

UNIVERZA V MARIBORU  
FAKULTETA ZA KMETIJSTVO IN BIOSISTEMSKO VEDE

Vesna MEDVED

NEKATERI TESTI ZA ODKRIVANJE TRENDOV IN  
PRELOMNIH TOČK NA KLIMATSKIH PODATKIH ZA  
SLOVENIJO

DIPLOMSKO DELO

Maribor, 2012

UNIVERZA V MARIBORU  
FAKULTETA ZA KMETIJSTVO IN BIOSISTEMSKE VEDE  
Univerzitetni študijski program KMETIJSTVO (bolonjski študij)

Vesna MEDVED

NEKATERI TESTI ZA ODKRIVANJE TRENDOV IN  
PRELOMNIH TOČK NA KLIMATSKIH PODATKIH ZA  
SLOVENIJO

DIPLOMSKO DELO

Maribor, 2012

**POPRAVKI:**

Diplomsko delo je zaključek univerzitetnega študijskega programa Kmetijstvo na Fakulteti za kmetijstvo in biosistemske vede. Diplomsko delo je bilo opravljeno pod mentorstvom doc. dr. Tadeje Kraner Šumenjak in somentorstvom Vilme Šuštar.

Komisija za zagovor in oceno diplomskega dela:

Predsednik: **izr. prof. dr. Stanislav TOJNKO**

Mentorica: **doc. dr. Tadeja KRANER ŠUMENJAK**

Somentorica: **Vilma ŠUŠTAR**

Članica: **doc. dr. Janja KRISTL**

Lektorica: Andreja Kordiš, profesorica slovenščine

Diplomsko delo je rezultat lastnega raziskovalnega dela.

Datum zagovora: 28. september 2012

Vesna Medved

## **Nekateri testi za odkrivanje trendov in prelomnih točk na klimatskih podatkih za Slovenijo**

UDK: 551.583:551.577:551.524:311.17(497.4)(043.2)=863

Na podlagi podatkov o temperaturah zraka in količini padavin, ki smo jih pridobili iz arhivov urada Agencije Republike Slovenije za okolje (ARSO), smo proučevali trende v Sloveniji od leta 1951 do 2010. Iz povprečnih dnevni temperatur zraka in dnevni količin padavin smo za 13 reprezentativnih meteoroloških postaj izračunali letna in polletna povprečja za temperature ter letno in polletno količino padavin. Rezultati različnih testov za ugotavljanje trendov so v večini primerov pokazali značilne trende povprečnih letnih in polletnih temperatur. Izjema je bil Portorož pri vseh analiziranih časovnih vrstah, prav tako statistično značilnega trenda nismo opazili pri hladni polovici leta v Jeruzalemu, Črnomlju, Kredarici in Bilju. Letne in polletne količine padavin v opazovanem obdobju niso kazale značilnih trendov, pri tem je bila izjema Kočevje pri vseh časovnih vrstah in Bilje v hladni polovici leta. Nadalje smo z računalniškim programom Change-Point Analyser ugotavljali prelomna leta za vse časovne vrste izbranih meteoroloških postaj. Ugotovili smo, da je bilo prelomno leto za časovno vrsto povprečnih temperatur zraka v topli polovici leta pri večini postaj okoli leta 1981, za hladno polovico okoli leta 1987 in za celoletno obdobje okoli leta 1988. Pri podatkih o količini padavin smo prelomna leta zaznali le za nekatere meteorološke postaje.

**Ključne besede:** padavine / temperature / Slovenija / analiza trenda / prelomna točka

OP: VII, 37 strani, 12 tabel, 3 slike, 23 virov

### **Some tests of trend and change point detection on climate data for Slovenia**

On the basis of data on air temperatures and precipitation rates available in the archives of the Slovenian Environmental Agency (SEA) we studied the trends in Slovenia from 1951 until 2010. From data on mean daily air temperatures and daily precipitation rates of 13 representative meteorological stations we calculated annual and semiannual mean temperatures and precipitation rates. Using various trend tests significant trends were detected for mean annual and semiannual temperatures in almost all stations. The exceptions were Portorož for all observed time series, and Jeruzalem, Črnomelj, Kredarica and Bilje for the cold part of the year. In time series of annual and semiannual precipitation rates no significant trends were detected with the exception of Kočevje for all time series and Bilje for the cold part of the year. The data were also processed using the computer software Change-Point Analyser to detect change-points in all the time series of the selected meteorological stations. For temperature time series of the warm part of the year it was found that for almost all stations the change-points occurred around the year 1981, for the cold part of the year around 1987 and for the whole-year period around 1988. The results on precipitation rates showed that the change-points were detected only for some meteorological stations.

**Keywords:** precipitation / temperatures / Slovenia / trend analysis / change-point

NO: VII, 37 Pages, 12 Tables, 3 Pictures, 23 References

## **Kazalo vsebine**

<b>1</b>	<b>UVOD .....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>PREGLED OBJAV .....</b>	<b>3</b>
<b>3</b>	<b>MATERIALI IN METODE DELA .....</b>	<b>6</b>
<b>3.1</b>	<b>Uporabljene statistične metode .....</b>	<b>6</b>
3.1.1	Linearna regresija .....	6
3.1.2	Multipla regresija in ocenjevanje manjkajočih podatkov .....	8
3.1.3	Pearsonov korelacijski koeficient .....	9
3.1.4	Avtokorelacija .....	9
3.1.5	Senov naklon .....	10
3.1.6	Mann-Kendallov test .....	11
3.1.7	Spearmanov koeficient korelacije rangov .....	13
3.1.8	Pred-beljenje z odstranitvijo trenda .....	14
3.1.9	Prelomne točke in Change-Point Analyzer .....	15
<b>3.2</b>	<b>Pridobljeni klimatski podatki.....</b>	<b>17</b>
<b>4</b>	<b>REZULTATI Z RAZPRAVO.....</b>	<b>20</b>
<b>4.1</b>	<b>Rezultati za toplo polovico leta.....</b>	<b>21</b>
<b>4.2</b>	<b>Rezultati za hladno polovico leta.....</b>	<b>25</b>
<b>4.2</b>	<b>Rezultati za celo leto .....</b>	<b>29</b>
<b>5</b>	<b>SKLEPI .....</b>	<b>34</b>
<b>6</b>	<b>VIRI .....</b>	<b>35</b>

## **ZAHVALA**

### Kazalo tabel

Tabela 1: Prikaz povprečnih letnih temperatur zraka v MS za toplo polovico leta (1951–2010).....	16
Tabela 2: Prikaz meteoroloških postaj posameznih krajev s pripadajočo nadmorsko višino, geografsko širino in geografsko dolžino (ARSO) .....	18
Tabela 3: Časovni prikaz manjkajočih klimatskih podatkov (ARSO) .....	19
Tabela 4: Rezultati za povprečne temperature zraka (v °C) in povprečno količino padavin (v mm/m <sup>2</sup> ) v topli polovici leta (1951-2010).....	21
Tabela 5: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za povprečne temperature zraka v topli polovici leta (april–september).....	23
Tabela 6: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za količino padavin v topli polovici leta (april–september).....	24
Tabela 7: Rezultati za povprečne temperature zraka (v °C) in povprečno količino padavin (v mm/m <sup>2</sup> ) v hladni polovici leta (1951-2010) .....	25
Tabela 8: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za povprečne temperature zraka v hladni polovici leta (oktober–marec).....	27
Tabela 9: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za količino padavin v hladni polovici leta (oktober–marec).....	28
Tabela 10: Rezultati za povprečne letne temperature zraka (v °C) in povprečno letno količino padavin (v mm/m <sup>2</sup> ) v obdobju 1951-2010 .....	29
Tabela 11: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za povprečne letne temperature zraka .....	31
Tabela 12: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za letno količino padavin .....	32

### **Kazalo slik**

Slika 1: Povprečne temperature zraka za topli del leta v MS (1951–2010) .....	15
Slika 2: Prikaz rezultatov analize prelomnih točk za povprečne letne temperature za toplo polovico leta v Murski Soboti (1951-2010) .....	17
Slika 3: Zemljevid Slovenije – obravnavane meteorološke postaje .....	18



## 1 UVOD

Podnebje na Zemlji je posledica številnih medsebojno soodvisnih procesov v podnebnem sistemu. Na ozračje, vodo, led, zemeljsko površje in živo naravo vplivajo različni dejavniki, med katerimi so najpomembnejši sončno obsevanje, sestava ozračja, lastnosti zemeljskega površja (nagib, lega, odbojnost za sončno sevanje) in cirkulacija ozračja ter oceanov. Zaradi naravne spremenljivosti dejavnikov podnebja so se podnebne razmere v preteklosti pogosto spreminjale (ARSO 2004).

Podnebje v Sloveniji določajo številni dejavniki, najpomembnejši so njena geografska lega, razgiban relief, usmerjenost gorskih grebenov in bližina morja. Posledica prepleta številnih dejavnikov je zelo raznolika podnebje. Tako imamo tri prevladujoče tipe podnebja, na posameznih območjih pa se njihovi vplivi prepletajo: v vzhodni Sloveniji imamo zmerno celinsko podnebje, v osrednji Sloveniji subalpsko (v gorskem svetu alpsko) in zahodno od Dinarsko-Alpske pregrade submediteransko podnebje. Podnebna raznolikost Slovenije se kaže v razlikah med vrednostmi podnebnih spremenljivk ter v njihovi dnevni, sezonski in večletni spremenljivosti (ARSO 2006).

