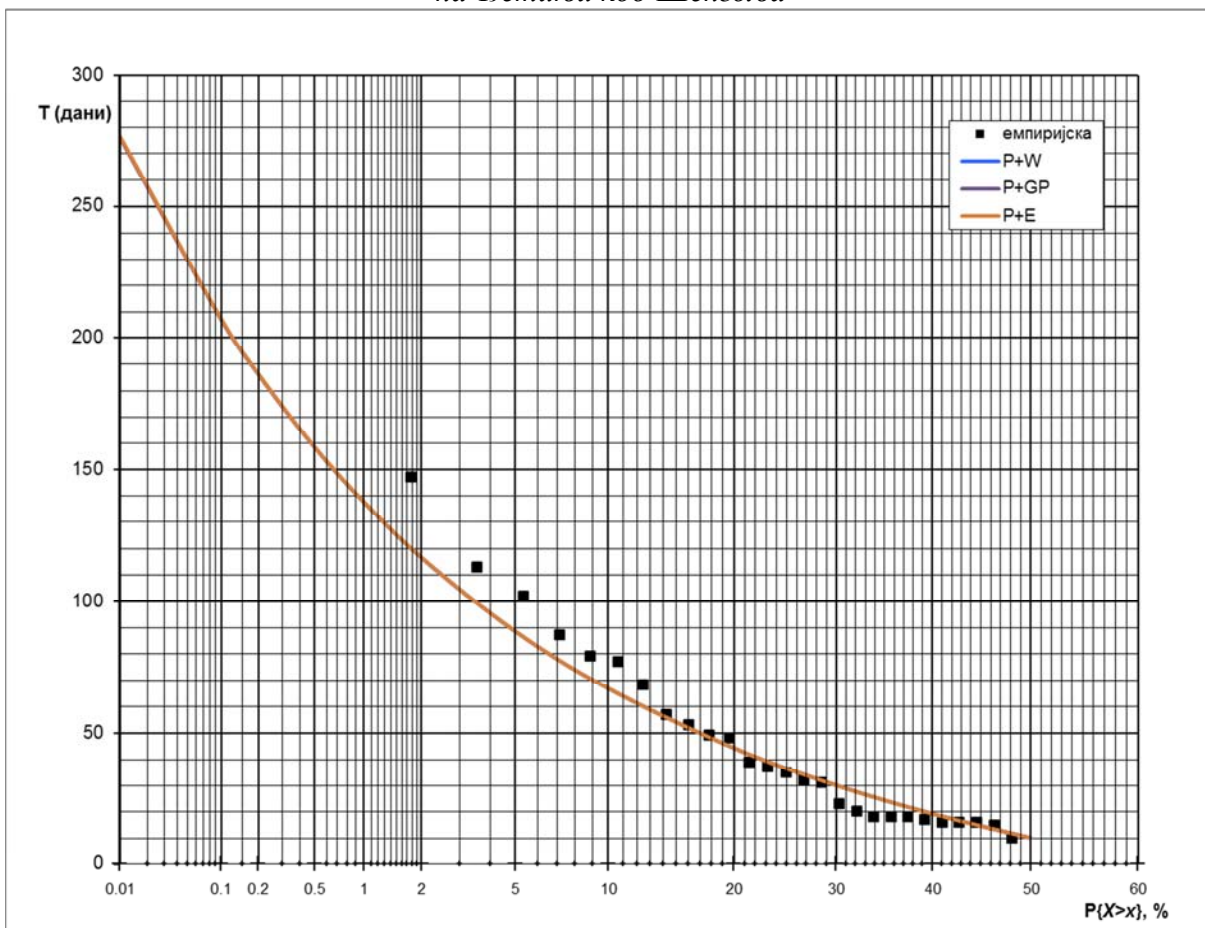
Прилог VIII.58. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Великом Рзаву код Радобуђе



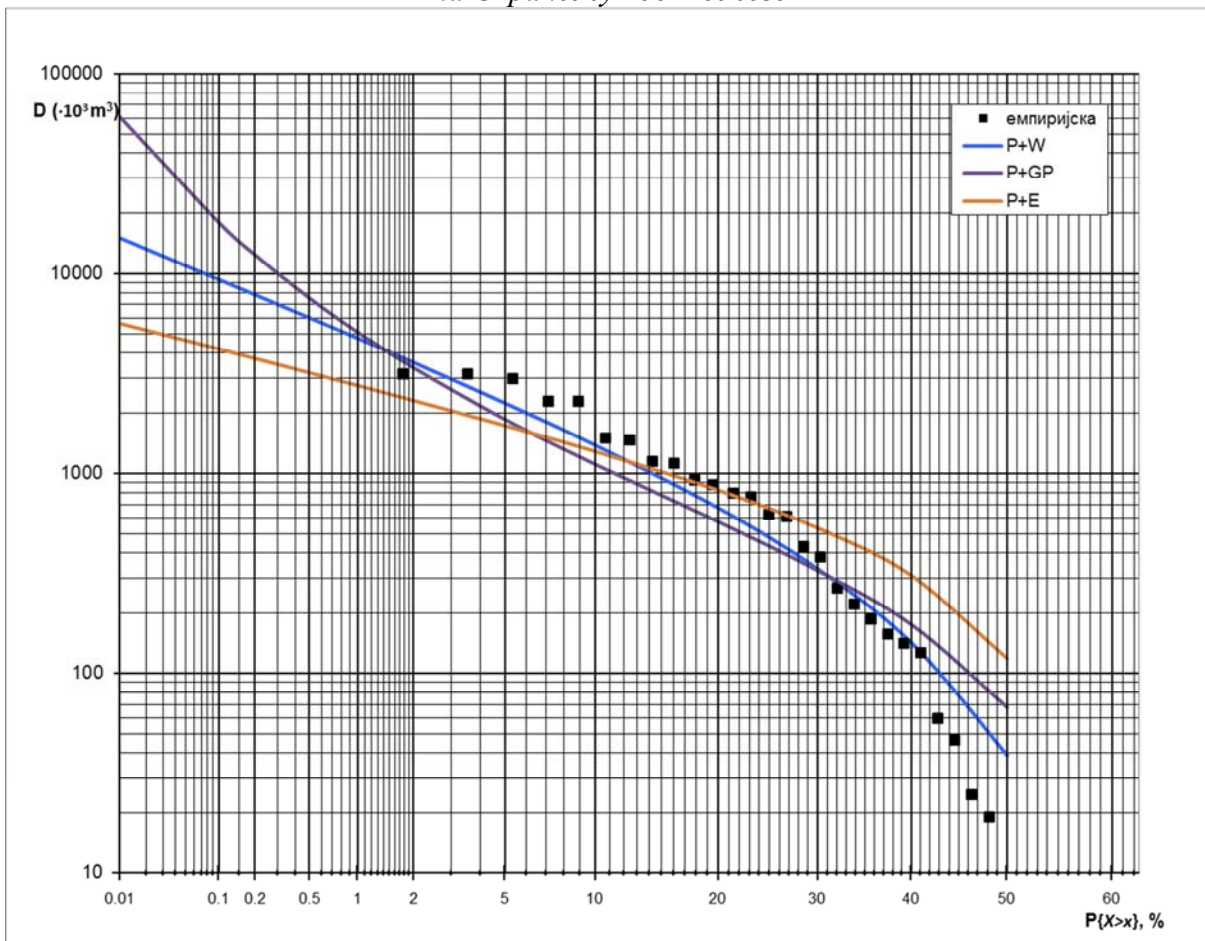
Прилог VIII.59. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Бетињи код Шенгоља



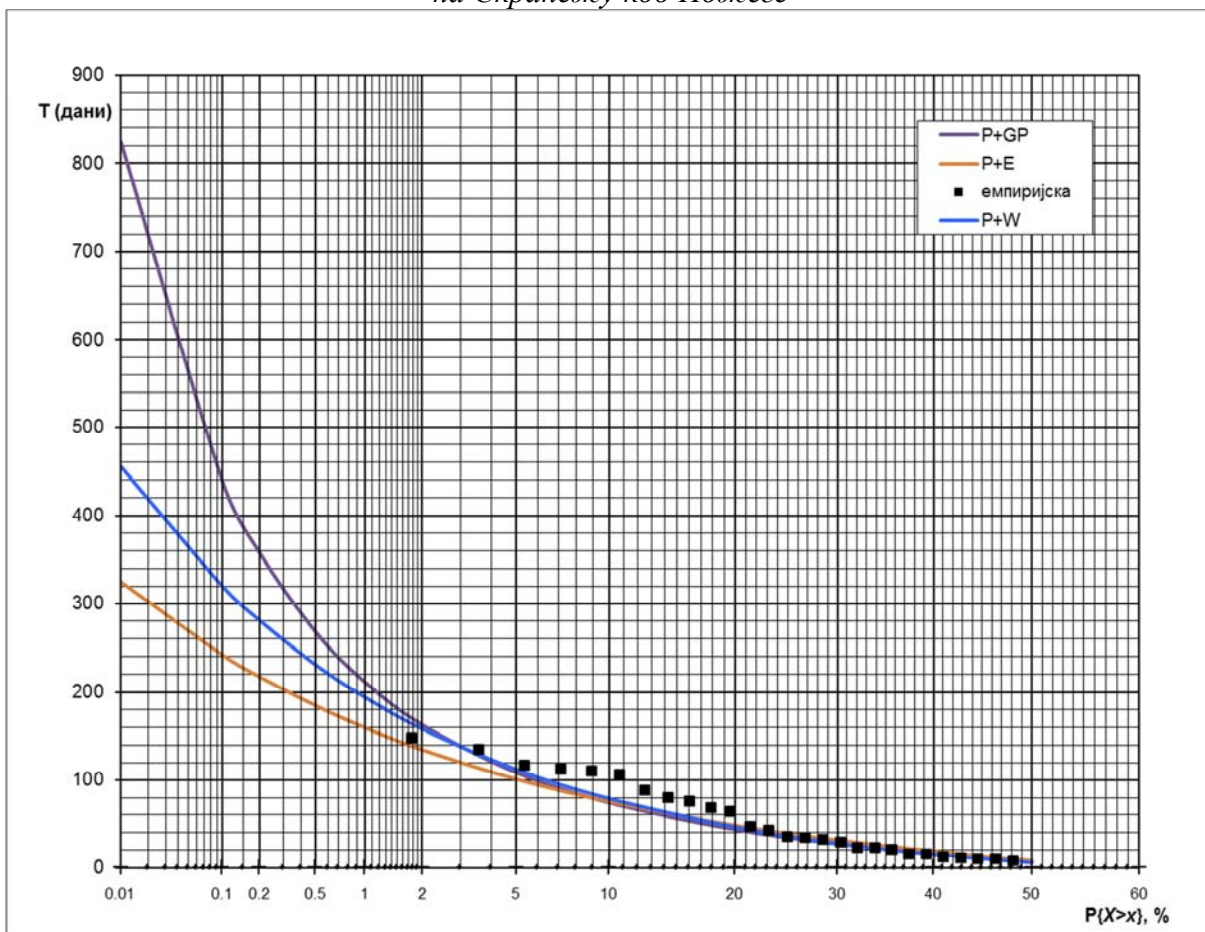
Прилог VIII.60. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Бетињи код Шенгоља



