

SNHT АНАЛИЗА СЕЗОНСКИХ И МЕСЕЧНИХ ТЕМПЕРАТУРА ВАЗДУХА У ВОЈВОДИНИ (СРБИЈА)

SNHT ANALYSIS OF SEASONAL AND MONTHLY AIR TEMPERATURE IN VOJVODINA (SERBIA)

Др Стеван Савић, Др Лазар Лазућ**

РЕЗИМЕ: У раду је анализирана хомогеност сезонских и месечних вредности девет параметара температуре ваздуха за десет метеоролошких станица у Војводини у периоду 1951-2000. године. За детектовање нехомогених временских серија коришћен је Александерсонов тест (SNHT – Standard Normal Homogeneity Test), као један од објективних метода хомогености. Од укупно 530 анализираних временских серија 27,7% представљали су нехомогени низови. Већа фреквенција нехомогених серија јавила се код пролећних, летњих и јесењих низова, што је вероватно последица веће осцилације утицаја ефекта радијације на топлотни баланс у непосредној околини станице. Ни код једног параметра температуре ваздуха просечна корекциона вредност није прелазила 0,4°C, док су све максималне корекционе вредности ниже од 1°C. За укупно 16,4% нехомогених серија није успело да се изврши подешавање. У раду је коришћен систем моделирања који је показао да не постоји сигнификантна разлика између оригиналних и хомогенизованих (уколико би се хомогенизовали свих 27,7%) временских серија. Истовремено, урађена је инспекција евентуалних антропогених утицаја на појаву нехомогености низова коришћењем метаподатака.

Кључне речи: Александерсонов тест, хомогенизација, температура ваздуха, метаподаци, Војводина

ABSTRACT: Homogeneity of the seasonal and monthly values of nine air temperature parameters (mean; mean maximum and minimum; absolute maximum and minimum; and extreme temperature days - freezing, frosty, summer and tropical) for 10

* Центар за климатолошка и хидролошка истраживања, Природно-математички факултет, Универзитет у Новом Саду; Трг Доситеја Обрадовића 3, 21000 Нови Сад; www.dgt.uns.ac.rs/page.php?4
e-mail: stevan.savic@dgt.uns.ac.rs

weather stations in Vojvodina, in the period 1951-2000, is considered. The Standard Normal Homogeneity Test – SNHT (Alexandersson's test) is applied for detection homogeneity breaks of temperature time series. Altogether, 530 seasonal and monthly temperature time series are analyzed. The homogeneity breaks have been detected in 27,7% of the totals time series. In spring, summer and autumn have been noticed higher frequency of inhomogeneity time series, probably because of radiation effect on heat flux on the weather station environment. It has been shown that homogeneity breaks in seasonal and monthly averages are not higher than 0,4°C. At the same time, the maximum correction values did not exceeded 1°C. The 16,4% of total temperature time series remain inhomogeneity. The created model shows that differences between original and homogenised time series (if all 27,7% have been homogenised) are not statistically significant. Furthermore, potential man made causes of inhomogeneity have been checked in metadata.

Key words: Alexandersson's test, homogeneity, air temperature time series, metadata, Vojvodina

УВОД

Дугачке временске серије метеоролошких параметара (више од 30 година) често садрже нехомогени низ података, који може бити проузрокован различитим антропогеним утицајима. Услед таквих поремећаја, најчешће долази до изобличавања или прикривања стварног сигнала метеоролошке појаве (Heino, 1994; Moberg and Alexandersson, 1997; Tuomenvirta, 2001). Међутим, уколико су колебања низова климатских елемената изазвана искључиво временским или климатским променама, тада се ти низови сматрају хомогеним (Тошић, 2005).

Разлоге за појаву нехомогености низова, пре свега треба тражити на самој метеоролошкој станици. Основни узроци који доводе до дисконтинуитета података су замена мерних инструмената, промена локације метеоролошке станице или самих инструмената, промена формуле прорачунавања или промена природног окружења метеоролошке станице (урбанизација, изградња великих објеката, измена вегетације и др.).

Приликом замене термометара, елемент који може довести до разлике у вредностима јесте другачији тип заклона (уколико га сам инструмент поседује), који штити мерни део од радијације. Генерално, овакве промене могу довести до тенденција пораста вредности температурних параметра. *Релокација* мерних инструмената, чак и на изузетно малим просторним раздаљинама, може довести до појаве дисконтинуитета података, јер постоји могућност микроклиматских разлика температуре (које највише утичу на термометре). *Промена формуле прорачунавања* мерних података веома лако може довести до појаве нехомогености температурних серија приликом калкулација просечних вредности, а појава наглог или константног дисконтинуитета може се уочити у случају *промене природног окружења* метеоролошке станице (Jones et al., 1985; Karl and Williams, 1987; Gullett et al., 1990; Heino, 1994; Moberg and Alexandersson, 1997; Peterson et al., 1998; Tuomenvirta, 2001). Потребно је на-

гласити да појаву нехомогених серија може узроковати и замена *термометарског закљона*, који представља радијациони штит мерним инструментима који су у њему постављени (између осталих стандардни, максимални и минимални термометри).

Данас се користе различити статистички тестови са циљем детектовања нехомогености и корекције временских серија различитих климатских параметара, између осталих и параметара температуре ваздуха. Постоје две групе метода хомогености, а то су субјективне и објективне методе (Peterson et al., 1998). Најчешће се користе тестови хомогености из групе објективних метода. Један од објективних метода хомогености, односно Александерсонов тест (SNHT – Standard Normal Homogeneity Test), коришћен је за контролу сезонских и месечних вредности средњих и екстремних температура ваздуха у Војводини. У последњих петнаест година, Александерсонов тест се често користи за детектовање нехомогених серија температура ваздуха, како на глобалном тако и на регионалном нивоу. Истовремено, до сада је објављено неколико научних радова са резултатима анализе хомогености, за простор Војводине и подручја у њеном непосредном окружењу (Tomozeiu et al., 2002; Likso, 2003; Tošić, 2004; Тошић, 2005; Domonkos, 2006; Ducić et al., 2008; Савић, 2009; Pandžić and Likso, 2009).

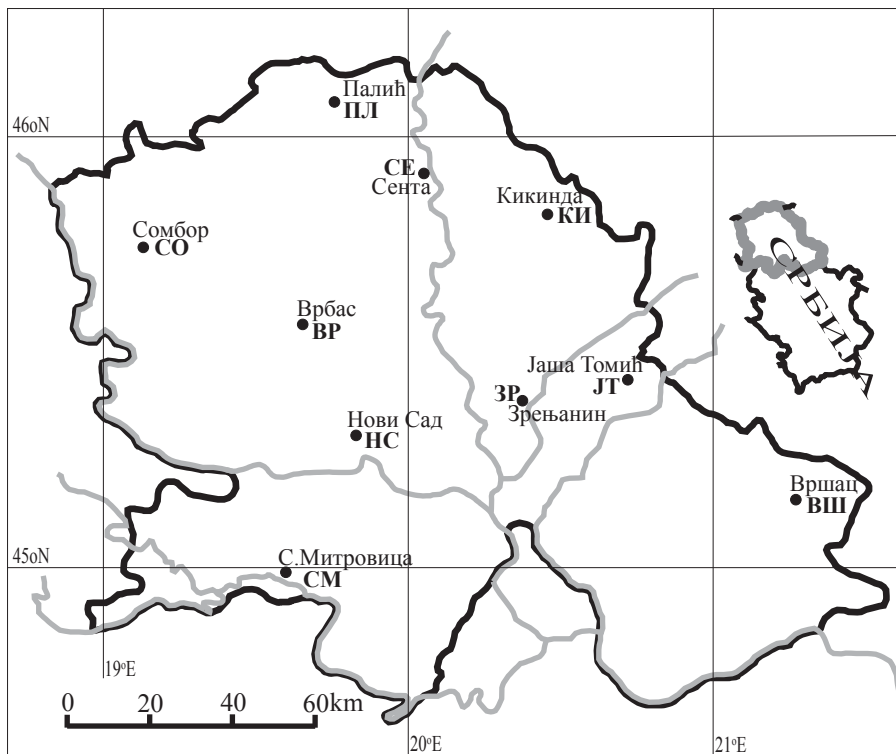
Основни циљ овог рада је анализа хомогености педесетогодишњих временских серија девет параметара температуре ваздуха на простору Војводине. Уз помоћ Александерсоновог теста дефинисало би се колики је проценат нехомогених низова, у којим сезонским периодима и на којим станицама се јавља највећа учесталост дисконтинуитетних временских серија, као и који су узроци који су довели до уочених прекида (на основу увида у регистарске књиге метеоролошких станица-metadata). Резултати анализе SNHT омогућили су да се у другом делу рада дефинишу разлике између вредности оригиналних и хомогенизованих низова, а затим је коришћена адекватна статистичка методологија која је утврдила могућу статистичку значајност између дефинисаних разлика у низовима.

У поглављу База података и теоријска основа SNHT, представљена је мрежа метеоролошких станица, температурни параметри који су коришћени у раду, као и временски период температурних низова који су касније хомогенизовани. Истовремено, објашњена је методологија попуњавања недостајућих података у временским серијама, а дато је математичко објашњење Александерсоновог теста. У наредном поглављу, представљене су основне карактеристике референтних серија које су коришћене за дефинисање хомогености тест серије. У поглављу Резултати, представљени су % удели нехомогених серија по параметрима, а у наредном делу рада изнете су висине корекционих вредности и разлике између оригиналних и хомогенизованих временских серија. У поглављу Узроци појаве нехомогености, презентовани су за сваку станицу узроци који су довели до дисконтинуитета температурних низова, према метаподацима. У наредном поглављу покушало се статистички доказати да ли постоји сигнификантна разлика у подацима између оригиналних и хомогенизованих временских серија. Последње поглавље односи се на закључна разматрања.