Kmetijstvo je kompleksno odvisno od vremenskih in klimatskih danosti in je v zvezi s podnebnimi spremembami močno ranljivo, najbolj zaradi ekstremnega vremena, kamor štejemo zlasti suše, poplave, neurja s točo, nizke temperature s pozebami ter vročinske valove. Mnenje klimatologov je, da se bodo spremembe podnebja nadaljevale še bolj izrazito kot v zadnjih desetletjih. Slovenija se kot podpisnica Okvirne konvencije ZN o spremembi podnebja še premalo zaveda pomena podnebnih sprememb (Kajfež Bogataj 2005). Podnebne spremembe bodo na kmetijstvo vplivale na različne načine. Med nezaželene vplive moramo izpostaviti dejstvo povečane koncentracije CO<sub>2</sub> s svojimi fiziološkimi vplivi, nezaželene bodo tudi spremenjene vremenske razmere, predvsem neposreden in posreden vpliv povečane temperature zraka (Bergant in sod. 2004). S strani statističnih napovedi je potrebno poudariti dejstvo, da so višje temperature in manjša količina padavin ključen dejavnik za kmetijstvo. Poznavanje vpliva vremenskih in podnebnih razmer na kmetijsko pridelavo nam omogoča

doseganje najboljše možne kakovosti in velikosti pridelka na izbranem območju (Bergant in Kajfež Bogataj 2005).

Za ugotavljanje trenda in prelomnih točk časovnih vrst nekaterih klimatskih spremenljivk se uporabljajo različni statistični pristopi. V zadnjem desetletju so bile odkrite številne nove metode za njihovo odkrivanje, ki še niso bile aplicirane na klimatskih podatkih za Slovenijo.

Osnovni namen naloge je bila statistična obdelava vseh dostopnih klimatskih podatkov za 13 meteoroloških postaj v Sloveniji s strani različnih testov za odkrivanje trenda in prelomnih točk. Domnevamo, da bodo različni statistični pristopi za odkrivanje trendov v večini primerov pokazali značilne trende časovnih vrst podatkov o povprečnih letnih (polletnih) temperaturah in neznačilne trende časovnih vrst podatkov o letni (polletni) količini padavin.

## 2 PREGLED OBJAV

Meteorološke meritve in opazovanja so osnova za spremljanje, razumevanje in predvidevanje razvoja vremena ter za vse klimatske analize (Kajfež Bogataj in Črepinšek 2003).

V mnogih raziskavah so bili za odkrivanje trenda uporabljeni parametrični in neparametrični testi. Med parametričnimi pristopi je pogosto uporabljena ocena trenda po metodi najmanjših kvadratov. Parametrični testi imajo sicer večjo moč od neparametričnih, vendar v mnogih primerih klimatski podatki ne izpolnjujejo predpostavk, ki jih zahtevajo. Alternativni pristop v takih primerih predstavljajo neparametrični testi. Eden izmed njih je Spearmanov test korelacije rangov za odkrivanje monotonega trenda, ki ima enako moč kot njemu soroden Mann-Kendallov test za iskanje monotonega trenda, ki temelji na rangih vrednosti opazovane spremenljivke v dani časovni vrsti in je zato neodvisen od porazdelitve. Za odkrivanje značilnih trendov časovnih vrst klimatskih spremenljivk se tako najpogosteje uporablja Mann-Kendallov test, katerega smo uporabili in podrobneje predstavili tudi mi. Ker pa ta test ni robusten na avtokorelacijo, se v zadnjem desetletju v mnogih raziskavah uporablja metoda predbeljenja (Kraner Šumenjak in Šuštar 2011). Za analizo prelomnih točk meteoroloških časovnih vrst se uporabljajo različni statistični pristopi, ki so znani pod skupnim imenom »change point analysis« (Shaban 1980, cit. po Žagar, Kajfež Bogataj in Črepinšek 2006). Še posebej zanimiva je uporaba teh metod pri zaznavanju podnebnih sprememb v različnih nizih klimatoloških spremenljivk, kjer samo analiza npr. linearnega trenda ne zadošča (Lund in Reeves 2002, Mauget 2003, Mantua 2004, cit. po Žagar, Kajfež Bogataj in Črepinšek 2006).

Na podlagi dolgoletnih podatkov o temperaturah zraka, padavinah, trajanju snežne odeje, pretokih rek in fenoloških podatkov so bili proučevani trendi nekaterih klimatskih spremenljivk v Sloveniji za obdobje zadnjih petih desetletij. Iz nizov mesečnih podatkov so bila izračunana letna in polletna povprečja. Uporabili so neparametrični preizkus Mann-Whitney-Pettit, ki je primeren za odkrivanje sprememb v časovnih vrstah (Pettit 1979). Rezultati Mann-Whitney-Pettit testa, s katerim so bile določene prelomne točke trendov, so pokazali, da se je naraščanje temperatur zraka, krajše trajanje snežne odeje in zgodnejše cvetenje navadne breze ter navadne leske začelo približno po letu 1987, upadanje

povprečnega srednjega pretoka rek se je začelo konec 80. let in upadanje padavin konec 60. let (Žagar, Kajfež Bogataj in Črepinšek 2006).

Leta 2011 sta Kraner Šumenjakova in Šuštarjeva v članku z naslovom Parametrični in neparametrični pristopi za odkrivanje trenda v časovnih vrstah predstavili pregled najpogosteje uporabljenih pristopov za odkrivanje trenda v časovnih vrstah ob prisotnosti serialne korelacije ali brez nje (Kraner Šumenjak in Šuštar 2011). Članek smo kot osnovo za izdelavo diplomske naloge v veliki meri uporabili tudi mi.

Analize trendov meteoroloških spremenljivk so predmet raziskave tudi drugod po Evropi. Tako so na primer v sosednji državi Hrvaški proučevali trende in nihanja letnih padavin na petih različnih klimatskih postajah v obdobju od 1901–2008. Zaradi orografskih razlik med kraji so proučevali različne podnebne regije: Osijek (kontinentalno podnebje), Zagreb-Griccaron (celinsko podnebje), Crikvenica (Kvarner; vpliv morskega podnebja), Lika planota-Gospić (gorsko podnebje) in Hvar (Dalmacija; vpliv morskega podnebja). Dolgoročne trende padavin so ocenili z metodo najmanjših kvadratov (linearni model) in s pomočjo Mann-Kendallovega testa, s katerim so analizirali podatke o letnih padavinah. Ugotovili so, da je trend upadanja letnih padavin na Hrvaškem predvsem posledica upada padavin spomladi in jeseni na severni celini ter spomladi in pozimi ob obali in v gorskem svetu. Zmanjšanje letne količine padavin pa je mogoče pripisati tudi povečanju pojava suhih dni ter zmanjšanju količine intenzivnosti padavin (Gajić Čapka in Cindrić 2011).

Od leta 1922 do 1995 so prostorske in časovne spremenljivosti padavin analizirali tudi v severni Italiji na 40 različnih postajah v regiji Emilia-Romagna. Rezultate so pridobili s pomočjo EOF funkcije (empirična in ortogonalna funkcija) ter Pettit in Mann-Kendallovega testa, v raziskavi so uporabili tudi test SNHT, ki se uporablja za odkrivanje nehomogenosti v bazi podatkov. Pridobljeni rezultati so pokazali naraščanje padavin po letu 1926 in manjši trend upadanja po letu 1980. Raziskava utemeljuje tudi ugotovitev, da bi na spremenljivost poletnih padavin lahko vplival skupen proces, ki deluje na večji prostorski skali (Tomozeui in sod. 2000).

Leta 1999 je bila na Irskem narejena raziskava, v kateri je bila ugotovljena sprememba v trendih količine padavin. Ugotovili so, da je količina padavin po prelomnem letu 1975 začela naraščati. Analizirali pa so tudi ekstremne dogodke povezane s padavinami in letnimi časovnimi vrstami indeksa severno atlantskega nihanja (NAOI). Analiza ekstremnih dogodkov, povezanih s padavinami je pokazala večji delež ekstremov v obdobju po letu 1975, potrjena pa je bila tudi povezava med NAOI in padavinami v Zahodni Evropi, medtem ko je analiza letnih časovnih vrst NAOI s preizkusom Mann-Whitney-Pettit potrdila zmanjšanje letnega NAOI po letu 1961 z verjetnostjo za prelomno leto 0,723. Za zimsko obdobje (december–marec) pa so nasprotno ugotovili naraščanje NAOI po letu 1981 z verjetnostjo 0,988. Zaradi bližine Atlantika so vodni sistemi na Irskem precej stabilni in se jih da lepo proučevati, medtem ko so zaradi istega vzroka spremembe v temperaturah zraka manj izrazite (Kiely, cit. po Žagar, Kajfež Bogataj in Črepinšek 2006).