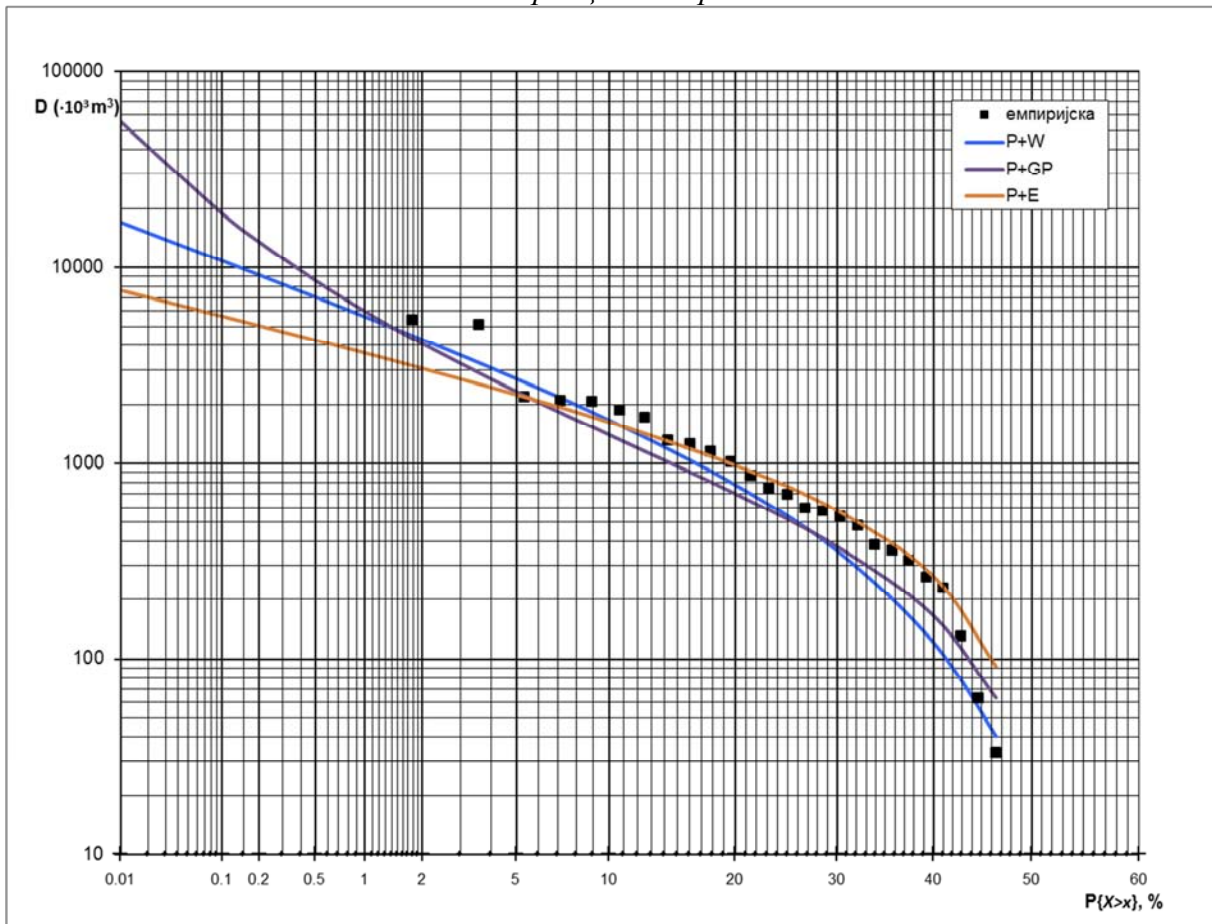
Прилог VIII.61. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Скрапежу код Пожеге



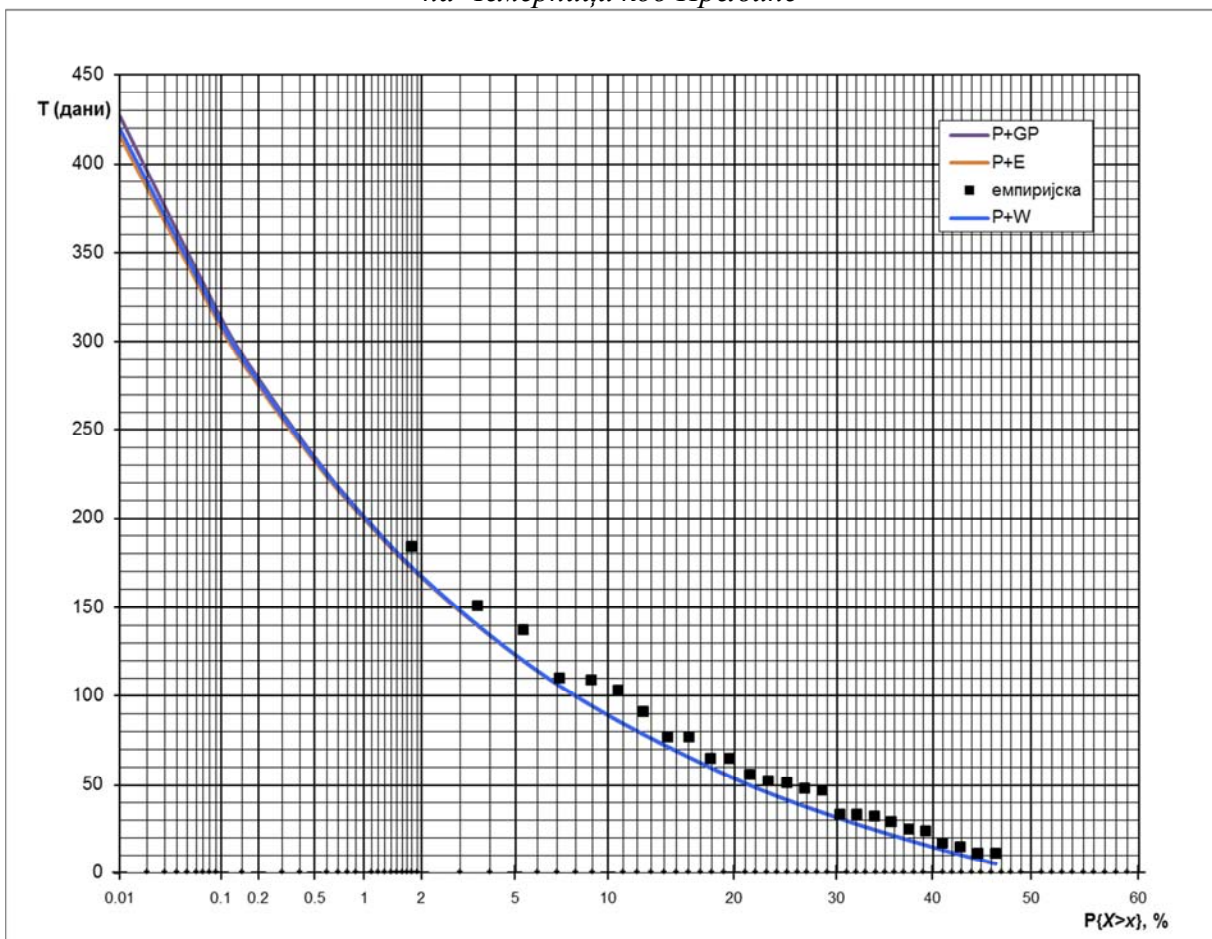
Прилог VIII.62. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Скрапежу код Пожеге