БАЗА ПОДАТАКА И ТЕОРИЈСКА ОСНОВА SNHT

Истраживани простор представља територију Војводине (северни део Србије), која је смештена је у југоисточном делу Панонског басена и простире се на 21.506 km² (прилог 1).

Коришћену базу података сачињавају сезонске и месечне серије девет параметара средње и екстремних температура ваздуха (средње температуре – T_{sr} , средње максималне – T_{max} и минималне – T_{min} температуре, апсолутно максималне – aT_{max} и минималне – aT_{min} температуре, ледени дани – $t_x < 0^\circ\text{C}$, мразни дани – $t_n < 0^\circ\text{C}$, летњи дани – $t_x \geq 25^\circ\text{C}$ и тропски дани – $t_x \geq 30^\circ\text{C}$). У анализи хомогености укључени су низови са десет метеоролошких станица на простору Војводине, за период од 1951. до 2000. године (табела 1, прилог 1). Подаци који су коришћени за креирање базе података, преузети су из Метеоролошких годишњака Савезног хидрометеоролошког завода за период 1951–1984, затим Климатолошких годишњака Покрајинског хидрометеоролошког завода за период 1985–1990. и Метеоролошких годишњака Републичког хидрометеоролошког завода за период 1991–2000. године.



Прилог 1. Локације метеоролошких станица на простору Војводине

Извор основе карте: Геокарта, 1993

Figure 1 – Locations of weather stations in Vojvodina

Source: Geokarta, 1993

Табела 1. Основни подаци испитиваних метеоролошких станица; $\varphi^{\circ}\text{N}$ - географска ширина, $\lambda^{\circ}\text{E}$ - географска дужина, а.н.в.(m) - апсолутна надморска висина, дужина временских периода осматрања и тип станице (гл-главна; об-обична); РХМЗ – координате Рупбличког хидрометеоролошког завода; GPS – координате станице Зрењанин измерене уређајем GPS Magellan Map 330

Table 1 – Data series of observing sites; $\varphi^{\circ}\text{N}$ - latitude, $\lambda^{\circ}\text{E}$ - longitude, a.n.v.(m) – altitude, observed time period and type of weather stations (gl-main; ob-regular); РХМЗ – coordinates of Republic Hydrometeorological Service of Serbia; GPS – coordinate of weather station Zrenjanin measured by GPS Magellan Map 330

назив станица		$^{\circ}\text{N}$	$^{\circ}\text{E}$	а.н.в. (m)	временски период осматрања	тип
Палић	ПЛ	46°05'50,40"	19°45'52,91"	102	01.01.1951-31.12.2000	гл
Сомбор	СО	45°46'02,25"	19°08'36,10"	88	01.01.1951-31.12.2000	гл
Римски Шанчеви	НС	45°19'19,23"	19°49'46,26"	84	01.01.1951-31.12.2000	гл
Сента	СЕ	45°55'18,89"	20°05'49,64"	82	01.01.1951-31.12.2000	об
ВрбасРХМЗ	ВР	45°34'	19°38'	83	01.01.1951-31.12.1991	об
Киkinда	КИ	45°50'32,89"	20°27'51,45"	81	01.01.1951-31.12.2000	гл
ЗрењанинGPS	ЗР	45°23'56"	20°22'35"	80	01.01.1951-31.12.2000	гл
Вршац	ВШ	45°08'41,44"	21°18'21,68"	84	01.01.1951-31.12.2000	гл
Јаша Томић	ЈТ	45°27'05,32"	20°50'41,64"	80	01.01.1954-31.12.2000	об
Сремска Митровица	СМ	45°00'38,80"	19°33'17,48"	82	01.01.1951-31.12.2000	гл

Приликом креирања базе података наишло се на проблем недостатка комплетних вредности временских серија у појединим годинама, односно на појединим метеоролошким станицама. Узроци оваквих појава, на станицама у Војводини, најчешће су антропогеног карактера, односно услед релокације станице или инструмената, квара инструмената, губитка заваничне документације или нередовног осматрања у стандардним временским терминима. На свим метеоролошким станицама удео недостајућих вредности је мањи од 10%, осим на станици Јаша Томић, где она износи 11,6%. Из тог разлога, попуњавање недостајућих вредности вршено је на месечном нивоу, односно урађена је допуна просечних месечних низова. Коришћен је једноставан систем, где је празнина за одређени месец у некој години, попуњена средњом вредношћу целокупног низа тог месеца за период 1951–2000. година. Неопходно је напоменути да код апсолутних температура и дана са екстремним вредностима, попуњавање недостајућих месечних података вршено је са просечним вредностима тог низа, а не са апсолутним вредностима.

Александерсонов тест (SNHT – Standard Normal Homogeneity Test) користи се за испитивање релативне хомогености вишегодишњих серија метеоролошких елемената и представља једну од есенцијалних метода које се користе приликом проучавања климатских промена (Alexandersson, 1986; Hanssen-Bauer et al., 1991; Toumenvirta and Alexandersson, 1997; Kalic and Ouarda, 2007). Почетну формулацију метода тестирања креирао је Хоукинс

(Hawkins, 1977), која је касније развијена у SNHT од стране претходно наведених аутора.

SNHT се заснива на претпоставци да је однос између вредности на тестираној станици (тест станица) и вредности околне станице (референтна станица) готово константан са временом. Нехомогеност у једној од серија се открива помоћу систематске промене тог односа. Тако се однос q у некој години i може представити са:

$$q_i = f(T_i) - g(Q_i)$$

Овде је f функција температуре (T_i) на тестираној станици, Q_i је температура на референтној станици, док је g функција температуре на свих k_i референтних станица. Функција f дефинисана је као:

$$f(T_i) = T_i - \bar{T}$$

док је функција g дефинисана као:

$$g(Q_i) = \frac{\sum_{j=1}^{k_i} \sigma_j (Q_{i,j} - \bar{Q}_j)}{\sum_{j=1}^{k_i} \sigma_j}$$

где је са \bar{T} означена средња вредност температуре у посматраном периоду за тест станицу, док \bar{Q}_j представља средњу вредност температуре током истраживаног временског периода за j -ту референтну станицу. Са ознаком k_i представљен је укупан број референтних станица у i -тој години осматрања.

У претходно изнетим једначинама σ_j означава тежински фактор за референтну j станицу, која представља вредност квадрата коефицијента корелације σ_j^2 између серије тест станице и j -те референтне станице, односно:

$$q_i = T_i - \left(\frac{\sum_{j=1}^{k_i} \sigma_j^2 [Q_{i,j} - \bar{Q}_j + \bar{T}]}{\sum_{j=1}^{k_i} \sigma_j^2} \right)$$

Коефицијент корелације σ_j^2 увек мора бити позитиван. Неопходно је да постоји висока вредност коефицијента корелације између низова података тест и референтних станица, која за температуре не би требала да буде нижа од 0,7 (Domonkos, 2006). Такође, потребно је нагласити да су се при израчунавању коефицијента корелације користиле узастопне разлике података ($D_i = T_{i+1} - T_i$, за годину i), уместо самих вредности метеоролошких величина (Peterson and Easterling, 1994; Alexanderson and Moberg, 1997; Peterson et al., 1998). На тај начин смањује се могућност добијања лоших оцена коре-

лације између тестираног и референтног низа, ако један или оба имају нехомогености унутар заједничког временског периода коришћеног за израчунавање коефицијента корелације.

Број референтних станица које се користе за проверу релативне хомогености низа тест станице, зависи од густине мреже метеоролошких станица и од квалитета самих података. Основни услов за одабир референтних станица, јесте да се издвоје они низови који су најбоље корелисани са тест станицом.

Стандардизована серија релације z_i , дефинисана је као:

$$z_i = (q_i - \bar{q}) \div s_q$$

где су \bar{q} и s_q средња вредност и стандардна девијација узорка q_i (Alexandersson, 1986).

Претпоставља се да за величину z_i важи нормалан закон расподеле, где је средња вредност величине z_i једнака је 0, а стандардна девијација 1. На основу претходно изнетог, могу се дефинисати следеће две хипотезе:

H_0 (нула хипотеза): Цела серија је хомогена, односно било који део серије је нормално расподељен са средњом вредношћу 0 и стандардном девијацијом једнаком 1.

H_1 (алтернативна хипотеза): Серија је нехомогена. То значи да постоји нехомогеност у одређеној години a , односно у првих a година стандардизоване серије има средњу вредност једнаку μ_1 , а $(n-a)$ последњих година има средњу вредност једнаку μ_2 . Стандардна девијација једнака је 1 у оба дела серије.

Параметар теста T израчунава се за сваку од $n-1$ могућих година промене у временској серији:

$$T(a) = az_1^{-2} + (n - a)^{-2} z_2^2 \quad a = 1, 2, \dots, n-1$$

где је \bar{z}_1 средња вредност параметра z у првих a година, док је \bar{z}_2 средња вредност у преосталом низу година $(n-a)$. Вредност a представља годину могућег прекида хомогености.

Максимална вредност параметра теста T у посматраној временској серији представљена је као:

$$T_{\max} = \max \{T(a)\} \quad a = 1, 2, \dots, n-1$$

За одређивање вредности параметра теста T најчешће се користе нивои значајности од 5% и 10% (T_{95} и T_{90}) (Hanssen-Bauer et al., 1991), чије су вредности дате у табели за SNHT (Alexandersson, 1986; Khaliq and Ouarda, 2007). Претпоставља се да се нехомогеност јавља у оној години у којој максимална вредност параметра теста достиже или премашује максималну вредност T_{\max} за претходно поменуте нивое значајности. Тачна година и узрок прекида одређује се на основу података из регистарских књига метеоролошке станице (metadata).