Meritve in izračuni povprečne temperature zemeljskega površja kažejo, da se ozračje segreva. Tudi meritve temperature v Sloveniji kažejo podobne spremembe, kot jih zasledimo v svetu in Evropi: povprečna temperatura narašča, porast je najbolj opazen v zadnjih tridesetih letih (ARSO 2008). Nekoliko večji je dvig temperature v mestih (0,4 °C na desetletje) kot na podeželju (0,3 °C na desetletje). Na podlagi enotnih trendov na podeželskih postajah, ki so skladni s trendi, opaženimi v Italiji, na Hrvaškem in v Avstriji in na podlagi velikostnega reda dviga temperature, ki se ujema s prstnim odtisom CO<sub>2</sub>, sklepamo, da dvig temperature v Sloveniji ni samo odraz lokalnih vplivov ampak tudi globalnih podnebnih sprememb. Čeprav se ob globalnih podnebnih spremembah predvidevajo tudi spremembe v količini padavin, te v Sloveniji na letnem nivoju niso tako očitne (Bergant in sod. 2004).

### 3 MATERIALI IN METODE DELA

#### 3.1 Uporabljene statistične metode

V tem poglavju so podrobneje predstavljene statistične metode, s katerimi smo na podlagi pridobljenih podatkov o povprečnih dnevnih temperaturah in dnevni količini padavin prišli do rezultatov, ki so predstavljeni v nadaljevanju.

##### 3.1.1 Linearna regresija

Sama beseda regresija pomeni prilagajanje ustrezne matematične funkcije empiričnim podatkom, funkcijo, katero dobimo, pa imenujemo regresijska funkcija. Lahko je enostavna (npr. linearna) ali pa bolj kompleksna (Košmelj 2007).

O linearni regresiji govorimo takrat, kadar je graf regresijske funkcije premica. Linearni trend je linearna regresija, kjer neodvisno spremenljivko predstavlja čas.

Za odkrivanje in ocenjevanje linearnega trenda v nizu podatkov  $y_1, y_2, \dots, y_n$ , izmerjenih v določenih časovnih točkah  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , se uporablja enostavni linearni model

$$y_i = a + bx_i + e_i, \quad i = 1 \dots n,$$

kjer sta  $a$  in  $b$  regresijska koeficienta,  $e_i$  pa so ostanki, ki zadoščajo predpostavki, da so neodvisno in normalno porazdeljeni z aritmetično sredino 0 ter konstantno varianco  $\sigma^2$ . Normalno porazdelitev ostankov lahko testiramo s Kolmogorov-Smirnovim testom (Kraner Šumenjak in Šuštar 2011).

Za določanje koeficientov regresijskega modela se zelo pogosto uporablja metoda najmanjših kvadratov (OLS). Z metodo najmanjših kvadratov dobimo nepristranski oceni za koeficienta  $a$  in  $b$ :

$$\hat{b}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

s standardnim odklonom  $s(\hat{b}_1) = \frac{s_e}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$

in  $\hat{a}_1 = \bar{y} - \hat{b}_1 \bar{x}$

s standardnim odklonom  $s(\hat{a}_1) = s_e \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$ ,

kjer je

$$s_e^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n e_i^2$$

nepristranska ocena za varianco ostankov,  $\bar{y}$  aritmetična sredina vrednosti  $y_i$  in  $\bar{x}$  aritmetična sredina vrednosti  $x_i$ . Ničelno hipotezo, da trend ni značilen ( $b = 0$ ), proti alternativni hipotezi, da je trend značilen ( $b \neq 0$ ), lahko testiramo s statistiko

$$t_b = \frac{\hat{b}_1}{s(\hat{b}_1)},$$

ki se porazdeljuje po Studentovi  $t$  porazdelitvi z  $n - 2$  prostostnimi stopnjami. Podobno hipotezo lahko testiramo tudi za koeficient  $a$ .

Časovne vrste le redko izpolnjujejo predpostavko o normalni porazdelitvi in neodvisnosti ostankov, ki jo opisana metoda zahteva. Metoda najmanjših kvadratov je občutljiva tudi na ekstremne vrednosti (osamelce), ki so v časovnih vrstah pogosto prisotne. V takih primerih dobimo s to metodo nerealne rezultate, zato je za oceno linearnega trenda bolje uporabiti neparametrične metode (Kraner Šumenjak in Šuštar 2011).

### 3.1.2 Multipla regresija in ocenjevanje manjkajočih podatkov

Najpogosteje je uporabljen linearni regresijski model

$$Y = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i X_i + E,$$

kjer so  $b_i$  regresijski koeficienti in  $E$  ostanek oziroma nepojasnen del.

Multipla regresija najpogosteje temelji na metodi najmanjših kvadratov, pri kateri regresijske koeficiente določimo tako, da je vsota kvadratov odklonov z regresijsko funkcijo ocenjenih vrednosti od opazovanih vrednosti odvisne spremenljivke najmanjša.

Pravilno izdelan regresijski model vsebuje le značilne neodvisne spremenljivke. Značilne neodvisne spremenljivke so tiste, pri katerih je mogoče z nizko stopnjo značilnosti zavrniti ničelno domnevo, da je regresijski koeficient enak 0 ( $H_0: b_i = 0$ ). Za neodvisne spremenljivke, pri katerih te hipoteze ne moremo zavrniti, predpostavimo, da je vrednost pripadajočega regresijskega koeficienta enaka nič in da neodvisna spremenljivka ne vpliva na odvisno spremenljivko. Takih spremenljivk ne vključimo v model (Blejec 1976).

Multipla regresija se lahko uporablja za ocenjevanje manjkajočih podatkov v klimatologiji (Kemp in sod. 1983, Tabony 1983, Young 1992 in Eischeid in sod. 1995, cit. po Xia in sod. 1999). Xia in sod. (1999) so uporabili šest različnih metod za oceno manjkajočih podatkov v različnih klimatoloških časovnih vrstah v Nemčiji. Uporabili so metodo najmanjših absolutnih odklonov.

V naši raziskavi smo za določanje manjkajočih vrednosti uporabili multipla regresija po metodi najmanjših kvadratov.



### 3.1.3 Pearsonov korelacijski koeficient

Pearsonov korelacijski koeficient je mera linearne povezanosti za dve številski spremenljivki. Če sta spremenljivki povezani, povezava pa je linearna in zanju lahko privzamemo dvorazsežno normalno porazdelitev, lahko izračunamo oceno koeficienta korelacije. To oceno označimo z  $r$ . Izpeljal jo je Pearson, zato se le-ta po njem tudi imenuje (Košmelj 2007).

Ocena Pearsonovega korelacijskega koeficienta se izračuna po naslednjem obrazcu:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

Vrednost korelacijskega koeficienta je na intervalu  $[-1, +1]$ .

Po navadi nas zanima ali sta spremenljivki v populaciji sploh povezani. Ničelna domneva pravi, da povezave ni, torej da je  $\rho = 0$ , alternativna domneva pa je negacija tega.

1.  $H_0 : \rho = 0$  Spremenljivki nista linearno povezani.
2.  $H_1 : \rho \neq 0$  Spremenljivki sta linearno povezani.

Teorija pokaže, da je testna statistika za tako ničelno domnevo naslednja (Košmelj 2007) :

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

ki se porazdeljuje po Studentovi t-porazdelitvi z  $n - 2$  prostostnimi stopnjami.

### 3.1.4 Avtokorelacija

Avtokorelacija  $k$ -tega reda je korelacija med nizoma podatkov  $y_1, y_2, \dots, y_{n-k}$  in  $y_{1+k}, y_{2+k}, \dots, y_n$ , ki so merjeni v enakih časovnih razmikih. Avtokorelacijski koeficient  $k$ -tega reda se zato izračuna kot Pearsonov korelacijski koeficient zgornjih nizov. Zaradi zanemarljivih razlik pri velikem številu podatkov se za izračun uporablja enostavnejši obrazec:

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y}) (y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}.$$

Za neodvisne in normalno porazdeljene nize podatkov so koeficienti  $r_k$  približno normalno porazdeljeni s povprečjem  $-\frac{1}{n}$  in varianco  $\frac{(n-2)^2}{n^2(n-1)}$  (Anderson 1942, Kendall in Stuart 1968, cit. po Kraner Šumenjak in Šuštar 2011). Interval zaupanja  $(l, u)$  za  $r_1$  (avtokorelacijski koeficient 1-reda) se potem izračuna kot:

$$-\frac{1}{n} - z_{\alpha/2} \frac{n-2}{n\sqrt{n-1}} \leq r_1 \leq -\frac{1}{n} + z_{\alpha/2} \frac{n-2}{n\sqrt{n-1}}.$$

Če je absolutna vrednost  $r_1$  večja od  $-\frac{1}{n} + z_{\alpha/2} \frac{n-2}{n\sqrt{n-1}}$ , potem je avtokorelacijski koeficient prvega reda statistično značilno različen od 0 pri stopnji značilnosti  $\alpha$  (pri  $\alpha = 0,05$  je  $z_{\alpha/2} = 1,96$ ).