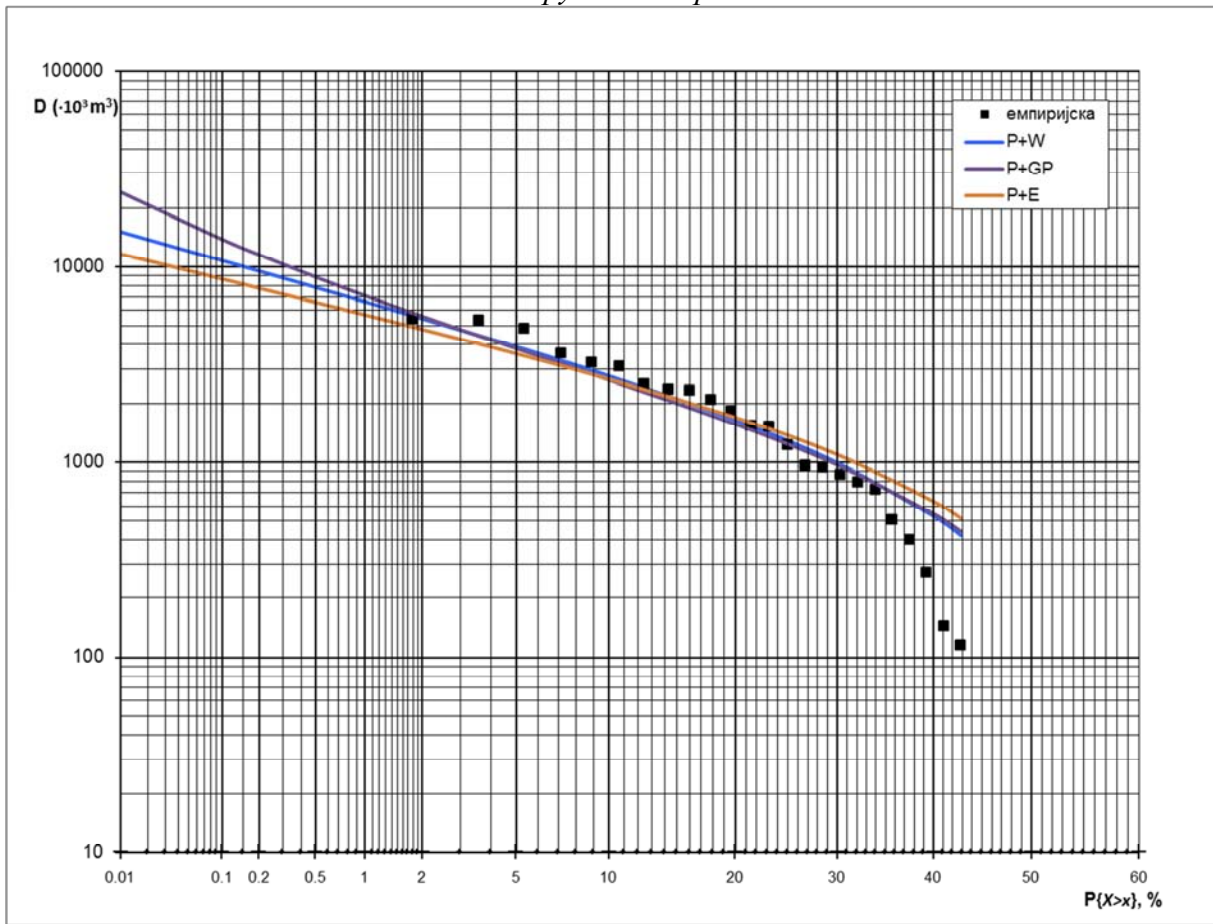
Прилог VIII.63. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Чемерници код Прельине



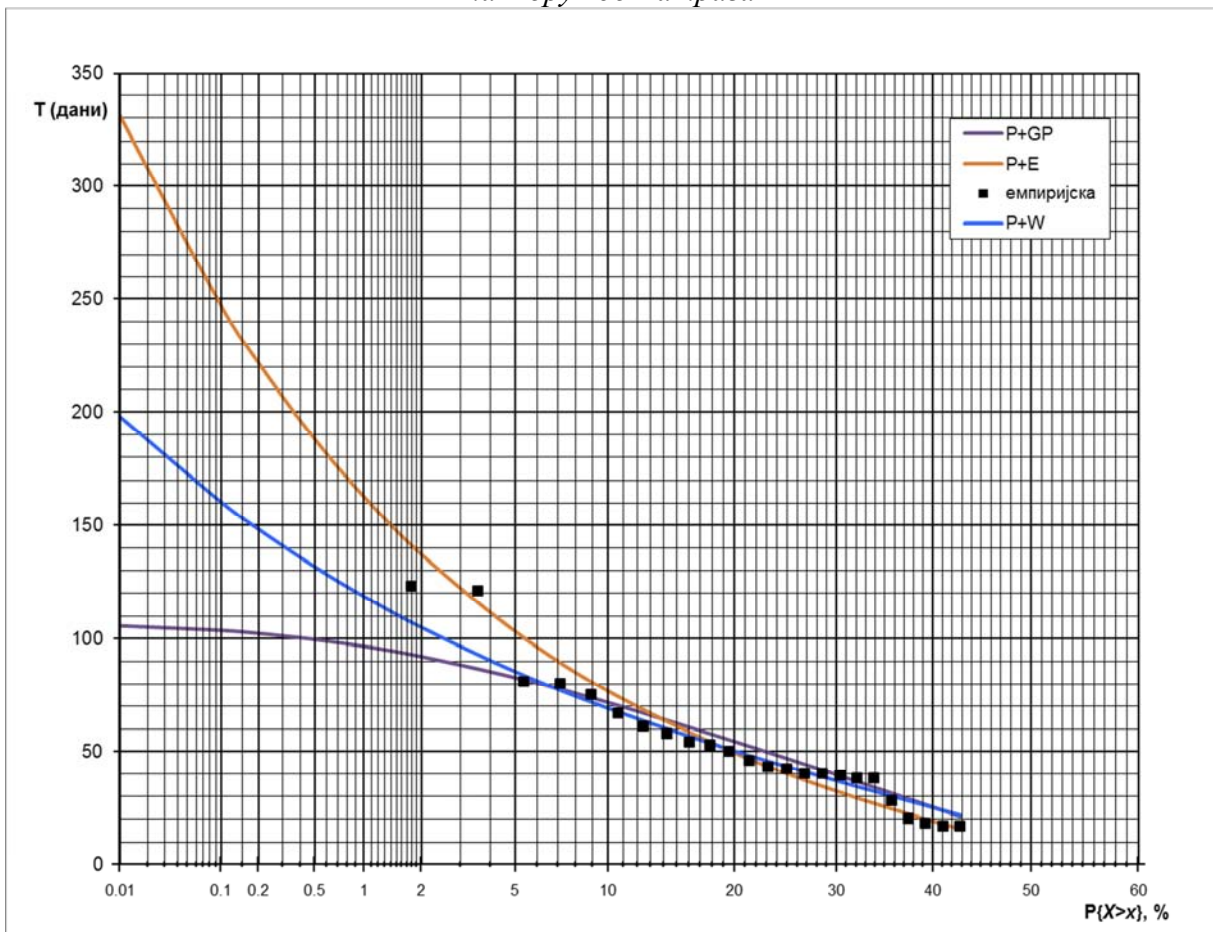
Прилог VIII.64. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Чемерници код Прельине



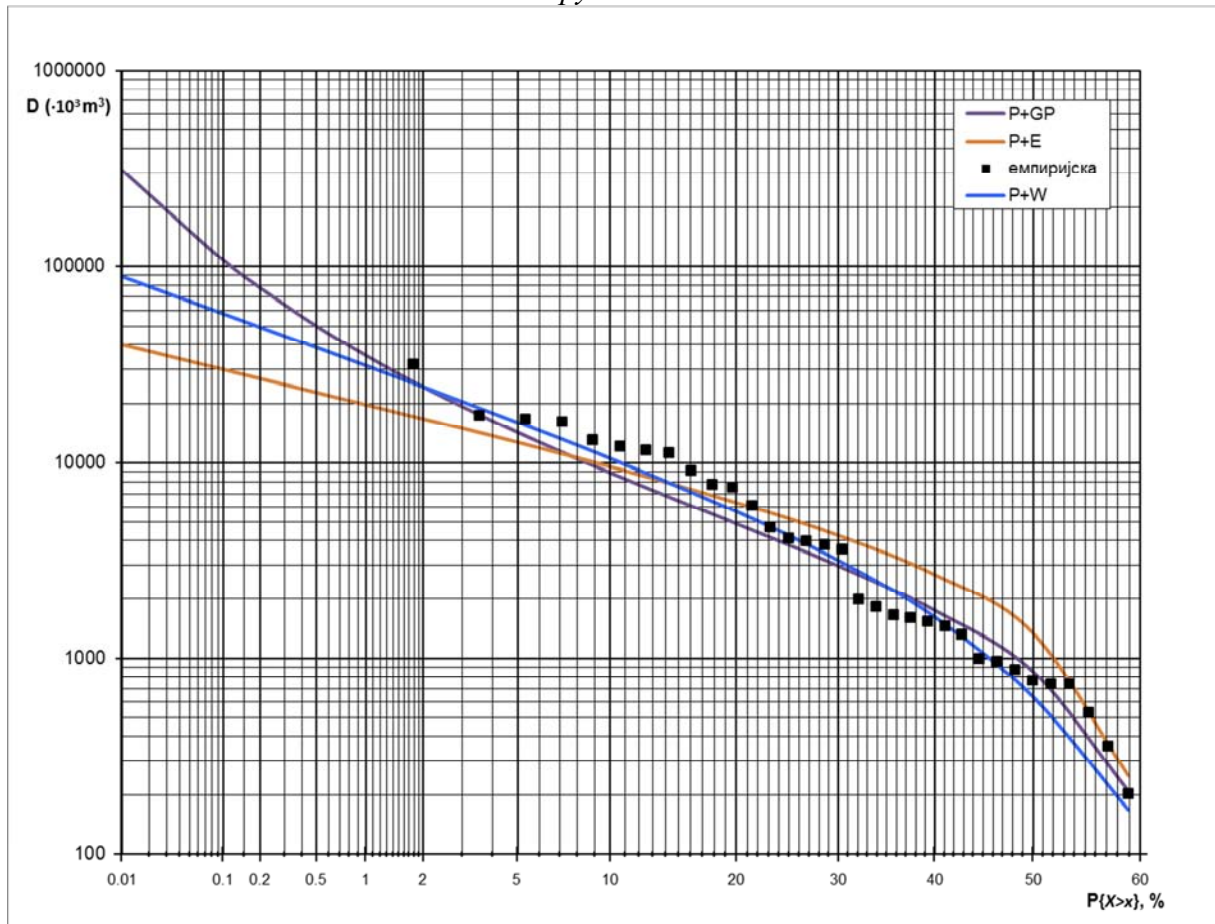
Прилог VIII.65. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Ибру код Батрага