Средње вредности величине q пре \bar{q}_1 и после \bar{q}_2 појаве нехомогености, рачунају се употребом следећих једначина:

$$\bar{q}_1 = s_q \bar{z}_1 + \bar{q}$$

$$\bar{q}_2 = s_q \bar{z}_2 + \bar{q}$$

У циљу корекције нехомогених серија за временски период $\{1, \dots, a\}$ неопходно је одредити фактор подешавања (A):

$$A = \bar{q}_2 - \bar{q}_1$$

Нехомогености код серија температура ваздуха могу бити уклоњене сабирањем вредности сваке године у периоду пре појаве нехомогености са вредношћу фактора подешавања (A).

ДЕФИНИСАЊЕ ОСНОВНИХ ПАРАМЕТАРА КРЕИРАЊА РЕФЕРЕНТНИХ СЕРИЈА

Анализа хомогености урађена је на укупно 530 временских серија температуре ваздуха. T_{sr} , затим T_{max} и T_{min} , анализирани су на месечном нивоу, односно било је неопходно урадити по 120 серија за сва три претходно поменуто параметра. По 40 серија на сезонском нивоу анализирано је за средње aT_{max} и aT_{min} , док је средњи број $t_x < 0^\circ\text{C}$, $t_n < 0^\circ\text{C}$, $t_x > 25^\circ\text{C}$ и $t_x > 30^\circ\text{C}$ дана обрађен такође по годишњим добима, односно хомогенизовано је укупно 90 серија дана са екстремним вредностима.

Из претходно наведеног, може се закључити да анализа хомогености није примењена за све параметре температуре на истом степену свеобухватности. Најдетаљније су анализирани T_{sr} , T_{max} и T_{min} температуре. То је из разлога, што у досадашњим научним радовима, у великој већини случајева је рађена искључиво хомогеност средњих температура или средњих екстрема на месечном, сезонском или годишњем нивоу. Због тога је у овом истраживању анализа хомогености, за претходна три параметра, извршена на истом нивоу детаљности из разлога могућег корелисања са резултатима других истраживача. Месечне aT_{max} и aT_{min} температуре и дани са екстремним температурама, у бази података, представљени су у апсолутним вредностима. Међутим, у другим научним радовима који су анализирали хомогеност апсолутних екстремних вредности, оне су рађене са просечним вредностима. Из тог разлога приступило се хомогенизовању на сезонском нивоу, након што су прорачунате средње вредности за свако годишње доба. Приликом анализе хомогености дана са екстремним температурама, нису хомогенизовани сви сезонски низови. Наиме, искључени су они низови који су имали просечну сезонску вредност мању од 0,5 дана, с обзиром на то да је у тим низовима у већини година вредност била 0 дана (≥ 30 година, односно $\geq 60\%$). На основу претходних чињеница, читав низ са тако ниским вредностима готово да

Табела 2. Сезонске вредности дана са екстремним вредностима; З-Ј: просечне вредности; З_о-Ј_о: просечна процентуална заступљеност година са о дана за одређени екстрем;

Напомена: З-зима, П-пролеће, Л-лето, Ј-јесен; **болд** – низови који нису хомогенизовани

Table 2 – Season data of days with extreme temperatures; З-Ј: average number of days; З_о-Ј_о: average percent of years with о days with extreme temperatures;

Note: З-winter, П-spring, Л-summer, Ј-autumn; **bold** – excluded time series

екстре. дани	З	П	Л	Ј	З _о	П _о	Л _о	Ј _о
$t_x < 0^\circ\text{C}$	6,3	0,3	0,0	0,2	0,0	69,5	100	70,7
$t_n < 0^\circ\text{C}$	20,2	4,6	0,0	3,9	0,0	0,0	100	0,4
$t_x \geq 25^\circ\text{C}$	0,0	4,0	31,6	5,1	100	0,6	0,0	1,0
$t_x \geq 30^\circ\text{C}$	0,0	0,4	7,9	0,8	100	55,9	0,0	33,2

нема никаквог значаја, а највероватније да не може бити ни поуздан показатељ било каквих климатских флукуација или промена. Истовремено, хомогеност за пролећни низ $t_x \geq 30^\circ\text{C}$ није анализиран, иако вредност година са 0 дана износи 55,9%. Међутим, просечна вредност броја дана са овом појавом је испод 0,5, па је из тог разлога овај низ искључен (табела 2).

На почетку теста, да би се хомогенизовала серија на тест станици, неопходно је било одредити довољно велики број низова околних референтних станица, које би биле у могућности да маскирају евентуалну нехомогеност испитиване серије. Истраживачи који се баве анализама хомогености најчешће су користили од две до двадесет референтних станица (Hanssen-Bauer and Førlund, 1994; Peterson and Easterling, 1994; Tuomenvirta, 2001; Domonkos, 2006; Тошић 2005). Приликом дефинисања хомогености временских низова у Војводини, коришћено је од две до девет референтних серија. Овакав нумерички распон коришћених референтних станица уочава се и код других истраживача (Hanssen-Bauer et al., 1991; Moberg and Alexandersson, 1997; Tuomenvirta, 2001; Domonkos, 2006).

Идеалну референтну серију потребно је да сачињавају подаци високог квалитета са оних референтних станица на којима су варијације климе сличне варијацијама климе на тест станици (Тошић, 2005). Избор броја референтних станица (од две до девет) приликом утврђивања хомогености на простору Војводине, зависила је пре свега од висине вредности коефицијента корелације између тест и референтне станице, али и од коначног резултата T_{max} . Приликом корелисања тест и референтних станица, коришћен је квадратни коефицијент корелације (r^2), који увек мора да буде позитиван (Alexandersson, 1986; Alexandersson and Moberg, 1997). Такође, при израчунавању квадратног коефицијента корелације, користиле узастопне разлике средњих сезонских и месечних вредности, уместо самих вредности низова метеоролошких елемената (Peterson and Easterling, 1994; Alexandersson and Moberg, 1997; Peterson et al., 1998).

Да би се могао извести закључак да временски низ на референтној станици показује довољно сличне температурне варијације са низом на тест станици, односно да је довољно поуздан за даљу SNHT анализу, потребно је да између та два низа вредност r^2 прелази одређени минимални критични ниво. Проблем се

може појавити у случају корелационих односа слабијег квалитета, где долази до прикривања потенцијалног дисконтинуитета услед слабијег статистичког сигнала (Brunetti et al., 2006). Петерсон и Истерлинг (Peterson and Easterling, 1994) сматрају да минимална вредност r^2 не сме да буде нижа од 0,8, док Домонкош (Domonkos, 2006) у својим истраживањима износи минимални r^2 фактор за температуре од 0,7. У радовима Петерсона и сар. (Peterson et al., 1998) и Стауда и сар. (Staudt et al., 2007) минимална вредност је такође 0,7. Туоменвирта (Tuomenvirta, 2001) у својим SNHT анализама температуре користио је референтне станице које су имале вредност r^2 од 0,93 до 0,99 са тест станицом, са тим да је просечна удаљеност референтних станица од тест станице око 50 km. Брунети и сар. (Brunetti et al., 2006) користили су висине r^2 од 0,5 за температурне низове који су међусобно удаљени више од 400 km. Моберг и Бергстром (Moberg and Bergström, 1997) за две станице у Шведској користили су референтне серије чији је r^2 изнад 0,97. Ипак, може се претпоставити да су временске серије максималних и минималних температура подложније варијабилности под утицајем природних и антропогених фактора (у односу на средње температуре), па су зато Истерлинг и Петерсон (Easterling and Peterson, 1995) за минималну границу r^2 узели вредност од 0,6.

Приликом утврђивања реперних минимума вредности r^2 између мерних станица у Војводини, условно је стављен фокус на критеријуме које је користио Домонкош (Domonkos, 2006) у анализама хомогености температура на простору Мађарске. С обзиром на то да се простор Мађарске простире непосредно северно од Војводине и да је њихов рељефни склоп врло сличан, може се закључити да постоје релативно подједнаки услови за добијање вредности r^2 фактора адекватне висине између тест и референтних станица у Мађарској и Војводини¹.

У табели 3 представљене су максималне и минималне вредности r^2 за све температурне параметре. Уочава се да се r^2 T_{sr} , T_{max} и T_{min} температура, налази изнад 0,7, док максималне вредности прелазе коефицијент корелације од 0,99. Максимум корелације просечних сезонских aT_{max} и aT_{min} температура је виши од 0,94, док се приметна осетљивост корелационих односа низова апсолутних екстрема уочава у минималним вредностима. Знатно више корелационих односа, чак двадесет и девет (по $r^2 < 0,7 = 29$), који имају вредности испод минималног критичног нивоа забележена је за aT_{min} . Вредности r^2 сезонских $t_x < 0^\circ\text{C}$ су у оптималним границама, док се код осталих сезонских дана са екстремним температурама појављују минималне вредности квадратног коефицијента испод критичног нивоа. Максимуми r^2 претходно поменутих температурних параметара имају вредности које прелазе 0,92.

Може се уочити да се корелациони односи нижег квалитета између тест и референтног низа углавном јављају у току пролећних, летњих и јесењих периода, док се највиши r^2 бележи током зимског периода, односно зимских месеци (табела 3). Представљени резултати кретања квадратног коефицијента корелације у појединим периодима године за простор Војводине, генерал-

¹ У претходном закључку, са резервом се мора узети постојање једнакости густине мреже метеоролошких станица и квалитета низова података у Војводини и Мађарској.