Podobno lahko testiramo avtokorelacijska koeficienta 2- in 3-reda (Kendall in Stuart 1968, cit. po Kraner Šumenjak in Šuštar 2011). Poleg omenjenega lahko za testiranje značilnosti avtokorelacije prvega reda uporabimo tudi Durbin-Watsonov test (Durbin in Watson 1950, 1951, cit. po Kraner Šumenjak Šuštar 2011), ki pa ne da odločitve v vseh primerih. Svetovna meteorološka organizacija (WMO) priporoča za testiranje statistične značilnosti avtokorelacijskega koeficienta 1-reda interval zaupanja za  $r_1$ , ki je bil uporabljen tudi v naši raziskavi.

### 3.1.5 Senov naklon

Senov naklon (v literaturi tudi Theil-Senova cenilka, Kendalova robustna metoda) je neparametrična cenilka, s katero lahko ocenimo koeficient  $b$  v linearnem modelu  $y_i = a + bx_i + e_i$  (Theil 1959, Sen 1968, cit. po Kraner Šumenjak in Šuštar 2011). Senov naklon se izračuna kot mediana naklonov

$$\widehat{b}_s = \text{Mediana} \left\{ \frac{y_j - y_i}{j - i} \mid 1 \leq i < j \leq n \right\}.$$

Koeficient  $a$  lahko potem ocenimo kot

$$\widehat{a}_s = \text{Mediana} \{y_i - \widehat{b}_s x_i \mid i = 1, \dots, n\}.$$

### 3.1.6 Mann-Kendallov test

Mann-Kendallov test (MK-test) za iskanje monotonega trenda temelji na rangih vrednosti opazovane spremenljivke v dani časovni vrsti in je zato neodvisen od porazdelitve. V primeru, da v časovni vrsti obstaja pozitivna avtokorelacija, nam MK-test lahko pokaže statistično značilen trend tudi v primeru, ko ta ne obstaja, kar z drugimi besedami pomeni, da ni robusten na avtokorelacijo.

Kendallov korelacijski koeficient  $\tau_b$  se za ekvidistančno časovno vrsto izračuna po formuli

$$\tau_b = \frac{S}{\sqrt{(n_0 - n_1)n_0}},$$

pri čemer je

$$n_0 = \frac{n(n-1)}{2}, \quad n_1 = \sum_{i=1}^m \frac{t_i(t_i-1)}{2}$$

in

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(y_j - y_k),$$

kjer je  $m$  število vezanih skupin. Število enot v  $i$ -ti skupini je označeno s  $t_i$ , funkcija signum pa je definirana

$$\operatorname{sgn}(y_j - y_k) = \begin{cases} 1; & y_j - y_k > 0 \\ 0; & y_j - y_k = 0 \\ -1; & y_j - y_k < 0 \end{cases}.$$

Mann-Kendallov test za ugotavljanje monotonega trenda, ki ni občutljiv na osamelce, temelji na testni statistiki  $S$ . Pozitivna (negativna) vrednost testne statistike  $S$  označuje naraščajoč (padajoč) trend. Ob predpostavki, da so ostanki neodvisni, je za  $n \geq 8$  statistika  $S$  približno normalno porazdeljena s povprečjem 0 in varianco

$$\operatorname{Var}(S) = \frac{1}{18} (n(n-1)(2n+5) - \sum_{t=1}^m (t_i-1)(2t_i+5)).$$

Standardizirana testna statistika  $z$ , ki se porazdeljuje po standardizirani normalni porazdelitvi  $N(0,1)$ , se izračuna kot

$$z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}}; & S > 0 \\ 0; & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}}; & S < 0 \end{cases}.$$

Ničelno hipotezo, da trenda ni (korelacijski koeficient je 0), zavrnilo, če je absolutna vrednost statistike  $z$  večja od  $z_{\alpha/2}$  (Mann 1945, Kendall 1975, cit. po Kraner Šumenjak in Šuštar 2011).

Prisotnost serialne korelacije (avtokorelacije) poveča možnost za napako prve vrste pri testiranju značilnosti trenda in to neodvisno od velikosti vzorca (von Storch 1995, cit. po Kraner Šumenjak in Šuštar 2011). To je posledica dejstva, da varianca testne statistike MK-testa narašča z velikostjo serialne korelacije, kar so z Monte Carlo simulacijami pokazali Yue in sod. (cit. po Kraner Šumenjak in Šuštar 2011).

Da bi odpravili vpliv avtokorelacije, so Hammend in Rao (1998), Yue in Wang (2004) in drugi predlagali popravke za varianco Mann-Kendallove testne statistike na osnovi efektivne velikosti vzorca (cit. po Kraner Šumenjak in Šuštar 2011). Poleg tega pristopa v literaturi pogosteje zasledimo boljši pristop, to je pred-beljenje, ki ga bomo podrobneje opisali kasneje.

### 3.1.7 Spearmanov koeficient korelacije rangov

Pri Spearmanovem korelacijskem koeficientu govorimo o meri intenzivnosti povezanosti dveh spremenljivk. Ta ne temelji na predpostavki o linearnosti, ampak za njo zadošča, da je povezava med spremenljivkama monotona, koeficient pa imenujemo koeficient korelacije rangov. Njegovo oceno je izpeljal Spearman, zato jo imenujemo Spearmanov korelacijski koeficient (Košmelj 2007).

Spearmanov koeficient korelacije rangov se izračuna po obrazcu

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)},$$

v katerem  $d_i$  označuje razlike med rangi istoležnih členov obeh spremenljivk in je  $n$  dolžina časovne vrste. V primeru, ko so v podatkih prisotne vezane skupine (vezana skupina je nabor podatkov, ki imajo enake vrednosti), Spearmanov korelacijski koeficient izračunamo kot

Personov korelacijski koeficient, le da v enačbi  $r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$  namesto merjenih

vrednosti za obe spremenljivki vstavimo pripadajoče range.

Ničelno hipotezo, da ni monotonega trenda, testiramo s testno statistiko,

$$t = \frac{\rho}{\sqrt{\frac{(n-2)}{(1-\rho^2)}}},$$

ki se porazdeljuje po Studentovi t-porazdelitvi z  $n - 2$  prostostnimi stopnjami. Test temelji na rangih, zato je neodvisen od porazdelitve podatkov, podobno kot Mann-Kendallov test (Kraner Šumenjak in Šuštar 2011).

### 3.1.8 Pred-beljenje z odstranitvijo trenda

Pri časovnih vrstah pogosto naletimo na težavo, da so meritve med seboj odvisne, kar ima za posledico nerealno oceno trenda. Zato sta leta 1995 Kulkarni in von Storch (cit. po Kraner Šumenjak in Šuštar 2011) predlagala postopek imenovan pred-beljenje (v angl. pre-whitening ali krajše PW). Bistvo te metode je, da se podatki transformirajo tako, da se odstrani avtokorelacija  $I$ -reda iz časovne vrste. Nato se uporabi MK-test na transformiranih podatkih, ki so sedaj neodvisni. Če avtokorelacija  $I$ -reda ni statistično značilna, potem se MK-test uporabi na originalnih podatkih.

Yue in Pilon (2002) sta zgornjo metodo izboljšala. Po njunem pristopu prebeljenje na časovni vrsti  $y_1, y_2, \dots, y_n$  izvedemo v štirih korakih (cit. po Kraner Šumenjak in Šuštar 2011).

1. Trend ocenimo s Senovim naklonom ( $b_s$ ) in ga odstranimo iz podatkov, da dobimo časovno vrsto  $(y'_1, y'_2, \dots, y'_n)$ , kjer je

$$y'_i = y_i - \widehat{b}_s x_i; i \in \{1, 2, \dots, n\}.$$

2. Ocenimo avtokorelacijo z avtokorelacijskim koeficientom  $I$ -reda ( $r_1$ ) na časovni vrsti  $(y'_1, y'_2, \dots, y'_n)$  in jo odstranimo, da dobimo časovno vrsto  $(y''_2, y''_3, \dots, y''_n)$ , kjer je

$$y''_i = y'_i - r_1 y'_{i-1}; i \in \{2, 3, \dots, n\}.$$

3. Trend iz 1. koraka spojimo s časovno vrsto  $y''_2, y''_3, \dots, y''_n$  da dobimo časovno vrsto  $(y'''_2, y'''_3, \dots, y'''_n)$ , kjer je

$$y'''_i = y''_i + \widehat{b}_s x_i; i \in \{2, 3, \dots, n\}.$$

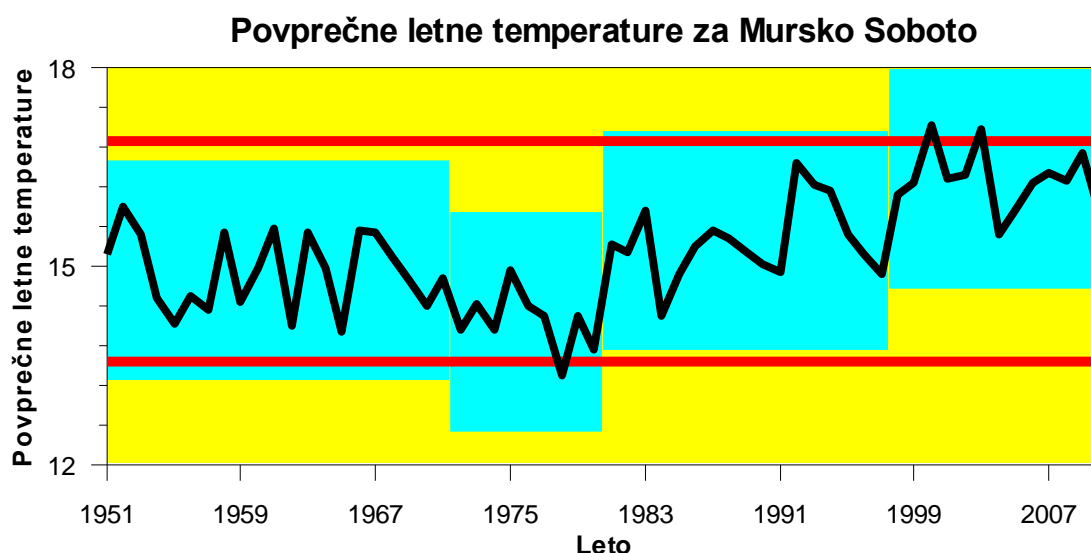
4. Uporabimo MK-test na časovni vrsti  $(y'''_2, y'''_3, \dots, y'''_n)$ .