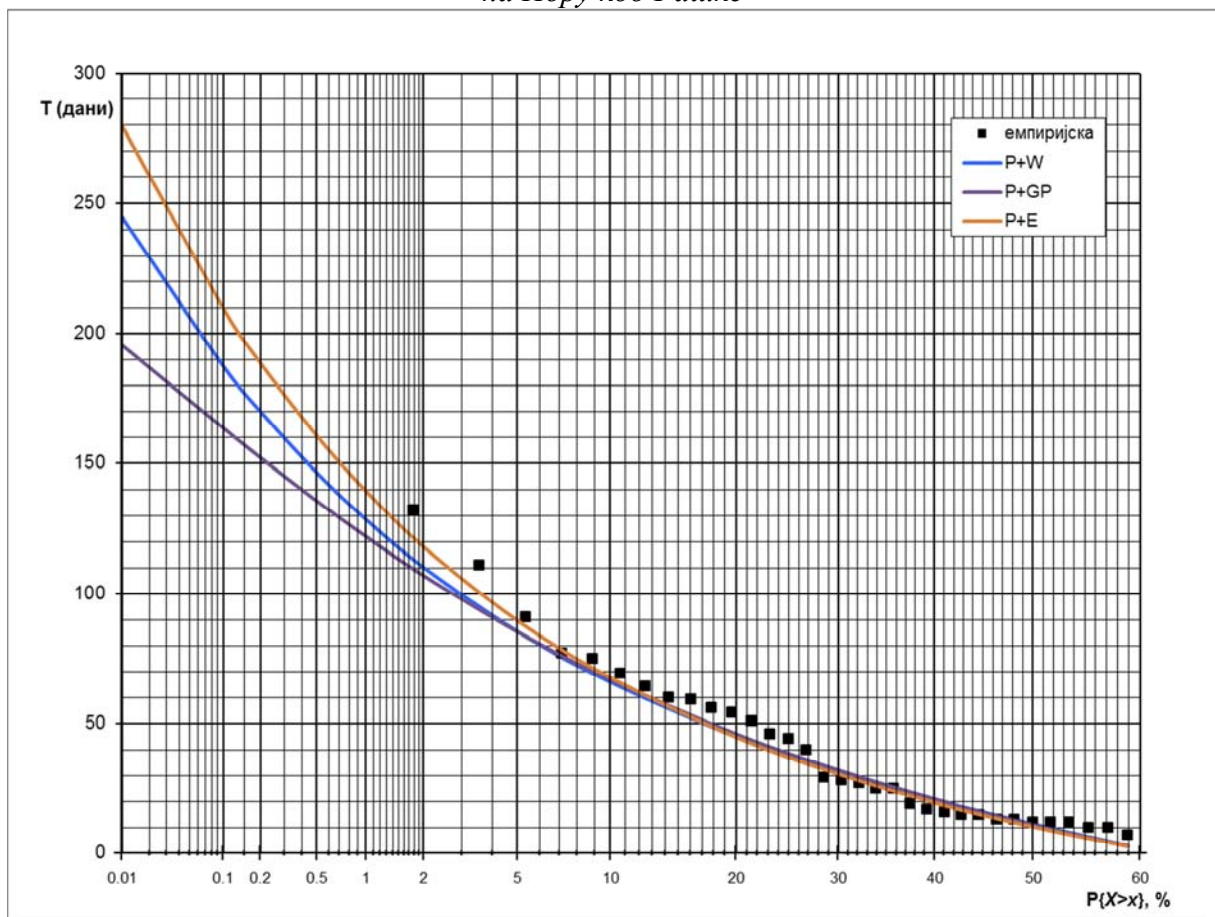
Прилог VIII.66. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Ибру код Батрага



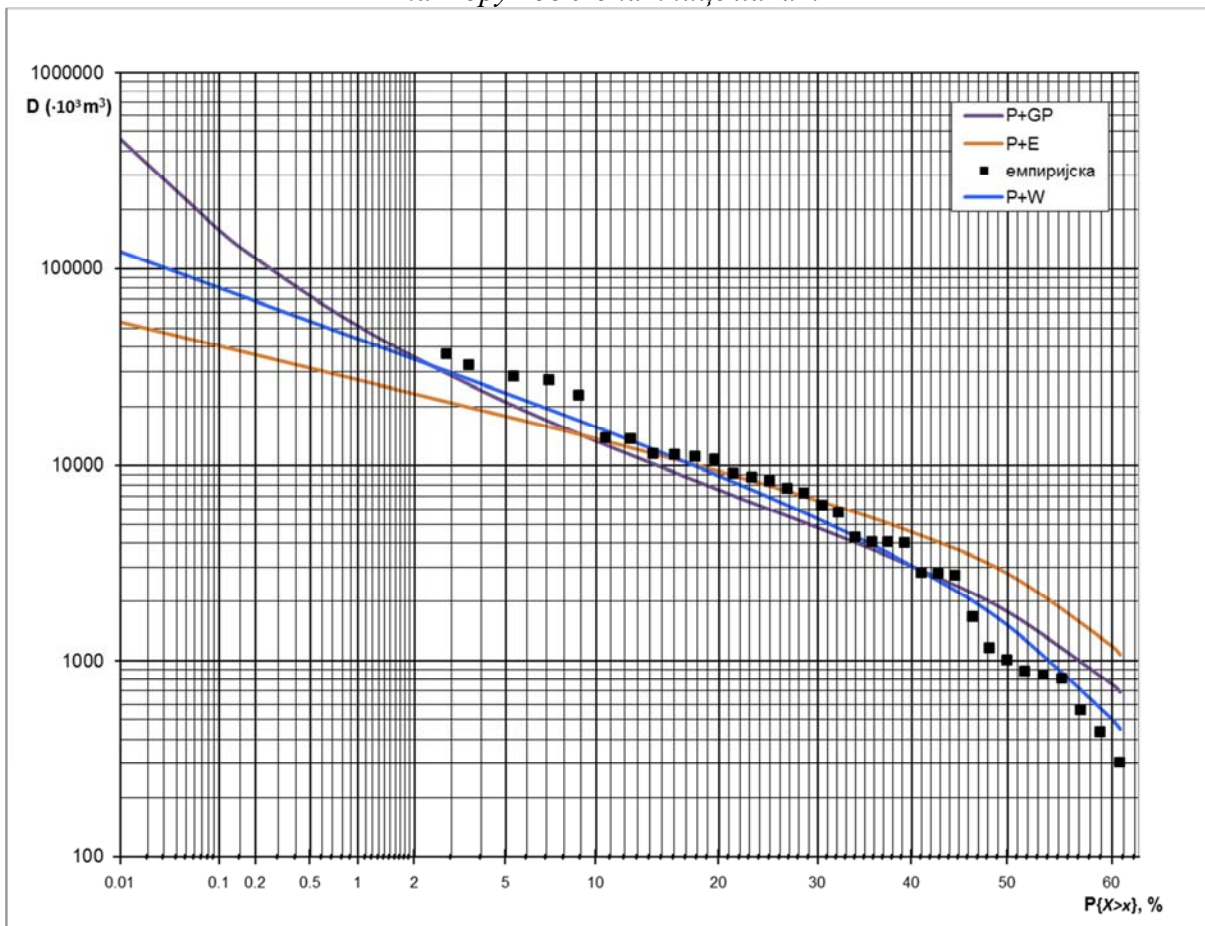
Прилог VIII.67. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Ибру код Рашке



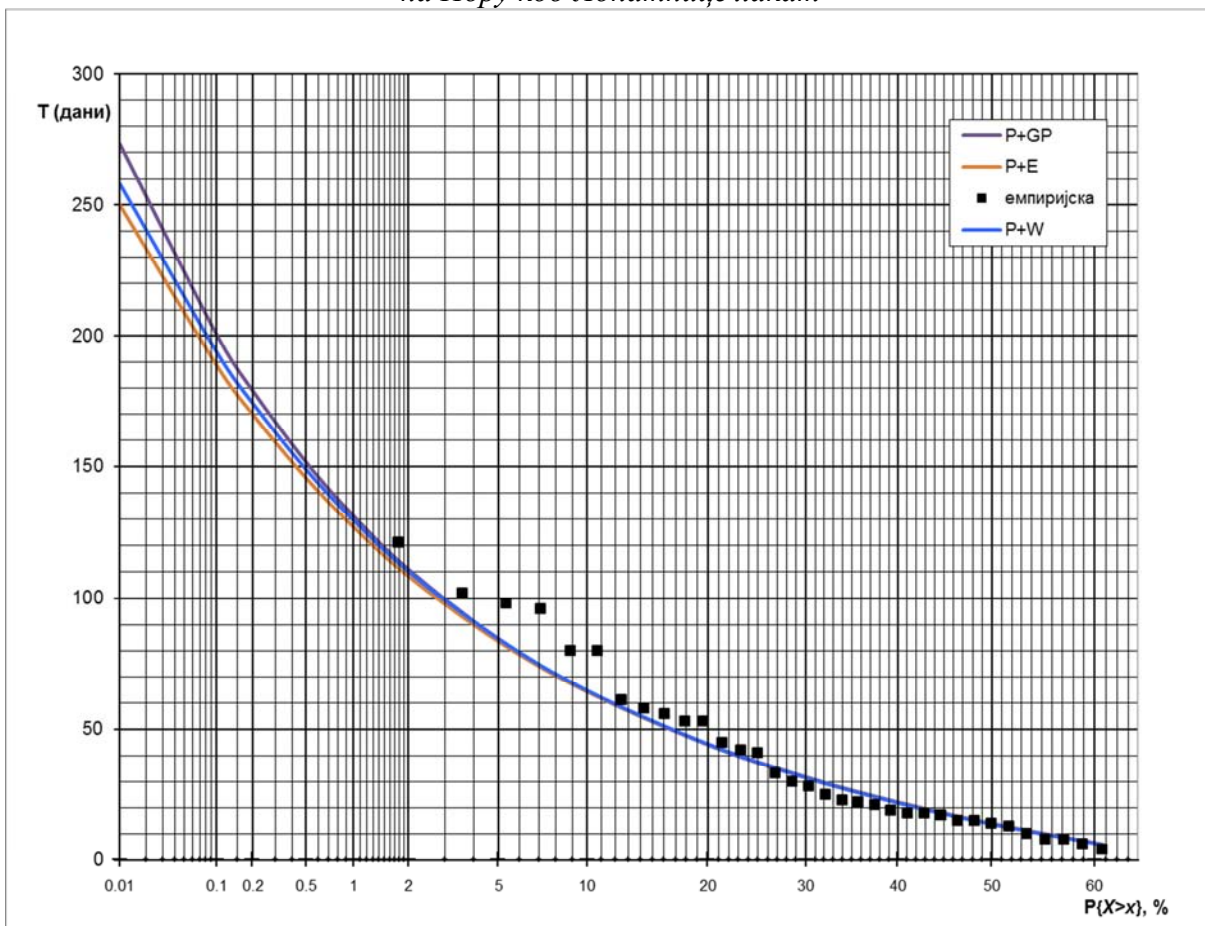
Прилог VIII.68. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Ибру код Рашке