Табела 3. Максимални и минимални r^2 између тест и референтне серије; r^2_{\max} – максимални r^2 , r^2_{\min} – минимални r^2 , $no.r^2<0,7$ - број корелација нижих од 0,7, $\%r^2<0,7$ - процентуални удео корелација нижих од 0,7

Table 3 – Maximum and minimum r^2 between candidate and reference time series; ; r^2_{\max} – maximum r^2 , r^2_{\min} – minimum r^2 , $no.r^2<0,7$ – number of correlations $<0,7$, $\%r^2<0,7$ – % number of correlations $<0,7$

Максимални r^2 фактор			Минимални r^2 фактор				
мет. станице	мес./ год. доба	r^2_{\max}	мет. станице	мес./ год. доба	r^2_{\min}	но. $r^2<0,7$	$\% r^2<0,7$
месечне T_{sr}							
КИ-СЕ	јануар	0,9966	СО-НС	јул	0,828	0	0
месечне T_{\max}							
ВР-НС	март	0,9951	СМ-СЕ	јул	0,7984	0	0
месечне T_{\min}							
КИ-СЕ	јануар	0,993	ВШ-ПЛ	август	0,7265	0	0
просечне сезонске aT_{\max}							
КИ-СЕ	јесен	0,9414	ПЛ-НС	зима	0,64	4	2,0
просечне сезонске aT_{\min}							
ЗР-НС	зима	0,9421	ВШ-ПЛ	пролеће	0,3767	29	15,6
просечни сезонски $t_x<0^\circ\text{C}$							
ВР-НС	зима	0,9598	ВШ-НС	зима	0,7681	0	0
просечни сезонски $t_n<0^\circ\text{C}$							
КИ-ЗР	зима	0,9378	ВШ-СЕ	пролеће	0,5757	6	4,1
просечни сезонски $t_x\geq 25^\circ\text{C}$							
ЗР-КИ	јесен	0,9478	СЕ-НС	лето	0,6483	6	4,0
просечни сезонски $t_x\geq 30^\circ\text{C}$							
КИ-ПЛ	лето	0,9298	ВШ-СО	јесен	0,5449	8	8,2

но се поклапају са истраживањима других климатолога (Tuomenvirta, 2001; Domonkos, 2006). Објашњење за овакву ситуацију лежи највероватније у великој сезонској разлици у квалитету температурних серија које су узроковане техничким проблемима и утицајима непосредне природне околине, као што су непотпуна заштита инструмената од директног ефекта радијације или локалног утицаја ефекта радијације на топлотни баланс простора у којем је смештена метеоролошка станица. Очигледно је да ови ефекти имају знатно већи утицај током летњих него у зимским периодима (Domonkos, 2006). На основу претходно изнетог, долази се до закључка да јануарске, фебруарске, новембарске и децембарске серије садрже податке високог квалитета, с обзиром на то да имају највиши просторни коефицијент корелације, а истовремено најнижу фреквенцију појаве негомогених низова.

Приликом анализе вредности r^2_{\min} у табели 3, може се закључити да је на висине r^2_{\min} највероватније, у одређеној мери, утицала густина мреже мете-

оролошких станица и квалитет серија података. Метеоролошке станице између којих се појављују ниске корелационе вредности, одликују се знатно вишом просторном удаљеношћу у односу на просечну раздаљину тест и референтних станица (око 50 km) које су коришћене приликом анализе хомогености низова на простору Финске (Tuomenvirta, 2001). Тако се код температурних параметара чији су r^2 минимуми испод вредности од 0,7, уочава удаљеност тест и референтне станице од 70 km и више. На пример, удаљеност између ПЛ-НС износи 86 km ($r^2=0,64$), ВШ-ПЛ – 160,2 km ($r^2=0,3767$), ВШ-СЕ – 130 km ($r^2=0,5757$), СЕ-НС – 70,5 km ($r^2=0,6483$) и ВШ-СО – 182,5 km ($r^2=0,5449$). Разлози нешто квалитетнијих корелационих односа у истраживањима Домонкоша (Domonkos, 2006), у односу на резултате за Војводину, највероватније би се требали тражити у могућности већег избора мерних станица са квалитетнијим низовима, с обзиром на то да је анализирано двадесет станица за простор Мађарске. Сумирањем претходно наведених чињеница, током даљих анализа хомогености у овом раду, нису се одбацивали низови који су имали корелационе односе најнижег квалитета.

РЕЗУЛТАТИ АНАЛИЗЕ ХОМОГЕНОСТИ ВРЕМЕНСКИХ СЕРИЈА

Током израчунавања Александерсоновог теста за 530 серија у Војводини, уочено је да 27,7% чине дисконтинуитетни низови, односно нехомогени низови. Проучавајући хомогеност температурних низова на простору Финске, Туоменвирта (Tuomenvirta, 2001) је уочио да је 1/3 свих серија нехомогена, док је Домонкош (Domonkos, 2006) за простор Мађарске добио чак 84% заступљености нехомогених серија. Приликом проучавања температуре Велике северне низије (САД), Кеисер и Грифитс (Keiser and Griffiths, 1997) су открили 48% серија са хомогеним прекидом.

У табели 4 уочава се да приликом анализе SNHT за T_{sr} , у случају када се користи просечна референтна серија од две до девет станица, 81,7% временских низова је хомогено. Нешто ниже вредности хомогених серија од 68,3% показују T_{max} и T_{min} температуре, а затим aT_{max} (67,5%) и aT_{min} (70,0%) температуре. Процентуални удео хомогености дана са екстремним вредностима креће се од 63,3 до 90,0%.

За низове чије вредности T_{max} премашују задати праг значајности, у даљем процесу анализе хомогености приступило се корекцији нехомогених серија у циљу подешавања вредности године дисконтинуитета. У већини параметара удео подешених серија углавном износи тачно 10% или нешто ниже, међутим T_{max} и T_{min} температуре одликују се већим бројем подешених серија, што се одсликава уделом од 17,5%, односно 12,5%. У прилогу 2 представљен је пример разлика вредности између нехомогене серије и подешене серије за просечну јулску T_{max} мерне станице у Сомбору.

Укупни процентуални удео хомогенизованих серија (хомогено и подешено) за T_{sr} износи 88,3%, T_{max} 85,8%, T_{min} 80,8%, а за просечне aT_{max} 77,5%, и просечне aT_{min} температуре 82,5%. Удео од 90% представља хомогенизоване низове средњих сезонских $t_x < 0^\circ\text{C}$ и $t_x \geq 30^\circ\text{C}$ дана, а 83,3% и 70% хомогенизованих низо-

Табела 4. Анализа хомогености временских серија температуре ваздуха; хомогенизовано – хомогено и подешено, фактор 5 – серије које имају T_{max} изнад границе прага значајности у првих или последњих пет година низа, фактор <10% - серије чији T_{max} одступа до 10% изнад границе прага значајности; Напомена: италик вредности представљају процентуалну заступљеност

Table 4 – Homogeneity analysis of air temperature time series; хомогенизовано – homogenised, фактор 5 – if a significant break occurred within the first or last 5 years in homogenised time series, фактор <10% - T_{max} series are <10% larger than the noise level; Note: italic – data in %

	број серија	хомогено	подешено	хомогенизовано	нехомогено	фактор 5	фактор <10%
T_{sr}	120	98/81,7	8/6,7	106/88,3	14/11,7	4/3,3	3/2,5
T_{max}	120	82/68,3	21/17,5	103/85,8	17/14,2	2/1,7	1/0,8
T_{min}	120	82/68,3	15/12,5	97/80,8	23/19,2	3/2,5	7/5,8
aT_{max}	40	27/67,5	4/10,0	31/77,5	9/22,5	3/7,5	1/2,5
aT_{min}	40	28/70,0	5/12,5	33/82,5	7/17,5	-	3/7,5
$t_x < 0^\circ\text{C}$	10	9/90,0	-	9/90,0	1/10,0	-	-
$t_n < 0^\circ\text{C}$	30	22/73,3	3/10,0	25/83,3	5/16,7	-	1/3,3
$t_x \geq 25^\circ\text{C}$	30	19/63,3	2/6,7	21/70,0	9/30,0	1/3,3	1/3,3
$t_x \geq 30^\circ\text{C}$	20	16/80,0	2/10,0	18/90,0	2/10,0	-	1/5,0
укупно	530	383/72,3	60/11,3	443/83,6	87/16,4	13/2,5	18/3,4

ва односи се на $t_n < 0^\circ\text{C}$, односно $t_x \geq 25^\circ\text{C}$ дане. Укупни удео хомогенизованих серија за све мерне станице и све испитиване параметре на простору Војводине је 83,6% (табела 4).