Različni avtorji so raziskovali vpliv trenda na oceno avtokorelacije in vpliv avtokorelacije na oceno trenda (Zhang in sod. 2000, Yue in sod. 2002, Bayazit in Onoz 2007, Hamed 2008,

2009, cit. po Kraner Šumenjak in Šuštar 2011), kar je vodilo do novih postopkov predbeljenja.

### 3.1.9 Prelomne točke in Change-Point Analyzer

Analiza prelomnih točk je statistična metoda, ki nam pomaga pri stohastičnih procesih ugotoviti, kdaj je prišlo do spremembe modela (ničelna hipoteza trdi, da se parametri modela ne spremenijo). Z analizo prelomnih točk, ki jo je vpeljal Taylor (Taylor 2000) lahko odgovorimo na naslednja vprašanja: ali je prišlo do spremembe v časovni vrsti ali je prišlo do več kot ene spremembe v časovni vrsti in s kakšnim zaupanjem lahko trdimo, da je prišlo do spremembe. Z analizo dobimo tudi interval zaupanja, kdaj je prišlo do spremembe. Lahko se izvaja na vseh tipih časovno urejenih podatkov (tudi na atributivnih), tudi na podatkih, ki niso normalno porazdeljeni in imajo osamelce. Za ugotavljanje sprememb v časovni vrsti se tradicionalno uporabljajo kontrolni grafikoni. Na sliki 1 je prikazan kontrolni grafikon za podatke iz tabele 1. Pri velikem številu podatkov se lahko zgodi, da ležijo točke izven kontrolnih mej (rdeči črti) tudi v primeru, ko ni prišlo do spremembe v časovni vrsti. Zato je v takem primeru analiza prelomnih točk boljše orodje za ugotavljanje sprememb.



Slika 1: Povprečne temperature zraka za topli del leta v MS (1951–2010)

Primer iskanja prelomnih točk bomo razložili na primeru meteorološke postaje Murska Sobota za toplo polovico leta (april–september) za obdobje od 1951 do 2010. V tabeli 1 so prikazane povprečne letne temperature za toplo polovico leta.

Tabela 1: Prikaz povprečnih letnih temperatur zraka v MS za toplo polovico leta (1951–2010)

Leto	Povp. temp. april–september	Leto	Povp. temp. april–september	Leto	Povp. temp. april–september	Leto	Povp. temp. april–september
1951	15,176	1966	15,512	1981	15,300	1996	15,177
1952	15,893	1967	15,510	1982	15,205	1997	14,859
1953	15,474	1968	15,094	1983	15,825	1998	16,055
1954	14,515	1969	14,776	1984	14,246	1999	16,240
1955	14,115	1970	14,391	1985	14,864	2000	17,126
1956	14,523	1971	14,816	1986	15,296	2001	16,293
1957	14,323	1972	14,016	1987	15,534	2002	16,358
1958	15,488	1973	14,400	1988	15,391	2003	17,054
1959	14,435	1974	14,031	1989	15,183	2004	15,472
1960	14,958	1975	14,933	1990	15,019	2005	15,816
1961	15,563	1976	14,371	1991	14,900	2006	16,232
1962	14,076	1977	14,225	1992	16,551	2007	16,394
1963	15,490	1978	13,325	1993	16,226	2008	16,289
1964	14,964	1979	14,246	1994	16,120	2009	16,688
1965	14,010	1980	13,714	1995	15,451	2010	15,729




S pomočjo računalniškega programa Change-Point Analyzer smo najprej narisali kontrolni grafikon (slika 1). Na grafikonu so prikazane povprečne temperature za topli del leta (april–september) v Murski Soboti za omenjeno obdobje. Točke zunaj te meje pa nakazujejo, da je prišlo do spremembe.

Z analizo prelomnih točk smo zaznali tri spremembe. Do prve spremembe je prišlo okrog leta 1972, do druge leta 1981 in do zadnje leta 1998. Do prve spremembe je prišlo z 92 % zanesljivostjo, do druge in zadnje s 100 % zanesljivostjo (slika 2). Za vsako spremembo imamo na sliki 2 tudi 95 % interval zaupanja, kdaj je prišlo do spremembe. Torej s 95 % zaupanjem lahko trdimo, da je do prve spremembe prišlo med leti 1965 in 1974. Na isti sliki imamo še dodatne informacije o spremembi, npr. za prvo spremembo lahko rečemo, da je bila pred to spremembo povprečna temperatura 14,91 °C, medtem ko je po spremembi



povprečna temperatura znašala 14,14 °C (gre za padec povprečne temperature). Prav tako pa lahko vidimo tudi stopnjo, ki je pokazatelj pomembnosti določene spremembe, za spremembo okoli leta 1998 lahko rečemo, da je najpomembnejša.

Confidence Level for Candidate Changes = 50% , Confidence Level for Inclusion in Table = 90% , Confidence Interval = 95% ,  
Bootstraps = 1000, Without Replacement, MSE Estimates

leto	Confidence Interval	Conf. Level	From	To	Level
1972	(1965, 1974)	92%	14.91	14.14	4 
1981	(1980, 1983)	100%	14.14	15.362	2 
1998	(1994, 2000)	100%	15.362	16.288	1 

Slika 2: Prikaz rezultatov analize prelomnih točk za povprečne letne temperature za toplo polovico leta v Murski Soboti (1951-2010)

### 3.2 Pridobljeni klimatski podatki

Temperaturne in padavinske podatke smo pridobili iz arhivov Urada za meteorologijo na Agenciji Republike Slovenije za okolje (ARSO). Posredovali so nam podatke o povprečnih dnevni temperaturah zraka ter podatke o dnevni vsoti padavin od 1. januarja leta 1951 do 31. decembra leta 2010. V raziskavo smo vključili naslednje meteorološke postaje: Mursko Sobotu, Jeruzalem, Maribor, Slovenj Gradec, Celje, Ljubljano, Novo mesto, Črnomelj, Kočevje, Postojno, Kredarico, Bilje in Portorož. Izbrali smo reprezentativne postaje za celotno Slovenijo z namenom statistične obdelave raznolikosti podnebnih pasov v Sloveniji glede na posamezen letni čas. Podatki o temperaturah in padavinah za meteorološki postaji Kredarica in Bilje so se začeli zbirati nekoliko kasneje, zato smo za Kredarico lahko zajeli podatke od 1. 1. 1955 in za Bilje od 1. 4. 1962. Za postajo Jeruzalem smo od 1. 7. 2008 zaradi njene prestavitve obravnavali podatke o povprečnih dnevni temperaturah in padavinah z bližnje postaje Ivanjkovci.



Slika 3: Zemljevid Slovenije – obravnavane meteorološke postaje (Vesna Medved 2012)

Tabela 2: Prikaz meteoroloških postaj posameznih krajev s pripadajočo nadmorsko višino, geografsko širino in geografsko dolžino (ARSO)

METEOROLOŠKA POSTAJA	OZNAKA	NADMORSKA VIŠINA (m)	GEOGRAFSKA ŠIRINA	GEOGRAFSKA DOLŽINA
Murska Sobota	MS	188	46° 39'	16° 11'
Jeruzalem	JZ	345	46° 29'	16° 12'
Maribor	MB	275	46° 32'	15° 39'
Slovenj Gradec	SG	455	46° 30'	15° 06'
Celje	CE	244	46° 15'	15° 15'
Ljubljana	LJ	299	46° 04'	14° 31'
Novo mesto	NM	220	45° 48'	15° 11'
Črnomelj	ČR	157	45° 34'	15° 09'
Kočevje	KO	467	45° 25'	15° 10'
Postojna	PO	533	45° 46'	14° 12'
Kredarica	KR	2514	46° 23'	13° 51'
Bilje	BI	55	45° 54'	13° 38'
Portorož	PR	92	45° 32'	13° 34'

Zaradi različnih razlogov (najverjetneje tehničnih) so v naši podatkovni bazi manjkajoči podatki (tabela 3). Za določanje manjkajočih dnevnih podatkov smo uporabili postopek multiple regresije. V regresijski model smo vključili samo podatke meteoroloških postaj, ki so blizu postaje z manjkajočimi vrednostmi in so imele v regresijskem modelu statistično močno značilen vpliv (p-vrednost t-testa pod 0,001).