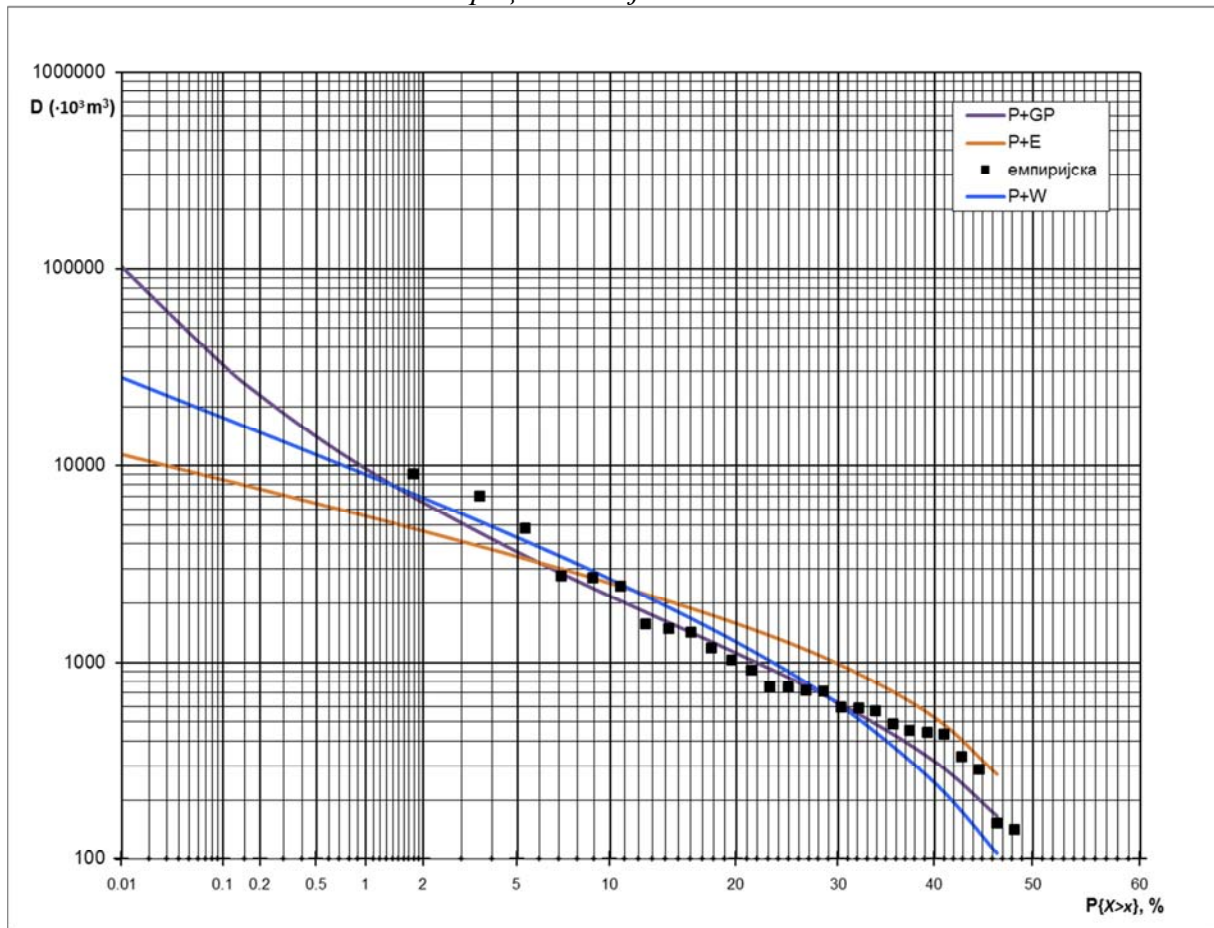
Прилог VIII.69. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Ибру код Лопатнице лакат



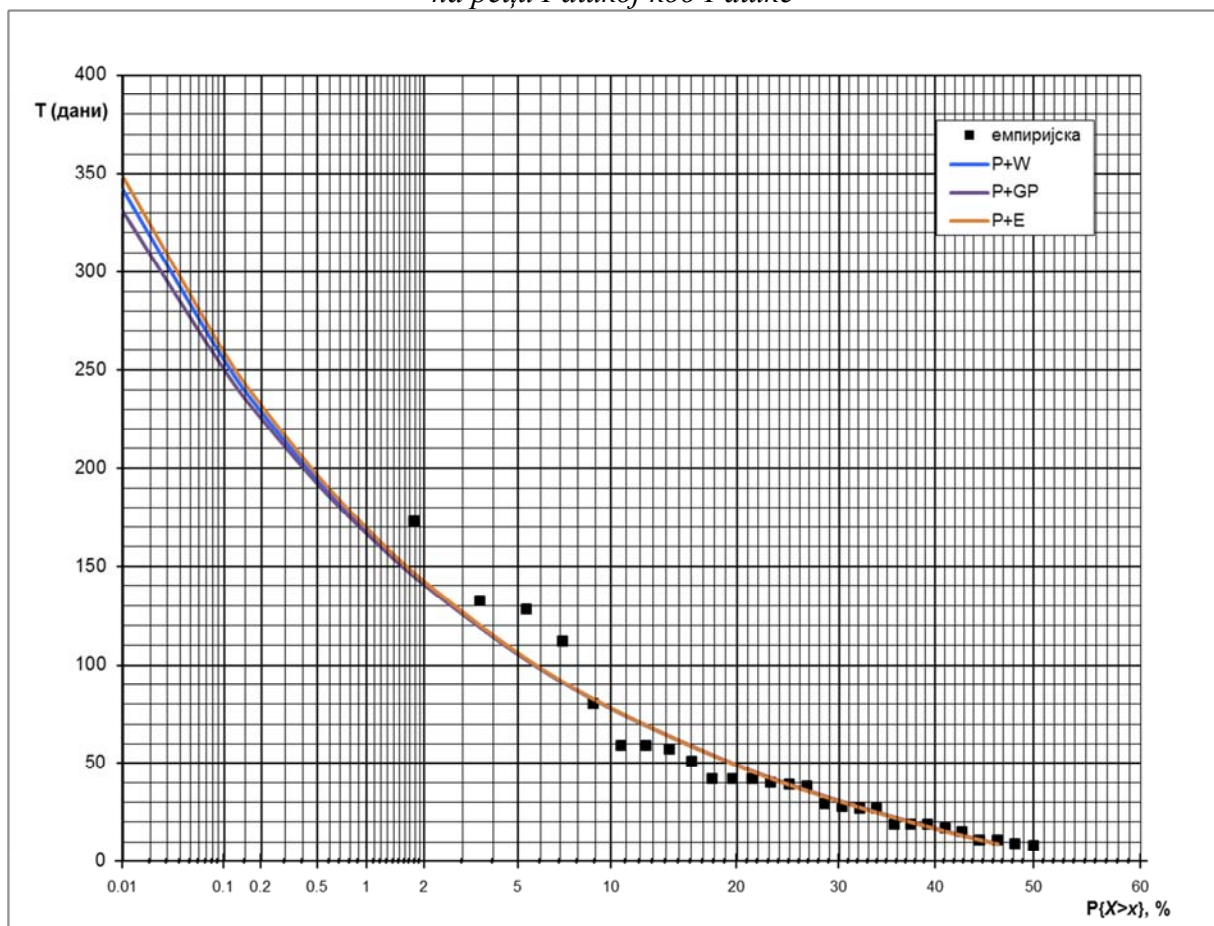
Прилог VIII.70. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Ибру код Лопатнице лакат



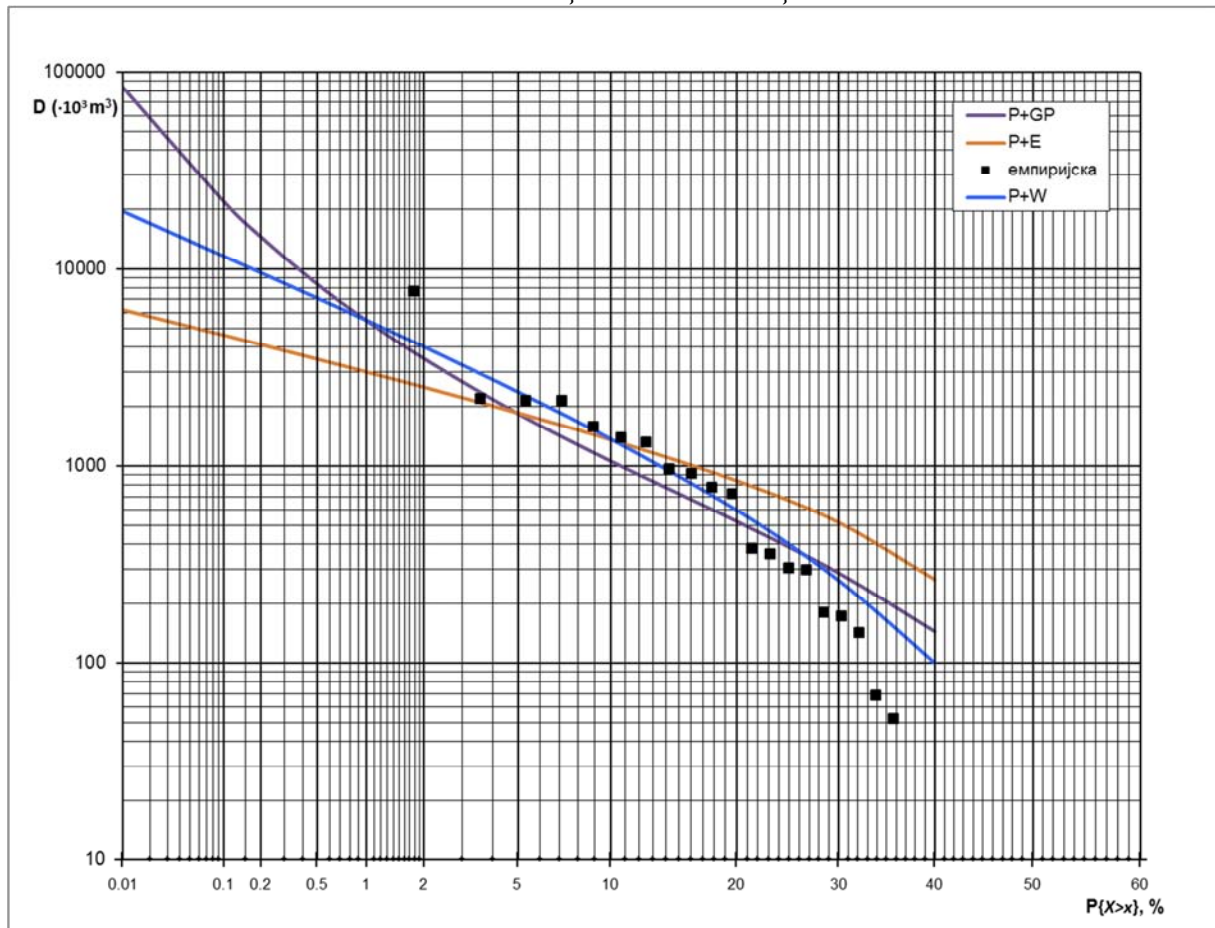
Прилог VIII.71. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на реци Рашкој код Рашке