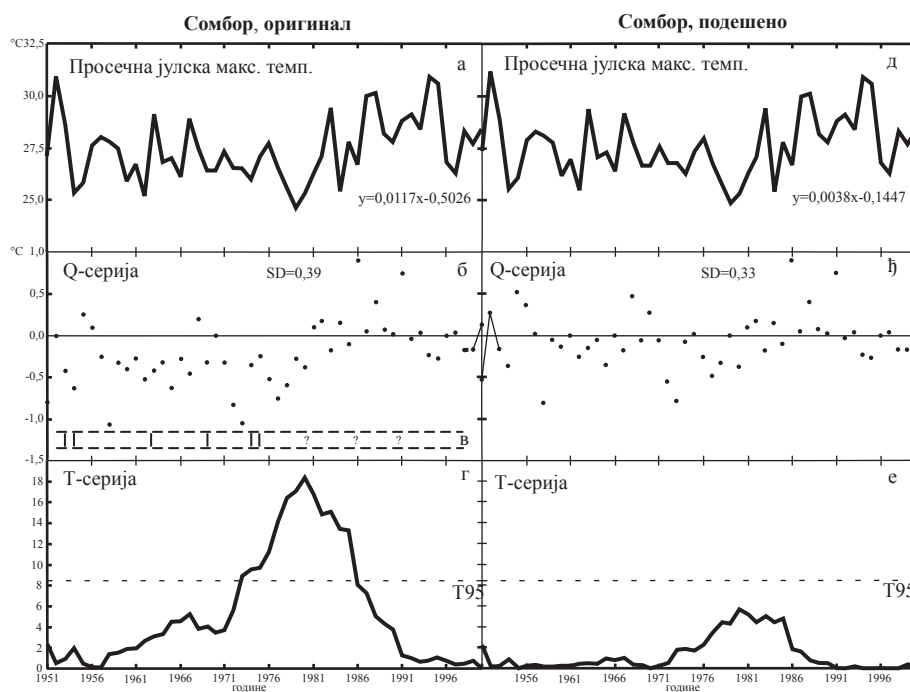
За одређени број нехомогених серија код свих температурних параметара, према постављеним условима анализе SNHT, није било могуће хомогенизовати дати низ након употребе корекционог подешавања. Процентуална заступљеност нехомогених серија по параметрима креће се од 10 до 30%. Највећи број нехомогених серија јавља се код T_{min} (23 серије), а затим код T_{max} (17 серија) температура. Укупан удео нехомогених серија за читав истраживани простор, односно за свих десет метеоролошких станица износи 16,4% (табела 4). Међутим, неопходно је напоменути да код већине нехомогених серија, вредности T_{max} нису приметно више од прага значајности за T_{95} , односно T_{max} не превазилази вредност која је два пута виша од критичне вредности T_{95} за $n=10, \dots, 50000$ (Domonkos, 2006). Свега 28,7% нехомогених серија има T_{max} који је два и више пута већи од вредности прага значајности за T_{95} , па се за овакве серије може сматрати да имају значајан дисконтинуитет у низу података. Истовремено, веома је уочљиво да се највећи број T_{max} вредности високих фреквенција јавља током летњих месеци (чак 64% појава), а затим у пролећном и јесењем периоду.

Приликом прорачунавања хомогености, код одређеног броја температурних временских серија, вредности T_{max} одступали су од задатог прага значајности до 10% (фактор <10%) (табела 5). На основу закључка и резултата истраживања других аутора (Domonkos, 2006), ови низови су се приликом анализе

SNHT сматрали хомогеним, с обзиром на то да максималне вредности параметра теста T имају одступања у минималним границама изнад нивоа значајности за T_{95} .

У тринаест временских низова уочене су T_{max} вредности изнад прага значајности у првих пет или последњих пет година самог низа (табела 6). За ове низове није примењено подешавање из разлога што је број година пре појаве нехомогености (у првом случају) и после појаве нехомогености (у другом случају), сувише мали да би се могао применити поуздан корекциони фактор (Hanssen-Bauer et al., 1991; Keiser and Griffiths, 1997; Tomozeiu et al., 2002).

За одређивање сигнификантности вредности параметра теста T_{max} за температурне низове, коришћен је ниво значајности од 5% (T_{95}). Вредности прага значајности коришћени су из табеле SNHT (Alexandersson, 1986; Khaliq and Ouarda, 2007).



Прилог 2. Разлике између оригиналне и подешене временске серије; а – оригинални подаци, б – разлика између низа тест станице и референтне серије (Q-серија), в – године дисконтинуитета на основу метаподатака са метеоролошких станица, г – крива параметра теста T (T-серија), д – подешени подаци, ж – Q-серија након подешавања, е – T-серија након подешавања (T_{95} је критични ниво)

Figure 2 – Differences between original and homogenised time series; а – uncorrected annual temperature, б – differences between the candidate and the reference series (the Q-series), в – dates of discontinuous from metadata, г – sequence fo test values for the shift test (the T-series), д – homogenised time series, ж – Q-series after homogenization, е – T-series after homogenization (T_{95} is the critical level)

Табела 5. Серије чије T_{max} вредности одступају до 10% изнад границе прага значајности за T_{95} (фактор <10%)

Table 5 – T_{max} series <10% larger than the noise level T_{95}

станица	месец/год. доба	T_{95}	$n=10,\dots,50000$	T_{max}	одступање у %
месечне T_{sr}					
С.Митровица	јануар	8,432	50	9,085	7,7
Врбас	март	8,214	42	8,318	1,2
Врбас	децембар			8,925	8,7
месечне T_{max}					
Кикинда	мај	8,432	50	8,896	5,5
месечне T_{min}					
Р.Шанчеви	фебруар	8,432	50	8,791	4,3
С.Митровица	март			8,890	5,4
Сомбор				9,055	7,4
Р.Шанчеви	август			8,540	1,3
Р.Шанчеви	септембар			8,733	3,6
Собор	октобар			8,473	0,5
Р.Шанчеви	новембар			8,946	6,1
просечне сезонске aT_{max}					
Зрењанин	пролеће	8,432	50	8,524	1,1
просечне сезонске aT_{min}					
Јаша Томић	пролеће	8,382	48	8,610	2,7
Палић	лето	8,432	50	8,586	1,8
Јаша Томић	јесен	8,382	48	8,596	2,6
просечни сезонски $t_n < 0^\circ\text{C}$					
С.Митровица	зима	8,432	50	8,576	1,7
просечни сезонски $t_x \geq 25^\circ\text{C}$					
Врбас	лето	8,214	42	8,393	2,2
просечни сезонски $t_x \geq 30^\circ\text{C}$					
Р.Шанчеви	лето	8,432	50	8,740	3,5

Табела 6. Временски низови чије вредности параметра теста T_{max} одговарају фактору 5
 Table 6 – Significant break occurred within the first or last 5 years in homogenised time series – factor 5

мет. параметар	мет. станица	месец/год. доба	година T_{max}
месечне T_{gr}	Јаша Томић	април	1958
	Врбас	август	1990
	Сомбор	октобар	1954
	Врбас	децембар	1990
месечне T_{max}	Кикинда	март	1951
	С. Митровица	децембар	1997
месечне T_{min}	Сента	март	1998
	Сомбор	октобар	1954
	Р. Шанчеви	новембар	1953
просечне сезонске aT_{max}	Јаша Томић	зима	1955
	Сента	пролеће	1999
	Врбас	јесен	1990
просечни сезонски $t_x \geq 25^\circ\text{C}$	Врбас	лето	1989

КОРЕКЦИЈЕ НЕХОМОГЕНИХ ВРЕМЕНСКИХ СЕРИЈА

Процесом подешавања нехомогених временских низова, долази до корекције оригиналних вредности, преузетих из базе података метеоролошких годишњака, у позитивном или негативном смеру (табела 7).

Моберг и Александерсон (Moberg and Alexandersson, 1997) проучавајући температурне одлике у Шведској, добили су просечну вредност корекције од $0,44^\circ\text{C}$ приликом хомогенизовања температурних серија, док је 4% случајева да је корекциона вредност виша од 1°C у једној серији. Распон корекционих вредности од $0,24$ до $1,02^\circ\text{C}$ уочава се у резултатима мерних станица Упсале и Штокхолма, које су испитивали Моберг и Бергстром (Moberg and Bergström, 1997). Туоменвирта (Tuomenvirta, 2001) је изнео да је диференција између средњих оригиналних и хомогенизованих података на годишњем нивоу нижи од $0,2^\circ\text{C}$ (максимално $0,4^\circ\text{C}$), док је на месечном нивоу максимална разлика изнад 1°C . Просечна корекциона вредност минималних и максималних температура у истом истраживању износила је $0,06$ односно $0,10^\circ\text{C}$ за сезонске и годишње вредности. Домонкош (Domonkos, 2006) је уочио да је разлика између средњих вредности оригиналних и подешених температурних низова у Мађарској око $0,5^\circ\text{C}$. Распон корекционе вредности према истраживањима температуре у Швајцарској износи од $-1,6$ до $1,6^\circ\text{C}$ (Begert et al., 2005). Просечне корекционе вредности за минималне и максималне температуре

Табела 7. Разлике између оригиналних и хомогенизованих временских серија температуре ваздуха; ORIG t – средње вредности оригиналних података свих мерних станица, KV t – средње вредности података свих мерних станица након подешавања, %Δd – процентуално одступање између ORIG t и KV t, ↑↓ - приказ одступања у позитивном или негативном смеру, KF – просечна корекциона вредност за одређени параметар услед подешавања нехомогених низова, KFmax – максимална корекциона вредност за одређени параметар са приказом мерне станице и периода појаве дисконтинуитета; Напомена: ° вредности у °C; * вредности у данима

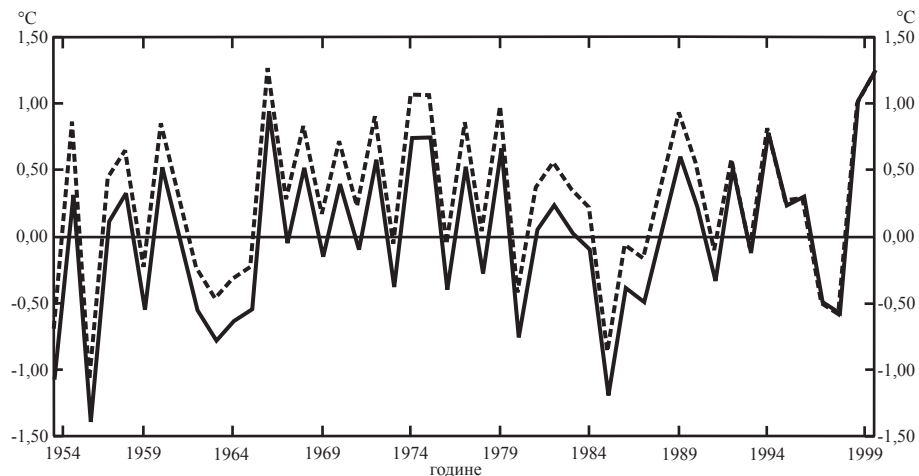
Table 7 – Differences between original and homogenised air temperature time series; ORIG t – average values of original time series, KV t – average values of time series after homogenization, %Δd – % differences between ORIG t and KV t, ↑↓ - positive or negative differences, KF – average correction values, KFmax – maximum correction values; Note: ° values in °C; * values in days