Tabela 3: Časovni prikaz manjkajočih klimatskih podatkov (ARSO)

<b>METEOROLOŠKA POSTAJA</b>	<b>MANJKAJOČI PODATKI</b>
Jeruzalem	21. 01. 2004 – 23. 01. 2004
Kočevje	28. 10. 1957 – 13. 11. 1957 04. 10. 1982 11. 10. 1982 – 24. 10. 1982 01. 05. 1986 – 31. 08. 1986 01. 08. 1989 – 30. 09. 1989
Bilje	23. 03. 1964 – 27. 03. 1964 18. 03. 1965 – 19. 03. 1965 01. 05. 1965 – 03. 05. 1965
Portorož	01. 09. 1987 – 31. 05. 1988

Iz povprečnih dnevnih temperatur zraka in dnevne količine padavin za 13 reprezentativnih meteoroloških postaj v Sloveniji smo izračunali letna in polletna povprečja za temperature ter letno (polletno) vsoto padavin. Polletna povprečja temperatur (količino padavin) smo izračunali tako, da smo leto razdelili na toplo in hladno polovico leta oz. na toplejše mesece leta, od meseca aprila do meseca septembra in hladnejše mesece leta, od meseca oktobra do meseca marca. Kot osnovo za iskanje sprememb v časovni vrsti smo uporabili računalniški program Change-Point Analyser.

## 4 REZULTATI Z RAZPRAVO

V tem razdelku bomo podrobneje predstavili rezultate za 13 meteoroloških postaj za letne (polletne) časovne vrste obeh klimatskih spremenljivk. Oznake uporabljene v tabelah 4, 7 in 10 imajo naslednji pomen:

$\bar{x}$  – povprečje

sd – standardni odklon

$b_1$  – naklon pri linearnem trendu (metoda najmanjših kvadratov)

t-test – t-test za ugotavljanje linearnega trenda (p-vrednost)

$r_1$  – avtokorelacijski koeficient prvega reda

l – spodnja meja intervala zaupanja za  $r_1$

u – zgornja meja intervala zaupanja za  $r_1$

$b_S$  – Senov naklon

Spearman – Spearmanov test korelacije rangov (p-vrednost)

MK-test – Mann-Kendallov test (p-vrednost)

PW – metoda predbeljenja (p-vrednost)

TFPW – metoda predbeljenja z odstranitvijo trenda (p-vrednost)

#### 4.1 Rezultati za toplo polovico leta

Tabela 4: Rezultati za povprečne temperature zraka ( $v^{\circ}C$ ) in povprečno količino padavin ( $v\text{ mm/m}^2$ ) v topli polovici leta (1951-2010)

		MS	JZ	MB	SG	CE	LJ	NM	ČR	KO	PO	KR	BI	PR	
Temperature	$\bar{x}$	15,221	15,624	15,517	13,594	14,991	15,706	15,297	16,032	13,719	13,620	2,388	17,137	18,274	
	sd	0,861	0,728	0,890	0,774	0,836	0,872	0,877	0,926	0,670	0,788	0,767	0,804	0,577	
	$b_1$	0,029	0,014	0,037	0,028	0,033	0,034	0,033	0,025	0,018	0,027	0,026	0,032	0,001	
	t-test	0,000	0,008	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,848	
	$r_1$	<b>0,605</b>	<b>0,340</b>	<b>0,630</b>	<b>0,598</b>	<b>0,614</b>	<b>0,649</b>	<b>0,646</b>	<b>0,537</b>	<b>0,325</b>	<b>0,594</b>	<b>0,341</b>	<b>0,577</b>	0,173	
	l	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,273	-0,292	-0,263
	u	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,237	0,251	0,230
	$b_s$	0,028	0,013	0,037	0,028	0,032	0,034	0,033	0,023	0,018	0,027	0,026	0,032	0,002	
	Spearman	0,000	0,015	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,757
	MK-test	0,000	0,021	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,001	0,017	0,000	0,000	0,755
	PW	0,019	0,120	0,017	0,010	0,008	0,023	0,020	0,038	0,008	0,000	0,010	0,042	0,794	
TFPW	<b>0,000</b>	<b>0,017</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	0,754	
Padavine	$\bar{x}$	573,03	654,89	723,21	849,23	784,41	892,93	774,81	799,53	946,09	931,25	1387,00	884,01	619,51	
	sd	98,84	126,68	113,15	129,34	119,77	128,57	125,54	158,12	137,63	179,72	234,06	214,16	140,05	
	$b_1$	0,284	-0,477	-0,384	-0,115	-0,720	0,617	0,076	-0,251	-2,334	0,317	1,836	-1,857	-1,487	
	t-test	0,703	0,618	0,653	0,907	0,425	0,524	0,937	0,834	0,022	0,815	0,348	0,396	0,156	
	$r_1$	0,092	-0,021	-0,056	0,085	-0,066	-0,189	-0,124	<b>-0,309</b>	-0,159	-0,054	0,144	0,191	0,042	
	l	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,273	-0,292	-0,263
	u	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,237	0,251	0,230
	$b_s$	0,160	-0,802	-0,594	0,163	-0,559	0,620	-0,005	-0,107	-2,291	0,592	1,674	-1,691	-1,656	
	Spearman	0,684	0,584	0,386	0,936	0,484	0,634	1,000	0,955	0,029	0,739	0,244	0,489	0,111	
	MK-test	0,760	0,524	0,400	0,843	0,528	0,588	1,000	0,919	<b>0,045</b>	0,660	0,286	0,507	0,090	
	PW	0,875	0,695	0,448	0,865	0,448	0,705	0,927	0,886	0,008	0,938	0,459	0,494	0,071	
TFPW	0,865	0,705	0,472	0,875	0,440	0,814	0,927	0,906	0,013	0,979	0,408	0,399	0,060		

Iz tabele 4 je razvidno, da je bila najvišja povprečna temperatura za dolgoletno obdobje v topli polovici leta (april–september) dosežena v Portorožu (18,274 °C), najnižja pa na Kredarici (2,388 °C), kar je posledica različnih podnebnih pasov in nadmorskih višin obeh krajev. Kredarica izstopa tudi po najvišji povprečni količini padavin (1387,00 mm/m<sup>2</sup>), medtem ko smo najnižjo povprečno količino zabeležili v Murski Soboti (573,03 mm/m<sup>2</sup>), ki ima izrazit vpliv celinskega podnebja. Za izračun naklona pri linearnem trendu smo uporabili dva pristopa (metoda najmanjših kvadratov in Senov naklon). Rezultati kažejo, da oba pristopa dajeta zelo podobne rezultate pri temperaturah, pri padavinah pa smo zaznali večje razlike, kar je posledica dejstva, da je metoda najmanjših kvadratov občutljiva na osamelce (Kraner Šumenjak in Šuštar 2011). Svetovna meteorološka organizacija (WMO) priporoča uporabo neparometričnih pristopov, zato jim je posvečena večja pozornost tudi v tem diplomskem delu. Za ugotavljanje značilnih trendov smo v primeru, ko ni bila prisotna avtokorelacija v tabelah 4, 7 in 10 s krepko označili p-vrednosti dobljene z MK-testom, ki daje podobne rezultate kot Spearmanov test korelacije rangov (Kraner Šumenjak in Šuštar 2011). V primeru prisotnosti avtokorelacije (rdeča barva) smo s krepko označili p-vrednosti TFPW-testa, ki daje podobne rezultate kot PW-test (Kraner Šumenjak in Šuštar 2011). Pri temperaturah smo dobili značilne pozitivne trende za 12 meteoroloških postaj, izjema je Portorož, ki leži v submediteranskem pasu, kjer je čutiti bližino morja (ARSO 2010). Povprečno se je temperatura statistično značilno v desetih letih najbolj povišala v Mariboru za 0,37 °C, najmanj pa v Portorožu za 0,02 °C (neznačilno). Dvig temperatur je posledica globalnega segrevanja ozračja (ARSO 2010). Pri padavinah smo dobili značilen negativen trend le za meteorološko postajo Kočevje ( $p = 0,045$ ) in mejno statistično značilen negativen trend ( $p = 0,090$ ) v Portorožu.

Opazimo, da se povprečne temperature zraka značilno povečujejo, medtem ko tega ne moremo trditi za padavine. Senovi nakloni za padavine so za 8 postaj negativni, v dveh primerih smo dobili celo značilen trend upadanja. Povečane temperature in enaka oz. zmanjšana količina padavin ima negativen vpliv na kmetijstvo, saj so meteorološke razmere v topli polovici leta pomembne za razvoj rastlin in kmetijsko pridelavo (ARSO 2010).