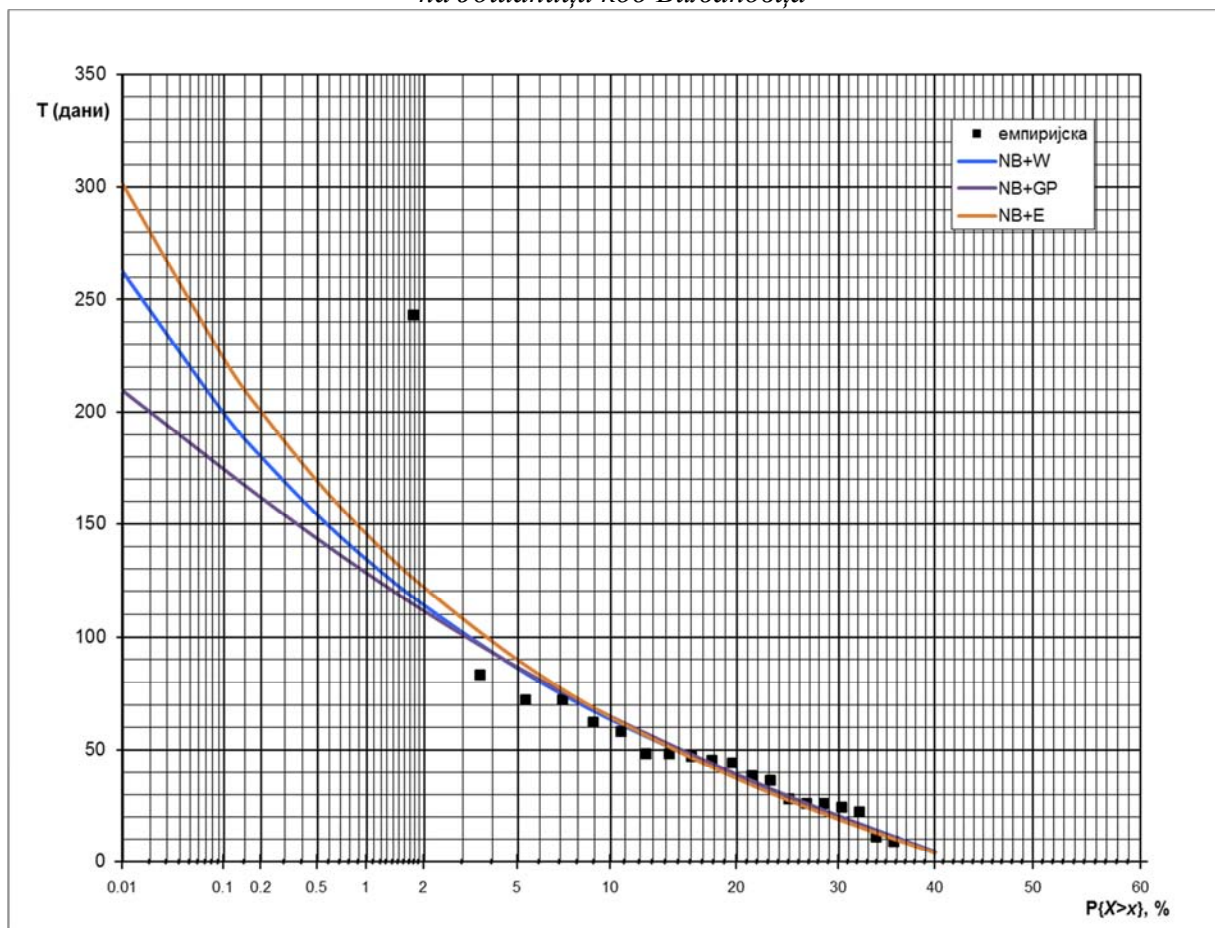
Прилог VIII.72. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на реци Рашкој код Рашке



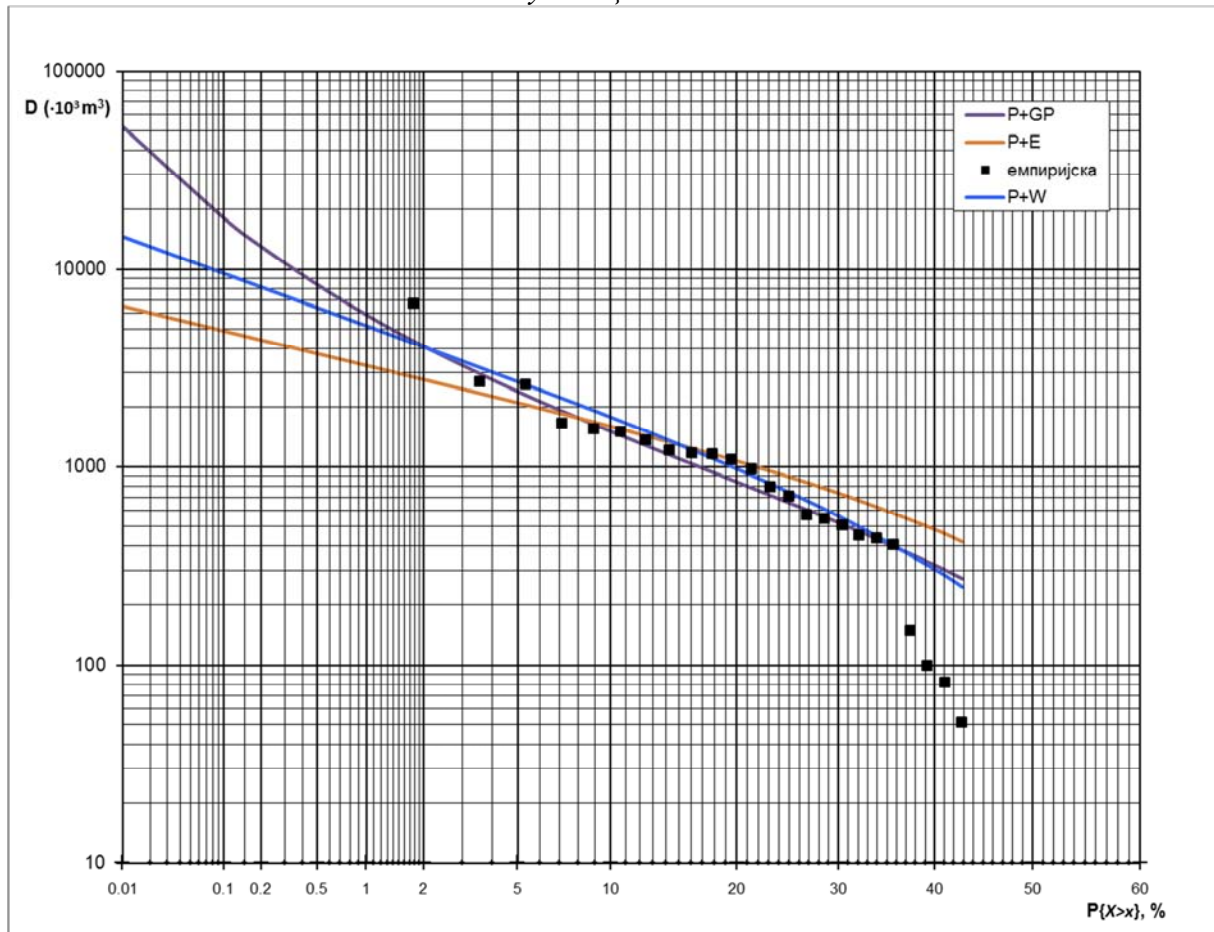
Прилог VIII.73. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Јошаници код Биљановца