мет. параметри	ORIG t	KV t	%Δd	↑↓	KF	KFmax	мет. ст	месец/ год. доба
T _{sr}	10,98°	10,97°	0,1	↓	0,2°	+0,56°	СЕ	март
T _{max}	16,31°	16,32°	0,1	↑	0,18°	-0,58°	СЕ	март
T _{min}	6,00°	5,97°	0,5	↓	0,31°	-0,79°	ЈТ	мај
aT _{max}	24,30°	24,31°	0,1	↑	0,37°	-0,51°	НС	пролеће
aT _{min}	-1,38°	-1,39°	0,7	↓	0,33°	-0,82°	СМ	пролеће
t _x <0°C	6,29*	6,29*	0,0	→	0,0*	-	-	-
t _n <0°C	9,51*	9,53*	0,2	↑	0,37*	+0,72*	СМ	пролеће
t _x ≥25°C	10,11*	10,12*	0,1	↑	0,28*	+0,38*	СО	пролеће
t _x ≥30°C	4,35*	4,34*	0,2	↓	0,1*	-0,13*	НС	лето

у Шпанији износиле су 0,3–0,4°C (Staudt et al., 2007). Канадски истраживачи (Ducré-Robitaille et al., 2003) сматрају да ако је корекциона вредност нижа од 0,4°C, такав низ можемо сматрати хомогеним.

Након корекције 11,3% низова података метеоролошких станица у Војводини, могу се уочити разлике у висинама просечних годишњих температура ваздуха на простору Војводине између оригиналних (ORIG t) и подешених серија (KV t). Процентуална одступања (%Δd) између ових серија су минимална и углавном се крећу у висини од 0,1%. Нешто виша вредност је код средњих aT_{min} температура и износи 0,7%, међутим, уколико се посматра разлика у °C она износи свега 0,01°C. Такође, код T_{min} температура одступање је 0,5% и гледајући апсолутне вредности у °C овде је разлика између оригиналне и подешене годишње серије 0,3°C, што представља и највише одступање у односу на друге параметре (табела 7).

Посматрајући просечне корекционе вредности за сваки испитивани параметар (KF), може се уочити да се вредности изнад 0,3°C јављају код T_{min} и aT_{max} и aT_{min} температура, за T_{sr} та вредност је 0,2°C, док најниже просечно корекционо одступање имају T_{max} температуре (0,18°C). Просечна корекциона вредност за t_n<0°C износи 0,37 дана, за t_x≥25°C 0,28 дана, а за t_x≥30°C свега 0,1 дан.



Прилог 3. Разлике између крива оригиналних (испрекидана линија) и хомогенизованих (пуна линија) података годишњих T_{min} на метеоролошкој станици ЈТ

Figure 3 – Differences between original (dotted line) and homogenised (full line) annual T_{min} time series of JT weather station

Максималне корекционе вредности (KF_{max}) за сваки параметар, готово у потпуности се јављају током пролећног периода. Највећа корекциона вредност, добијена је приликом подешавања пролећног низа aT_{min} температура станице у Сремској Митровици, и износила је $-0,82^{\circ}\text{C}$, док се најнижа корекциона вредност од $-0,13$ дана јавља за летњу серију средњих $t_x > 30^{\circ}\text{C}$ у Римским Шанчевима (табела 7).

Корекционе вредности за испитиване низове температурних параметара на простору Војводине, углавном се поклапају или су у неким сличајевима вредности нешто ниже од резултата других истраживача.

У прилогу 3 представљен је изглед криве пре и након подешавања временске серије просечне годишње T_{min} на мерној станици Јаша Томић. Средња годишња вредност оригиналних података T_{min} на овој станици износи $6,22^{\circ}\text{C}$, док је након подешавања ова вредност $5,94^{\circ}\text{C}$.

УЗРОЦИ ПОЈАВЕ НЕХОМОГЕНОСТИ ВРЕМЕНСКИХ СЕРИЈА

Детекција године прекида хомогености за временске серије испитиваних мерних станица у Војводини, вршена је опсервацијом регистарских књига метеоролошких станица-метаподатака (metadata). Анализа метаподатака обављена је у архиви Метеоролошке опсерваторије Републичког хидрометеоролошког завода (РХМЗ) у Петроварадину. Доступна документација омогућила је праћење претходно наведених могућих промена на метеоролошким станицама, од 1951. до 1978. године, са изузетком станице у Вршцу (до 1990. године). Нажалост, информације које би дале одговоре о евентуалним

променама на мерним станицама током осамдесетих и деведесетих година, у овој архиви не постоје, услед структуралних промена која је у овој Установи спроведена 1980. године. Подаци о променама на појединим метеоролошким станицама у последње две деценије истраживаног периода, тамо где је то било могуће, добијани су у директним контактима са одговорним лицима која су задужена за осматрања и евиденцију метеоролошких елемената на мерним станицама.

Упоредњујући представљене податке у табели 8, на метеоролошкој станици *Палић*, уочен је нехомогени низ за јули месец 1999. године, што се поклапа са периодом замене инструмената током августа месеца исте године. За остале низове са ове станице, разлози нехомогености су непознати.

На мерној станици у *Сомбору*, током 1954, 1969. и 1975. године долазило је до релокације читаве станице, што се одразило на нехомогеност неколико низова T_{\max} (јул, август, септембар и октобар), просечних $t_n < 0^\circ\text{C}$ (пролеће) и просечних $t_x \geq 30^\circ\text{C}$ (лето). Заменом минималног термометра 1960. године, могло би се претпоставити да је вероватно утицало на дисконтинуитет низа T_{\min} марта 1961, док је релокација максималног и минималног термометра током 1974. уочена на јесењем низу просечне aT_{\max} . Разлози осталих нехомогених низова нису познати.

Метеоролошка станица у *Сенти* је релоцирана 23.12.1964. године, па су низови са хомогеним прекидима који су уочени током 1965. године највероватније последица ове промене. Такође, замена минималног термометра 1963, уочава се у дисконтинуитету низа T_{\min} децембра месеца исте године. За остале серије ове станице приказане у табели 9 узрок нехомогености је непознат.

Према извештају руководиоца Опсерваторије од 15.06.1971. године, који је контролисао рад метеоролошке станице у *Римским Шанчевима*, уочена је одређена неправилност и нестручност у осматрањима и евиденцији вредности метеоролошких елемената, па је након адекватних организационих промена од 01.07.1971. године, претходно наведена неповољна ситуација превазиђена. И у табели 9 уочава се доминантна појава нехомогених серија током шездесетих година, која се временски протеже до јула 1971. Може се закључити да је на овој станици највероватније људски фактор био узрочник свих нехомогености у периоду од пре 1971. године. Након 1971. регистрација нехомогених серија не постоји (са изузетком пролећне серије aT_{\max} 1981. године, која је подешена).

На мерној станици у *Врбасу* релокације су извршене током новембра-децембра 1966. и у августу 1968. године. Евентуалне нехомогености услед промене положаја станице јављају се код T_{sr} (децембар 1966.) и средњег броја $t_x \geq 25^\circ\text{C}$ (јесен 1969.). За остале низове нису откривени узроци дисконтинуитета.

Све временске серије регистроване са хомогеним прекидом на метеоролошкој станици у *Кикинди* јавиле су се током осамдесетих и деведесетих година, па је узрок нехомогености непознат.

Промене положаја метеоролошке станице у *Зрењанину* вршене су октобра 1953. и јануара 1967. Највећи број дисконтинуитетних низова температурних параметара (пре свега екстремних), појавио се током 1966. године, што

је највероватније последица веома лоших просторних услова непосредне околине станице која је између 1953. и 1967. била смештена у кругу фабрике „Дијамант“. Из тих разлога дошло је до новог премештаја 1967. године, што је вероватно довело до појаве још два нехомогена низа T_{sr} (август и септембар 1976.). Замена инструмената према евиденцији регистарских књига, на овој станици нису довеле до појаве нехомогености.

Нехомогена серија T_{min} (септембар 1965.) на мерној станици у *Вршцу*, према евиденцији није последица ни једне регистроване замене инструмената или промене локације. Остали нехомогени низови појављују се током осамдесетих година. Тако се на основу претходних чињеница може закључити да се ни за једну серију не може открити узрок нехомогености.

Међу документацијом метеоролошке станице *Јаша Томић* евидентирана је једна релокација станице (20–21.06.1963.) у распону од око једног километра, из разлога проблема редовног осматрања и евиденције метеоролошких параметара. Нехомогени низови података који се појављују у првој половини 1963. године, затим током 1962. и 1961. године, углавном код максималних вредности и летњих дана, могли би се сматрати као последица услед проблема са људским фактором који је био заступљен пре премештаја. За остале низове са ове станице, разлози нехомогености су непознати.

На метеоролошкој станици у *Сремској Митровици* већина дисконтинуитетних низова појављује се током 1985. и 1986. године, највероватније као последица премештања на новој локацији, око 6 km западно, у насељу *Лаћарак*, која из извршена 01.01.1986. године. Замена термометара 1953. и 1991. године није довела до појаве прекида хомогености температурних серија.