Tabela 5: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za povprečne temperature zraka v topli polovici leta (april–september)

	<b>Prelomno leto</b>	<b>Povp. t. pred spremembo</b>	<b>Povp. t. po spremembi</b>	<b>Zanesljivost %</b>	<b>Vrsta spremembe</b>
<b>MS</b>	1972	14,910	14,140	92	upad
	1981	14,140	15,362	100	dvig
	1998	15,362	16,228	100	dvig
<b>JZ</b>	1981	15,302	15,692	97	dvig
	1999	15,692	16,327	100	dvig
<b>MB</b>	1981	14,877	15,744	100	dvig
	1998	15,744	16,698	100	dvig
<b>SG</b>	1981	13,078	13,745	100	dvig
	1995	13,745	14,587	100	dvig
<b>CE</b>	1981	14,394	15,235	100	dvig
	1999	15,235	16,051	100	dvig
<b>LJ</b>	1981	15,118	15,830	100	dvig
	1996	15,830	16,899	100	dvig
<b>NM</b>	1981	14,693	15,464	100	dvig
	1998	15,464	16,474	100	dvig
<b>ČR</b>	1972	15,801	15,018	94	upad
	1981	15,018	15,938	90	dvig
	1997	15,938	17,231	100	dvig
<b>KO</b>	1981	13,356	13,875	98	dvig
	1998	13,875	14,375	99	dvig
<b>PO</b>	1981	13,158	13,584	99	dvig
	1994	13,584	14,732	100	dvig
<b>KR</b>	1972	2,154	1,437	97	upad
	1981	1,437	2,501	98	dvig
	1996	2,501	3,203	99	dvig
<b>BI</b>	1992	16,691	17,786	96	dvig
	1998	16,914	18,071	96	dvig
<b>PR</b>	1972	18,427	17,980	93	upad
	1998	17,980	18,613	91	dvig

Z računalniškim programom Change-Point Analyser smo v časovnih vrstah povprečnih temperatur zraka za toplo polovico leta zaznali po dve spremembi (izjema so postaje Murska Sobota, Kredarica in Črnomelj, kjer smo zaznali tri spremembe). V večini primerov je prelomno leto okrog leta 1981 (dvig povprečne temperature), razen pri postajah Bilje in Portorož. Domnevamo, da je zaradi bližine morja pri Bilju in Portorožu prelomno leto nastopilo nekoliko kasneje. Rezultati so primerljivi z rezultati članka Časovna analiza nekaterih klimatskih spremenljivk v Sloveniji. Avtorice so za iskanje prelomnih točk

uporabile neparametrični Mann-Whitney-Pettit test. V Kočevju in Novem mestu je bilo prelomno leto okoli leta 1980, v Ljubljani in Postojni okoli leta 1981 in v Murski Soboti okoli leta 1985 (Žagar, Kajfež Bogataj in Črepinšek 2006).

Tabela 6: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za količino padavin v topli polovici leta (april–september)

	<b>Prelomno leto</b>	<b>Povp. količina pad. pred spremembo</b>	<b>Povp. količina pad. po spremembi</b>	<b>Zanesljivost %</b>	<b>Vrsta spremembe količine pad.</b>
<b>SG</b>	1966	918,42	826,16	98	upad
<b>KR</b>	1986	1325,70	1463,00	91	dvig

Upad povprečne količine padavin je v Slovenj Gradcu nastopil okoli leta 1966, dvig le-te pa na Kredarici okoli leta 1986. Pri vseh ostalih opazovanih meteoroloških postajah z računalniškim programom Change-Point Analyser prelomnega leta nismo zaznali, medtem ko so Žagarjeva in sod. z Mann-Whitney-Pettit testom pri padavinah v topli polovici leta ugotovile prelomna leta tudi za Kočevje, Ljubljano, Mursko Soboto, Novo mesto in Postojno. Po njihovih podatkih je bilo prelomno leto v Kočevju okoli leta 1978, v Ljubljani okoli leta 1960, v Murski Soboti okoli leta 1975, pri vseh treh pa je opazen upad povprečne količine padavin, medtem ko je pri Novem mestu okoli leta 1965 in Postojni okoli leta 1959 opazen dvig povprečne količine padavin (Žagar, Kajfež Bogataj in Črepinšek 2006).



## 4.2 Rezultati za hladno polovico leta

Tabela 7: Rezultati za povprečne temperature zraka ( $v^{\circ}\text{C}$ ) in povprečno količino padavin ( $v\text{ mm/m}^2$ ) v hladni polovici leta (1951-2010)

		MS	JZ	MB	SG	CE	LJ	NM	ČR	KO	PO	KR	BI	PR	
Temperature	$\bar{x}$	1,644	2,588	0,220	0,262	1,857	2,490	2,301	2,774	1,304	1,872	-6,604	5,219	6,824	
	sd	1,413	1,403	1,392	1,224	1,401	1,356	1,380	1,335	1,295	1,157	1,182	0,998	0,972	
	$b_1$	0,028	0,021	0,039	0,029	0,033	0,037	0,033	0,021	0,020	0,022	0,020	0,013	-0,005	
	t-test	0,008	0,055	0,000	0,002	0,002	0,000	0,001	0,040	0,041	0,012	0,054	0,219	0,504	
	$r_1$	0,230	0,149	<b>0,313</b>	0,217	0,213	0,247	0,251	0,138	0,111	0,146	0,188	0,185	0,123	
	l	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,278	-0,295	-0,266
	u	0,232	0,232	0,232	0,232	0,232	0,323	0,232	0,232	0,232	0,232	0,323	0,241	0,253	0,232
	$b_s$	0,025	0,015	0,035	0,027	0,030	0,033	0,030	0,015	0,015	0,018	0,013	0,008	-0,011	
	Spearman	0,013	0,079	0,000	0,002	0,004	0,000	0,002	0,120	0,081	0,026	0,122	0,486	0,278	
	MK-test	<b>0,019</b>	0,105	0,000	<b>0,004</b>	<b>0,005</b>	<b>0,000</b>	<b>0,002</b>	0,117	0,099	<b>0,030</b>	0,140	0,494	0,224	
	PW	0,102	0,123	0,021	0,052	0,025	0,013	0,033	0,144	0,133	0,074	0,253	0,985	0,130	
TFPW	0,020	0,070	<b>0,001</b>	0,006	0,004	0,001	0,002	0,077	0,099	0,044	0,175	0,883	0,086		
Padavine	$\bar{x}$	228,432	301,470	305,571	331,283	352,505	479,756	374,380	472,480	566,056	600,459	627,122	551,915	377,510	
	sd	70,897	90,349	87,541	98,215	92,985	131,418	85,443	106,874	124,422	189,793	214,238	190,244	118,404	
	$b_1$	-0,347	-0,842	-0,869	-0,329	-0,825	-0,606	0,225	-0,272	-1,835	1,102	0,080	-2,949	-0,249	
	t-test	0,526	0,226	0,197	0,666	0,249	0,551	0,734	0,742	0,053	0,453	0,965	0,138	0,786	
	$r_1$	-0,041	-0,074	-0,064	-0,076	-0,139	-0,008	-0,130	-0,037	0,032	0,039	-0,139	-0,001	0,072	
	l	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,266	-0,275	-0,295	-0,266
	u	0,232	0,232	0,232	0,232	0,232	0,232	0,232	0,232	0,232	0,232	0,232	0,239	0,253	0,232
	$b_s$	-0,173	-0,633	-1,055	-0,733	-0,993	-0,739	0,167	-0,350	-2,427	0,696	-1,246	-4,161	-0,433	
	Spearman	0,709	0,328	0,147	0,514	0,219	0,539	0,730	0,844	0,029	0,617	0,339	0,045	0,517	
	MK-test	0,809	0,367	0,126	0,448	0,193	0,513	0,754	0,764	<b>0,025</b>	0,666	0,313	<b>0,027</b>	0,522	
	PW	0,925	0,485	0,193	0,620	0,314	0,717	0,668	0,893	0,038	0,555	0,144	0,037	0,748	
TFPW	0,915	0,546	0,238	0,658	0,429	0,737	0,687	0,893	0,040	0,573	0,170	0,048	0,717		

Iz tabele 7 je razvidno, da je bila najvišja povprečna temperatura za dolgoletno obdobje v hladni polovici leta (oktober-marec) dosežena v Portorožu (6,824 °C), najnižja pa na Kredarici (-6,604 °C). Najvišjo povprečno količino padavin smo tako kot pri topli polovici leta zasledili tudi pri hladni polovici leta na Kredarici (627,122 mm/m<sup>2</sup>), najnižjo povprečno količino padavin smo prav tako zabeležili pri Murski Soboti (228,432 mm/m<sup>2</sup>). Pri rezultatih za povprečne temperature zraka smo le za postajo Maribor zaznali prisotnost pozitivne avtokorelacije v časovni vrsti. Pri temperaturah smo dobili značilne trende za Mursko Soboto ( $p = 0,019$ ), Maribor ( $p = 0,001$ ), Slovenj Gradec ( $p = 0,004$ ), Celje ( $p = 0,005$ ), Ljubljano ( $p = 0,000$ ), Novo mesto ( $p = 0,002$ ), Postojno ( $p = 0,030$ ) in mejno statistično značilen trend za Kočevje ( $p = 0,099$ ). Povprečno se je temperatura zraka statistično značilno najbolj povečala v Mariboru za 0,35 °C na dekada, najmanj pa v Portorožu, kjer lahko opazimo padec povprečne temperature zraka za 0,11 °C na dekada. Po navedbah Agencije Republike Slovenije za okolje je zaradi bližine morja trend otoplitve najmanjši v Portorožu, prav tako pa velik delež prispeva tudi selitev postaje ter lega na iztoku doline Dragonje, kjer je v povprečju za okoli 1 °C hladneje kot na merilnem mestu bližje meteorološke postaje Koper (ARSO 2010). Pri padavinah prisotnosti avtokorelacije nismo zaznali, zato smo pri vseh krajih uporabili rezultate dobljene z MK-testom. Senovi nakloni za padavine so za 10 postaj negativni, v Kočevju ( $p = 0,025$ ) in Bilju ( $p = 0,027$ ) smo dobili celo značilen trend upadanja količine padavin.