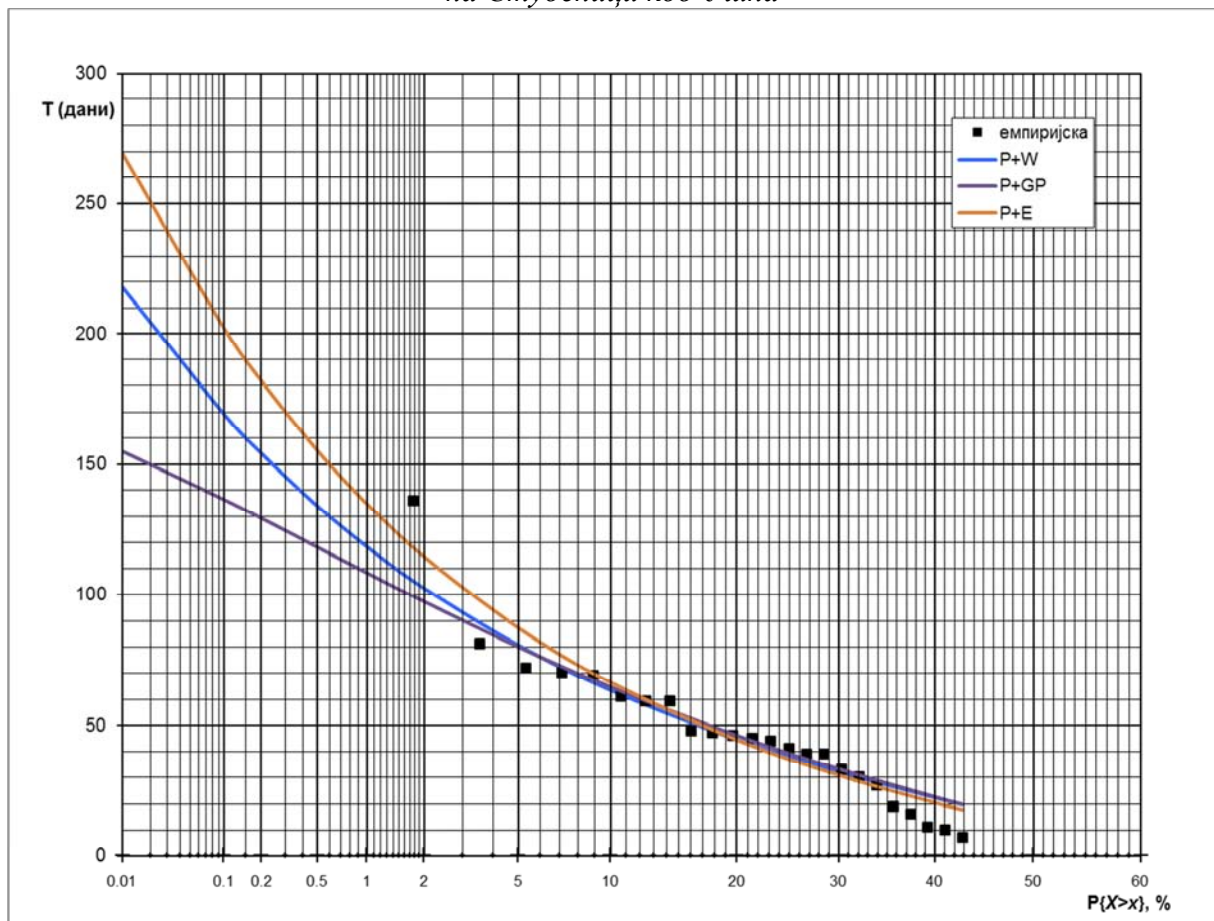
Прилог VIII.74. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Јошаници код Биљановца



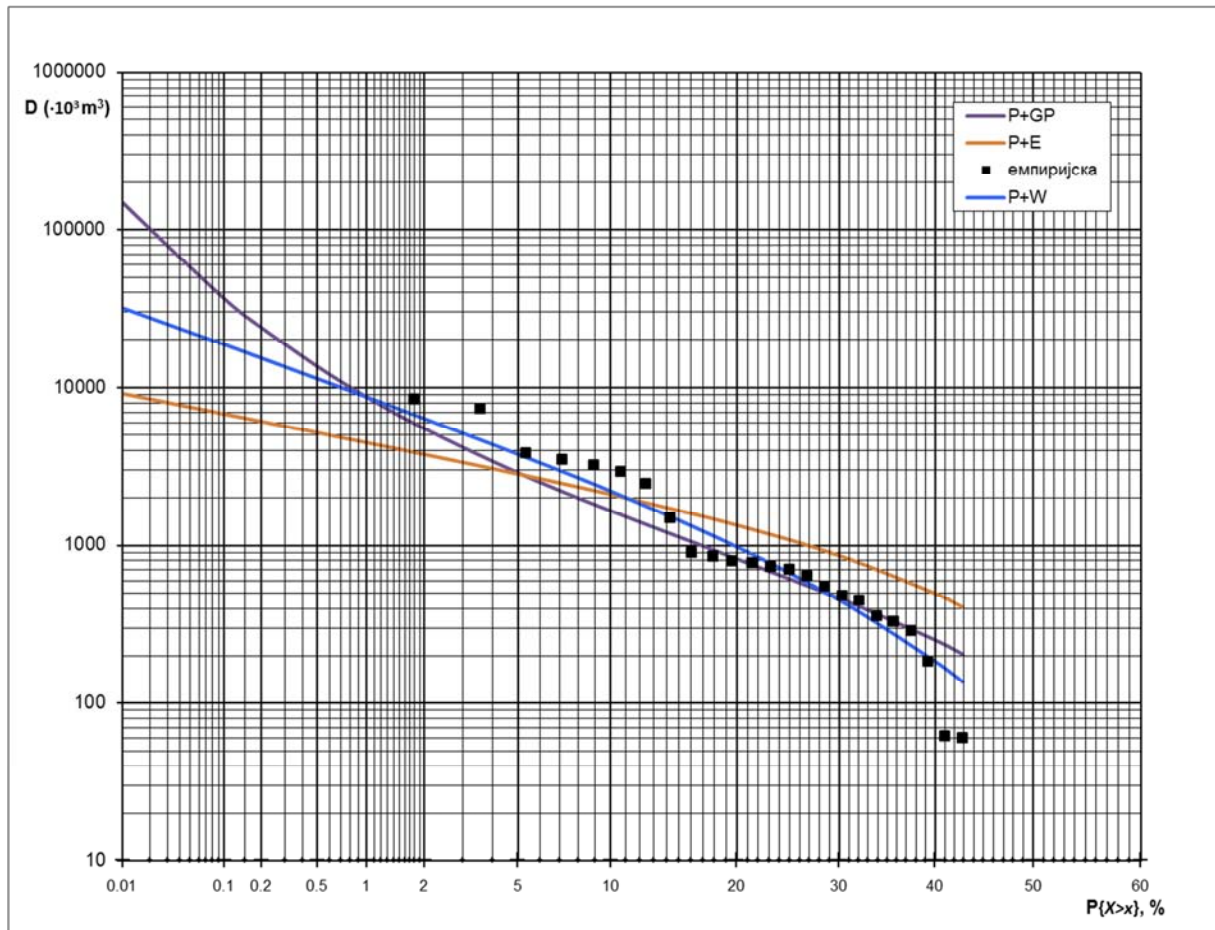
Прилог VIII.75. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Студеници код Уића



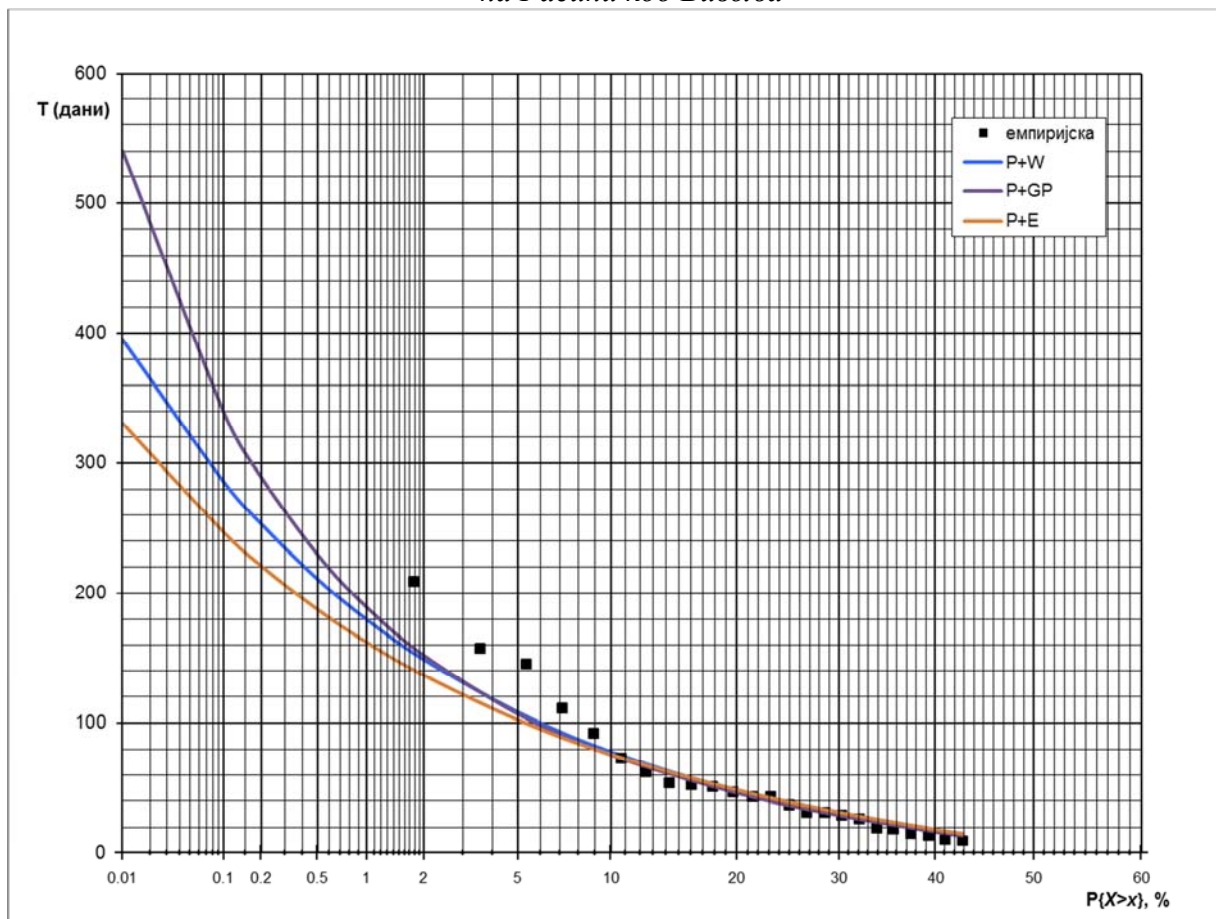
Прилог VIII.76. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Студеници код Уића



Прилог VIII.77. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих дефицита суша на Расини код Бивоља



Прилог VIII.78. Вероватноћа превазилажења максималних годишњих трајања суша на Расини код Бивоља



БИОГРАФИЈА



Марко Урошев рођен је 09.07.1980 у Београду. У Београду је живео до 1993 године када се одселио у Москву. У Москви је 1997 године завршио школу и уписао Географски факултет Московског државног универзитета „М. В. Ломоносов“. После прве године студирања одлучио се за катедру Хидрологије копна на којој је дипломирао 2001 године. Током школске 2002-2003 године похађао је и завршио специјалистички курс „Животна средина – изазов за науку, технологију и друштво“