Учесталост замене или релокације обичног, максималног и минималног термометра готово да је подједнако заступљена на свим станицама у Војводини. Међутим, појава нехомогених серија знатно је већа код екстремних вредности него код средњих², што наводи на закључак да су екстремне температуре знатно осетљивије на промене типа инструмента или релокацију читаве станице, него што је то случај са средњом температуром. На пример, у летњем периоду, појава нехомогених низова екстремних температура је знатно фреквентнија него током зиме. Основни разлог овакве ситуације је да током лета алbedo радијационог штита и вентилација значајно утичу на максималне температуре, узрокујући велике разлике између метеоролошких станица. Са друге стране, током зиме, ова два фактора имају знатно мањи утицај. Минималне месечне вредности такође могу имати значајна одступања између станица, јер разлика локалне топографије и извора топлоте највише утичу на овај параметар. Идентични закључци јављају се и у резултатима других студија (Tuomenvirta, 2001).

² Разлика у броју нехомогених низова између средњих и екстремних вредности може износити око 30% (Tuomenvirta, 2001), што је уочљиво и на Војвођанским подацима (табеле 4 и 8).

Табела 8. Детектоване тачке прекида са потенцијалним узроцима дисконтинуитета;
1-12 – месеци, 3-ј – годишња доба, нормал – хомогенизоване серије, болд –
нехомогенизоване серије

Table 8 – Records of homogeneity breaks with potential causes of inhomogeneity; 1-2 – months, 3-j –
seasons, normal – homogenised time series, bold – non-homogenised time series

мет. станице	хомогени прекид	потенцијални узроци нехомогености
ПЛ	1978 (8) T_{Sr} 1976 (9) 1999 (7) T_{max} 1967 (10)	1999 (8) замена обичног, макс. и мин. термометра
СО	1966 (4) T_{Sr} 1998 (6) 1979(1) T_{max} 1988(2) 1975(3) 1977(5) 1978(6) 1980(7) 1975(8) 1976(9) 1976(10) 1968(11) 1973(12) 1965(2) T_{min} 1961(3) 1966(4) 1978(з) aT_{max} 1952(п) 1985(л) 1974(ј) 1962(з) aT_{min} 1962(з) $t_n < 0^\circ C$ 1969(п) 1977(п) $t_x \geq 25^\circ C$ 1977(л) 1999(ј) 1976(л) $t_x \geq 30^\circ C$	1975 (4) релокација станице 1975 (4) релокација станице 1975 (4) релокација станице 1975 (4) релокација станице 1969 (1) релокација станице 1962 (8) замена минималног термометра 1953 (1) замена максималног термометра 1974 релокација максималног термометра 1962 (8) замена минималног термометра 1962 (8) замена минималног термометра 1969 замена минималног термометра; релокација станице 1975 (4) релокација станице

Табела 8. Наставак

Table 8 – Continued

мет. станице	хомогени прекид	потенцијални узроци нехомогености
НС	1963(6) T_{\max} 1971(7) 1963(8) 1970(1) T_{\min} 1969(3) 1969(4) 1968(5) 1968(6) 1981(п) aT_{\max} 1963(л) 1969(з) aT_{\min} 1965(п) 1969(п) $t_n < 0^\circ\text{C}$ 1966(л) 1962(ј) $t_x \geq 30^\circ\text{C}$	1971 (7) проблеми осматрања и евиденције 1971 (7) проблеми осматрања и евиденције 1971 (7) проблеми осматрања и евиденције 1971 (7) проблеми осматрања и евиденције 1971 (7) проблеми осматрања и евиденције 1971 (7) проблеми осматрања и евиденције 1971 (7) проблеми осматрања и евиденције
СЕ	1998(3) T_{sr} 1965(5) 1965(6) 1964(7) 1963(8) 1956(9) 1994(1) T_{\max} 1981(2) 1998(3) 1992(6) 1993(9) 1960(1) T_{\min} 1964(2) 1962(5) 1962(6) 1962(7) 1966(8) 1965(10) 1961(11) 1963(12) 1980(л) aT_{\max} 1961(п) aT_{\min} 1980(л) 1959(ј) 1991(з) $t_x < 0^\circ\text{C}$ 1962(ј) $t_n < 0^\circ\text{C}$ 1991(п) $t_x \geq 25^\circ\text{C}$	1964 (12) релокација станице 1964 (12) релокација станице 1964 (12) релокација станице 1964 (12) релокација станице 1957 (4) замена обичног термометра 1963 (2) замена минималног термометра, 1964 (12) релокација станице 1963 (2) замена минималног термометра 1963 (2) замена минималног термометра 1963 (2) замена минималног термометра 1964 (12) релокација станице 1963 (2) замена минималног термометра 1963 (2) замена минималног термометра

Табела 8. Наставак

Table 8 – Continued

мет. станице	хомогени прекид	потенцијални узроци нехомогености
ВР	1964(9) T_{sr} 1966(12) 1989(1) T_{max} 1964(3) 1974(7) 1977(л) aT_{max} 1990(з) $t_n < 0^\circ C$ 1969(ј) $t_x \geq 25^\circ C$ 1976(л) $t_x \geq 30^\circ C$	1966 (11-12) релокација станице 1968 (8) релокација станице
КИ	1988(7) T_{max} 1993(п) aT_{max} 1993(п) $t_x \geq 25^\circ C$	
ЗР	1984(4) T_{sr} 1966(5) 1966(6) 1966(7) 1967(8) 1967(9) 1966(3) T_{max} 1966(4) 1966(5) 1995(6) 1966(9) 1984(12) T_{min} 1966(л) aT_{min} 1966(ј) 1981(з) $t_n < 0^\circ C$ 1966(п) $t_x \geq 25^\circ C$ 1966(л) 1966(ј)	1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице 1967 замена минималног термометра, 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице ž 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице 1967 (1) релокација станице
ВШ	1986(3) T_{min} 1980(6) 1965(9) 1983(п) aT_{max}	1967 релокација станице

ИСПИТИВАЊЕ РАЗЛИКА НЕХОМОГЕНИЗОВАНИХ И МОДЕЛИРАНИХ ХОМОГЕНИЗОВАНИХ ВРЕМЕНСКИХ СЕРИЈА

На основу критеријума који су коришћени приликом процеса испитивања хомогености низова екстремних температура, 16,1% временских серија није хомогенизовано. Као следећи корак, покушало се утврдити, уколико би се нехомогени низови укључили у даље климатолошко-статистичке анализе, да ли би постојале сигнификантне разлике између вредности оригиналних временских серија (подаци из Годишњака) и комплетно хомогенизованих временских серија.

Да би било могуће извршити овакво тестирање, неопходно је знати колика би била корекциона вредност након што би се подесиле постојеће нехомогенизоване временске серије. Ова вредност добијена је моделирањем, на основу корекционе вредности подешених временских серија.

Ако A представља укупан удео (100%) почетних нехомогених временских серија, онда је:

$$A = A_b + A_n$$

где A_b представља % удео подешених временских серија, а A_n представља % удео нехомогенизованих временских серија.

Ако се претпостави да корекциона вредност расте пропорционално са порастом % удела подешених временских серија, то значи да је:

$$\Delta V_b \div A_b = \Delta V_n \div A_n$$

односно

$$\Delta V = \Delta V_b + \Delta V_n$$

где ΔV_b и ΔV_n означавају просечне израчунате корекционе вредности на основу A_b , односно A_n , односно подешених и нехомогенизованих временских серија, а ΔV представља укупну просечну израчунату корекциону вредност.

У даљој анализи, а на основу записа пропорционалног пораста корекционе вредности, добија се просечна корекциона вредност нехомогенизованих серија (ΔV_n), помоћу следеће формуле:

$$\Delta V_n = \Delta V_b \times (A_n \div A_b)$$

На основу претходних прорачуна, следи да је:

$$VS_{mod} = VS_{orig} + \Delta V$$

где VS_{mod} представља збир вредности оригиналне временске серије и укупне просечне израчунате корекционе вредности, односно моделиране корекционе вредности.

Тестирање, у циљу утврђивања сигнификантности разлика између вредности оригиналних (VS_{orig}) и моделираних временских серија (VS_{mod}), урађено је за просечне годишње температуре на нивоу Војводине, односно извршено је осредњавање просечних годишњих низова свих метеоролошких станица, а затим је прорачунавана разлика.

Након добијених средњих годишњих моделираних временских серија за Војводину, за све испитиване параметре (осим за ледене дане), вршено је тестирање сигнификантности помоћу t-testa (Студентов тест). Задати критеријуми приликом утврђивања сигнификантности, односили су се на тестирање две независне варијабле, са нормалном двопараметарском дистрибуцијом и једнаком дисперзијом. Критични ниво приликом утврђивања сигнификантности износио је 95% ($\alpha=0,05$). Анализа t-testa урађена је помоћу софтверског пакета Statistica 8.0.

Резултати показују да ни у једном случају не постоји сигнификантна разлика између VS_{orig} и VS_{mod} временских серија. Такође, извршено је тестирање годишње T_{max} за станицу СО, која представља пример већег одступања (просечно $0,12^{\circ}\text{C}$) између VS_{orig} и VS_{mod} , али ни у овом случају није добијена сигнификантна разлика.

Из претходно наведених чињеница, може се извести закључак, да иако могу постојати одређене разлике између оригиналних и хомогенизованих временских серија, та одступања не показују сигнификантну разлику, па самим тим не би требало да доведу до значајних грешака приликом даљих климатолошко-статистичких анализа.

ЗАКЉУЧАК

На основу анализа и резултата хомогености сезонских и месечних параметара температуре ваздуха, могу се констатовати следећи закључци:

- Највероватније, захваљујући просторном и рељефном карактеру Војводине, између испитиваних десет метеоролошких станица уочава се висока корелациона повезаност, односно високе вредности r^2 . Код свих параметара средњих и екстремних температура ваздуха, између тест и референтних временских серија, забележене су вредности квадратног коефицијента корелације изнад 0,7, а једино се код сезонских aT_{min} јавља нешто већи удео корелација ниже вредности (15,6%). Истовремено, уочава се већа осетљивост пролећних, летњих и јесењих временских серија на утицај антропогеног карактера, али и на динамику промена топлотног баланса и ефекта радијације, што се рефлектује са нижим корелационим односима и већом фреквенцијом појаве нехомогених низова.
- Укупан удео нехомогених временских серија, за свих девет параметара температуре ваздуха, износи 27,7%. Посматрајући појединачно, код већине параметара се уочава око 1/3 нехомогених временских серија, што се генерално поклапа и са резултатима других истраживача који су анализирали просторе Европе.

- Корекциона вредност код свих параметара између средњих вредности оригиналних и подешених временских серија износи од 0,1 до 0,3°C. Посматрајући просечну корекциону вредност по параметрима, највише вредности јављају се код сезонских aT_{\max} и $t_n < 0^\circ\text{C}$. Истовремено, највише максималне корекционе вредности уочене су у пролећним периодима код T_{\min} (-0,79°C) на станици ЈТ и код aT_{\min} (-0,82°C) на станици СМ.
- Увидом у метаподатке (metadata) метеоролошких станица, појава дисконтинуитета временских серија у највећем броју случајева представља последицу техничких и практичних проблема на самим метеоролошким станицама. Промене локације станица, замена и промена типова инструмената и неадекватно осматрање температурних параметара, представља основни фактор појаве нехомогености температурних низова у Војводини. Са друге стране, уочава се неkontинуирано праћење техничких промена на станицама и неажурирано регистровање истих у књигама метеоролошких станица. Из тог разлога, јавља се проблем креирања поуздане базе свих неопходних података, које би пружиле комплетну евалуацију хомогености временских серија свих метеоролошких елемената на територији Војводине.
- Статистичко тестирање, које је креирано у овом раду, показало је да не постоји сигнификантна разлика између вредности оригиналних и хомогенизованих временских серија. На основу тога, може се изнети генерална констатација, да се највероватније не би појавила значајна грешка у каснијим климатолошко-статистичким анализама температуре ваздуха.
- У циљу добијања комплетније и поузданије слике квалитета временских серија параметара температуре ваздуха у Војводини, осим SNHT методе, корисно је урадити и друге објективне методе хомогености, а такође користити новије софтверске програме који су наменски креирани за анализе хомогености.

НАПОМЕНА

Аутори се захваљују дипл. метеорологу Златици Попов са Метеоролошке опсерваторије РХМЗ у Петроварадину на уступљеним метаподацима, као и рецензентима овог рада на коректним коментарима.

Анализе представљају резултат истраживања у оквиру пројекта „Лесне заравни у Србији“ број 146019, који финансира Министарство за науку и технолошки развој Републике Србије.

ЛИТЕРАТУРА

- Alexandersson, H. 1986. A homogeneity test applied to precipitation data. *Journal of Climatology* 6, 661–675.
- Alexandersson, H. and Moberg, A. 1997. Homogenization of Swedish temperature data. Part I: Homogeneity test for linear trends. *International Journal of Climatology* 17, 25–34.
- Begert, M., Schlegel, T. and Kirchhofer, W. 2005. Homogeneous temperature and precipitation series of Switzerland from 1864 to 2000. *International Journal of Climatology* 25, 65–80.
- Brunetti, M., Maugeri, M., Monti, F. and Nanni, T. 2006. Temperature and precipitation variability in Italy in the last two centuries from homogenised instrumental time series. *International Journal of Climatology* 26, 345–381.
- Gullett, D.W., Vincent, L. and Sajecki, P.J.F. 1990. Testing for homogeneity in temperature time series at Canadian climate stations. Atmospheric Environment Service, Downsview, Ontario, CCC Report No. 90–4, 1–43.
- Domonkos, P. 2006. Application of objective homogenization methods: Inhomogeneities in time series of temperature and precipitation. *Időjárás* 110, 1, 63–87.
- Ducić, V., Savić, S. and Luković, J. 2008. Contemporary temperature changes at the ground surface and in the troposphere over Vojvodina, Serbia. *Geographica Pannonica* 12, 2, 56–61.
- Ducré-Robitaille, J.F., Vincent, L.A. and Boulet, G. 2003. Comparison of techniques for detection of discontinuities in temperature series. *International Journal of Climatology* 23, 1087–1101.
- Easterling, D.R. and Peterson, T.C. 1995. The effect of artificial discontinuities on recent trends in minimum and maximum temperatures. *Atmospheric Research* 37, 19–26.
- Jones, P.D., Raper, S.C.B., Santer, B., Cherry, B.S.B., Goodess, C., Kelly, P.M., Wigley, T.M.L., Bradley, R.S. and Diaz, H.F. 1985. A grid point surface air temperature data set for the Northern Hemisphere. TRO22, Department of Energy, Washington, 1–250.
- Karl, T.R. and Williams, C.N. Jr. 1987. An approach to adjusting climatological time series for discontinuous inhomogeneities. *Journal of Climate and Applied Meteorology* 26, 1744–1763.
- Keiser, D.T. and Griffiths, J.F. 1997. Problems associated with homogeneity testing in climate variation studies: A case study of temperature in the Northern Great Plains, USA. *International Journal of Climatology* 17, 497–510.
- Khaliq, M.N. and Ouarda, T.B.M.J. 2007. Short Communication – On the critical values of the standard normal homogeneity test (SNHT). *International Journal of Climatology* 27, 681–687.
- Likso, T. 2003. Inhomogeneities in temperature time series in Croatia. *Hrvatski meteorološki časopis* 38, 3–9.
- Moberg, A. and Alexandersson, H. 1997. Homogenization of Swedish temperature data. Part II: Homogenized gridded air temperature compared with a subset

- of global gridded air temperature since 1861. *International Journal of Climatology* 17, 35–54.
- Moberg, A. and Bergström, H. 1997. Homogenization of Swedish temperature data. Part III: The long temperature records from Uppsala and Stockholm. *International Journal of Climatology* 17, 667–699.
- Pandžić, K. and Likso, T. 2009. Homogeneity of average annual air temperature time series for Croatia. *International Journal of Climatology*. DOI: 10.1002/joc.1922
- Peterson, T.C. and Easterling, D.R. 1994. Creation of homogeneous composite climatological reference series. *International Journal of Climatology* 14, 671–679.
- Peterson, T.C., Easterling, D.R., Karl, T.R., Groisman, P., Nicholls, N., Plummer, N., Torok, S., Auer, I., Boehm, R., Gullett, D., Vincent, L., Heino, R., Tuomenvirta, H., Mestre, O., Szentimrey, T., Salinger, J., Førland, E.J., Hanssen-Bauer, I., Alexandersson, H., Jones, P. and Parker, D. 1998. Homogeneity adjustments of In Situ atmospheric climate data: A review. *International Journal of Climatology* 18, 1493–1517.
- Савић, С. 2009. Кретање екстремних температура ваздуха на подручју Војводине у периоду 1951-2000. Докторска дисертација у рукопису. Универзитет у Новом Саду, Природно-математички факултет, Департаман за географију, туризам и хотелијерство, Нови Сад, 1-272.
- Staudt, M., Esteban-Parra, M.J. and Castro-Díez, Y. 2007. Homogenization of long-term monthly Spanish temperature data. *International Journal of Climatology* 27, 1809–1823.
- Tomozeiu, R., Busuioc, A. and Stefan, S. 2002. Changes in seasonal mean maximum air temperature in Romania and their connection with large-scale circulation. *International Journal of Climatology* 22, 1181–1196.
- Tošić, I. 2004. Spatial and temporal variability of winter and summer precipitation over Serbia and Montenegro. *Theoretical and Applied Climatology* 77, 47–56.
- Тошић, И. 2005. Анализа временских серија температуре и падавина. Докторска дисертација у рукопису. Универзитет у Београду, Физички факултет, Институт за метеорологију, Београд, 1–164.
- Tuomenvirta, H. and Alexandersson, H. 1997. Review on the methodology of the standard normal homogeneity test (SNHT). Proceedings of the First seminar for homogenization of surface climatological data, Budapest, Hungary, 6–12 October 1996, 35–45.
- Tuomenvirta, H. 2001. Homogeneity adjustments of temperature and precipitation series – Finnish and Nordic data. *International Journal of Climatology* 21, 495–506.
- Hanssen-Bauer, I., Førland, E.J. and Nordli, P.Ø. 1991. Homogeneity test of precipitation data – Description of the methods used at DNMI. Det Norske Meteorologiske Institutt, Rapport 13/91, 1–28.
- Hanssen-Bauer, I. and Førland, E.J. 1994. Homogenizing long Norwegian precipitation series. *Journal of Climate* 7, 1001–1013.
- Hawkins, P.M. 1977. Testing a sequence of observations for a shift in random location. *Journal of American Statistic Association* 73, 180–185.

Heino, R. 1994. Climate in Finland during the Period of Meteorological Observation. Academic dissertation. Finnish Meteorological Institute Contributions 12, Helsinki, 1–209.

Додатни извори података

Климатолошки годишњаци 1985–1990. Покрајински хидрометеоролошки завод, Нови Сад.

Метеоролошки годишњаци 1951–1984. Савезни хидрометеоролошки завод, Београд.

Метеоролошки годишњаци 1991–2000. Републички хидрометеоролошки завод Србије, Београд.

Савезна Република Југославија – физичко-географска карта (1993): размера 1:1000000, ГЕОКАРТА, Београд.