на Алтернативној Академској Образовној Мрежи (ААОМ) у Београду са завршним радом „Основе управљања градским водама“. Од 2003-2006 био је ангажован као стипендиста Министарства науке на пројектима, који су се реализовали у Географском институту “Јован Цвијић” Српске академије наука и уметности. Магистрирао је 24.02.2006 г. на Географском факултету Универзитета у Београду са темом „Хидролошка анализа слива Голијске Моравице“. Од марта 2006 г. запослен је као истраживач-сарадник у одељењу физичке географије Географског института “Јован Цвијић” САНУ. Област истраживања везана је хидрологију, са ужим опредељењем за стохастичку хидрологију, хидрологију екстрема (велике и мале воде). Током своје досадашње каријере стално је радио на развоју и усавршавању метода за статистичку анализу различитих хидролошких карактеристика, као и на ширењу истих среди колега на Институту, дао је подршку и још увек подржава што веће коришћење информационих система у научно-истраживачком раду. До сада је објавио 18 научних радова и учествовао на више међународних и домаћих конференција. Учествовао је на пројектима Министарства науке Републике Србије „Модалитети валоризације геопотенцијала неразвијених подручја Србије“ (2006-2010). и „Географија Србије“ (2011 -), на којем је био шеф тима за поглавље „Воде Србије“. Био је ангажован и на осталим пројектима у оквиру Института: стручно усавршавање запослених у образовању „Инструментално прикупљање просторних података“ и „Елементарне непогоде и настава географије“; „Лексикон Србије“ и „Лексикон Националног парка Ђердап“; фестивал науке „Нема теорије“ 2012 г. Члан је Српског географског друштва и Међународног удружења хидролошких наука (IAHS).

Марко Урошев

УНИВЕРЗИТЕТ У НОВОМ САДУ
ПРИРОДНО-МАТЕМАТИЧКИ ФАКУЛТЕТ
 Департман за географију, туризам и хотелијерство

КЉУЧНА ДОКУМЕНТАЦИЈСКА ИНФОРМАЦИЈА

Редни број: РБР	
Идентификациони број: ИБР	
Тип документације: ТД	Монографска документација
Тип записа: ТЗ	Текстуални штампани материјал
Врста рада (дипл., маг., докт.): ВР	Докторска дисертација
Име и презиме аутора: АУ	Марко Урошев
Ментор (титула, име, презиме, звање): МН	др Драган Долинај, ванредни професор
Наслов рада: НР	Хидролошке суше у сливу Велике Мораве
Језик публикације: ЈП	Српски / Ћирилица
Језик извода: ЈИ	Српски / енглески
Земља публикавања: ЗП	Србија
Уже географско подручје: УГП	Војводина
Година: ГО	2016
Издавач: ИЗ	ауторски репринт
Место и адреса: МА	Природно-математички факултет, Трг Доситеја Обрадовића 3, 21000 Нови Сад

Физички опис рада: ФО	(број поглавља 6/ страница 166/ слика 1/ схема 8/ графикона 32/ табела 39/ референци 116/ прилога 8/ формула 55)
Научна област: НО	Географија
Научна дисциплина: НД	Физичка географија
Предметна одредница, кључне речи: ПО	Хидролошке суше, метода прага, статистичка анализа, метода парцијалних серија, L- моменти, Велика Морава
УДК	
Чува се: ЧУ	Библиотека Департмана за географију, туризам и хотелијерство, ПМФ, Трг Доситеја Обрадовића 3, Нови Сад
Важна напомена: ВН	
Извод: ИЗ	<p>Хидролошке суше су сложена појава како у погледу фактора који је изазивају, тако и у погледу њеног утицаја на екосистем и друштво. У дисертацији је приказана предност анализе малих вода, односно хидролошких суша са две променљиве (дефицит и трајање), у односу на уобичајену анализу са једном вредношћу (најчешће минимални годишњи протицај). Резултати добијени статистичком анализом суша, које су издвојене методом прага недвосмислено су показали да имају већу применљивост у водопривреди него методе које користе стандардизоване индексе, јер дају конкретне вредности недостајућих количина воде (запремине дефицита суша) у односу на релативне вредности стандардизованих индекса. Метода прага је примењена на 39 станица у сливу Велике Мораве за период 1960-2014, што до сад представља највећи узорак на којем је примењивана у Србији, било да се ради о анализи малих или великих вода. Као праг за издвајање суша узета је вредност Q_{90}, јер је циљ био анализа просторних и временских карактеристика екстремних (великих) суша у сливу Велике Мораве. Избор прага утицао је и на избор методе парцијалних серија за статистичку анализу карактеристика суша. За одређивање параметра теоријских расподела коришћени су L-моменти који дају поузданије оцене параметара од обичних момената. У досадашњим радовима, који су анализирали</p>

	<p>хидролошке суше методом парцијалних серија, функција расподеле се унапред одабирала, а не на основу тестова сагласности и провере графика вероватноће, као што је урађено у овој дисертацији. За проверу сагласности годишњег максимума дефицита и трајања коришћени су тестови Колмогоров-Смирнов и Крамер –Мизес, на основу којих су изабране меродавне расподеле за прорачун суша различитих повратних периода на станицама, и обрнуто. С помоћу L-момент дијаграма (LC_s/LC_k) утврђена је хомогеност региона, у овом случају целог слива Велике Мораве, као и изабрана регионална расподела (P+W) за дефиците и трајање суше, на основу које су израчунати безразмерни квантили, који се могу користити за оцену суша великих повратних периода на хидролошки неизученим сливовима.</p>
<p>Датум прихватања теме од стране Сената: ДП</p>	<p>25.06.2015.</p>
<p>Датум одбране: ДО</p>	
<p>Чланови комисије: (име и презиме / титула / звање / назив организације / статус) КО</p>	<p>Председник: др Драгослав Павић, редовни професор, Универзитет у Новом Саду, Природно-математички факултет</p> <p>Члан (ментор): др Драган Долинај, ванредни професор, Универзитет у Новом Саду, Природно-математички факултет</p> <p>Члан: др Стеван Савић, ванредни професор, Универзитет у Новом Саду, Природно-математички факултет</p> <p>Члан: др Тин Лукић, доцент, Универзитет у Новом Саду, Природно-математички факултет</p> <p>Члан: др Ненад Живковић, ванредни професор, Универзитет у Београду, Географски факултет</p>

UNIVERSITY OF NOVI SAD

FACULTY OF SCIENCES

Department of geography, tourism and hotel management

KEY WORD DOCUMENTATION

Accession number: ANO	
Identification number: INO	
Document type: DT	Monograph documentation
Type of record: TR	Textual printed material
Contents code: CC	PhD thesis
Author: AU	Marko Urošev
Mentor: MN	Dragan Dolinaj, PhD, Associate professor
Title: TI	Hydrological droughts in the basin of Velika Morava
Language of text: LT	Serbian / Cyrillic
Language of abstract: LA	Serbian / English
Country of publication: CP	Serbia
Locality of publication: LP	Vojvodina
Publication year: PY	2016
Publisher: PU	Autor's reprint
Publication place: PP	Faculty of Sciences, Trg Dositeja Obradovic 3, 21000 Novi Sad

Physical description: PD	(chapters 6/ pages 166/ photo 1/ figures 8/ graphs 32/ tables 39/ references 116/ appendix 8/ formulas 55)
Scientific field SF	Geography
Scientific discipline SD	Physical geography
Subject, Key words SKW	Hydrological droughts, threshold method, frequency analysis, partial duration series, L- moments, Velika Morava
UC	
Holding data: HD	Library of the Department of Geography, Tourism and Hotel Management, Faculty of Sciences, Novi Sad, Trg Dositeja Obradovica 3
Note: N	
Abstract: AB	Hydrological droughts are a complex phenomenon both in terms of the factors that cause it, and in terms of its impact on ecosystems and society. The dissertation shows the advantage of low water analysis, i.e. hydrological drought with two variables (deficit and duration), compared to the usual analysis of a single value (a minimum annual flow). The results obtained by statistical analysis of drought, which are separated by the threshold method clearly demonstrated to have greater applicability in water management than methods that used standardized indices, because they give concrete value of missing quantities of water (drought deficit volume) with respect to relative values of standardized index. Threshold method was applied to 39 stations in the Morava River Basin for the period 1960-2014, which so far represents the largest sample on which it was applied in Serbia, whether it is on the analysis of low or high water. The value of Q_{90} was selected as a threshold for separating the drought, because the goal was to analyze the spatial and temporal characteristics of extreme (large) droughts in the basin of Velika Morava. Selected threshold affected the choice of partial duration series method for statistical analysis of the drought characteristics. L-moments were used to determine the parameters of theoretical distributions because they give more reliable estimates of the parameters than ordinary

	<p>moments. In previous papers, which analyzed the hydrological drought by partial duration series, distribution function was chosen in advance, and not on the results of goodness-of-fit tests and visual validation of frequency curve on probability paper, as it was done in this thesis. To check the goodness-of-fit tests of annual maximum deficit and duration tests of Kolmogorov-Smirnov and Cramer –Mises were used, and based on their results representative distribution was chosen for calculation of different return periods of droughts on the stations, and vice versa. The homogeneity of the region was determined by L-moment diagrams (LC_s/LC_k), and in this case it was the whole basin of the Velika Morava. L-moments were used for selection of regional distribution (P+W) for the drought duration and deficits, based on which dimensionless quantiles were calculated, which can be used for assessment of droughts of great return periods in the hydrological ungauged catchments.</p>
Accepted on Senate on: AS	25.06.2015.
Defended: DE	
Thesis Defend Board: DB	<p>President: Dragoslav Pavić, PhD, full professor, Faculty of Sciences, University of Novi Sad</p> <p>Member (mentor): Dragan Dolinaj, PhD, associate professor, Faculty of Sciences, University of Novi Sad</p> <p>Member: Stevan Savić, PhD, associate professor, Faculty of Sciences, University of Novi Sad</p> <p>Member: Tin Lukić, PhD, assistant professor, Faculty of Sciences, University of Novi Sad</p> <p>Member: Nenad Živković, PhD, associate professor, Faculty of Geography, University of Belgrade</p>