Opazimo, da se pri veliko postajah povprečne temperature zraka značilno povečujejo, medtem ko pri padavinah z izjemo Kočevja in Bilja nismo zaznali značilnega trenda. Povišanje temperature zraka v hladnem obdobju leta neugodno vpliva na prezimovanje rastlin, na obnašanje živali in ljudi ter številne z zimo in snegom povezane dejavnosti (ARSO 2004).

Tabela 8: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za povprečne temperature zraka v hladni polovici leta (oktober–marec)

	Prelomno leto	Povp. T. pred spremembo	Povp. T. po spremembi	Zanesljivost (%)	Vrsta spremembe T.
<b>MS</b>	1987	1,184	2,365	93	dvig
<b>MB</b>	1956	0,623	1,861	94	dvig
	1987	1,861	3,051	98	dvig
<b>SG</b>	1987	-0,193	0,973	98	dvig
<b>CE</b>	1987	1,340	2,666	98	dvig
<b>LJ</b>	1987	1,924	3,375	100	dvig
<b>NM</b>	1987	1,781	3,115	100	dvig
<b>PO</b>	1987	1,489	2,474	96	dvig
<b>KR</b>	1987	-7,090	-6,042	98	dvig
<b>BI</b>	1980	5,389	3,889	100	upad
	1987	3,889	5,490	98	dvig
<b>PR</b>	1954	5,457	6,897	95	dvig

V časovnih vrstah povprečnih temperatur zraka v hladni polovici leta pri postajah Jeruzalem, Črnomelj in Kočevje nismo zaznali nobene prelomne točke, zato jih nismo vključili v tabelo 8. Pri večini ostalih postaj je bila zaznana prelomna točka okoli leta 1987 (dvig povprečne temperature). Pri meteorološki postaji Portorož smo zaznali prelomno točko leta 1954. Naši rezultati se v primerjavi z rezultati Žagarjeve, Kajfež Bogatajeve in Črepiškovne le nekoliko razlikujejo. V njihovem primeru so za meteorološke postaje Ljubljana, Murska Sobota, Novo mesto in Postojna v vseh primerih prelomno leto zaznali okoli leta 1986 (Žagar, Kajfež Bogataj in Črepišek 2006), medtem ko smo v našem primeru prelomno leto pri omenjenih postajah zaznali leto kasneje.

Tabela 9: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za količino padavin v hladni polovici leta (oktober–marec)

	<b>Prelomno leto</b>	<b>Povp. količina pad. pred spremembo</b>	<b>Povp. količina pad. po spremembi</b>	<b>Zanesljivost (%)</b>	<b>Vrsta spremembe količine pad.</b>
<b>LJ</b>	1959	413,47	569,29	94	dvig
	1971	569,29	465,80	94	upad
<b>ČR</b>	1971	620,56	444,86	90	upad
	1976	444,86	631,63	92	dvig
	1988	631,63	508,28	99	upad
<b>PR</b>	1959	322,12	378,61	94	dvig
	2008	378,61	572,20	93	dvig

Upad povprečne količine padavin smo v Ljubljani in v Črnomlju zaznali okoli leta 1971. V Črnomlju smo zaznali po tem letu še dve spremembi in sicer leta 1976 (dvig povprečne količine padavin), medtem ko je leta 1988 ponovno zaznati upad. V Portorožu smo v obeh primerih ugotovili dvig povprečne količine padavin. Prva sprememba je bila leta 1959, druga pa leta 2008. Pri vseh ostalih opazovanih meteoroloških postajah do prelomnega leta ni prišlo, kar potrjuje navedbe Agencije Republike Slovenije za okolje, da za hladno polovico leta (mokrejša obdobja), zaenkrat ni opaziti sprememb (ARSO 2010). Z računalniškim programom za odkrivanje prelomnih točk Change-Point Analyser-jem smo dobili drugačne rezultate v primerjavi z Mann-Whitney-Pettit testom, ki so ga uporabile Žagarjeva in sod. (2006). Z Mann-Whitney-Pettit testom so za hladno polovico leta dobili prelomne točke za Kočevje okrog leta 1976, Ljubljano okoli leta 1958, Mursko Soboto 1994, Novo mesto in Postojno okoli leta 1975, pri tem pa je pri Kočevju in Ljubljani šlo za naraščanje povprečne količine padavin, pri ostalih pa za upadanje povprečne količine padavin (Žagar, Kajfež Bogataj in Črepinšek 2006).

## 4.2 Rezultati za celo leto

Tabela 10: Rezultati za povprečne letne temperature zraka (v °C) in povprečno letno količino padavin (v mm/m<sup>2</sup>) v obdobju 1951-2010

		MS	JZ	MB	SG	CE	LJ	NM	ČR	KO	PO	KR	BI	PR	
Temperature	$\bar{x}$	9,577	10,158	9,984	8,048	9,529	10,206	9,891	10,516	8,555	8,735	-1,380	12,220	13,509	
	sd	0,847	0,762	0,893	0,749	0,854	0,862	0,870	0,821	0,688	0,722	0,714	0,716	0,511	
	$b_1$	0,027	0,016	0,037	0,027	0,032	0,034	0,031	0,022	0,017	0,024	0,024	0,018	-0,002	
	t-test	0,000	0,005	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,010	0,536	
	$r_1$	<b>0,564</b>	<b>0,343</b>	<b>0,636</b>	<b>0,565</b>	<b>0,578</b>	<b>0,649</b>	<b>0,622</b>	<b>0,437</b>	<b>0,333</b>	<b>0,534</b>	<b>0,296</b>	<b>0,451</b>	<b>0,278</b>	
	l	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,273	-0,292	-0,263
	u	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,237	0,251	0,230
	$b_s$	0,029	0,015	0,037	0,027	0,032	0,035	0,032	0,022	0,019	0,024	0,024	0,025	0,023	-0,003
	Spearman	0,000	0,010	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,002	0,619
	MK-test	0,000	0,011	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,002	0,495
	PW	0,015	0,043	0,012	0,008	0,007	0,024	0,009	0,007	0,006	0,006	0,008	0,013	0,008	0,875
TFPW	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	0,647	
Padavine	$\bar{x}$	802,43	958,56	1029,75	1183,03	1140,33	1378,88	1151,96	1276,08	1517,21	1539,27	2021,14	1443,71	1002,28	
	sd	116,943	157,509	137,701	147,677	145,327	170,154	145,661	172,906	175,745	228,795	301,165	273,111	165,971	
	$b_1$	-0,073	-1,431	-1,425	-0,605	-1,651	-0,138	0,200	-0,488	-4,279	1,186	1,990	-3,990	-1,728	
	t-test	0,934	0,226	0,167	0,587	0,129	0,914	0,856	0,708	0,001	0,492	0,429	0,150	0,165	
	$r_1$	0,086	0,036	-0,091	<b>0,239</b>	0,007	-0,071	-0,194	<b>-0,389</b>	-0,004	<b>0,260</b>	0,077	0,230	0,211	
	l	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,263	-0,273	-0,292	-0,263
	u	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,230	0,237	0,251	0,230
	$b_s$	0,067	-1,103	-1,653	-0,103	-1,283	-0,279	0,220	-0,761	-4,652	1,340	1,980	-3,883	-1,906	
	Spearman	0,994	0,428	0,149	0,737	0,163	0,791	0,809	0,669	0,001	0,269	0,427	0,252	0,150	
	MK-test	0,975	0,425	0,155	0,873	0,209	0,794	0,843	0,597	<b>0,002</b>	0,323	0,441	0,234	0,150	
	PW	0,845	0,705	0,229	0,865	0,346	0,979	0,754	0,657	0,003	0,327	0,468	0,267	0,320	
TFPW	0,845	0,657	0,284	0,855	0,266	0,969	0,804	0,834	0,001	0,229	0,459	0,191	0,187		

Iz tabele 10 je razvidno, da je bila najvišja povprečna temperatura za dolgoletno obdobje dosežena v Portorožu (13,509 °C), najnižja pa na Kredarici (-1,380 °C). Kredarica (2021,14 mm/m<sup>2</sup>) tako kot na polletnih povprečjih izstopa tudi na letnem povprečju po najvišji količini padavin, medtem ko smo najnižjo količino padavin zabeležili v Murski Soboti (802,43 mm/m<sup>2</sup>). Na količino padavin vplivajo številni dejavniki, v največji meri orografija in veter (Sušnik 2001). Zaradi orografskega učinka se količina padavin povečuje, ko gremo od morja proti notranjosti Slovenije (ARSO 2004). Iz tabele 10 lahko razberemo, da to ugotovitev potrjujejo tudi naši rezultati. Za vse kraje smo pri časovnih vrstah temperatur ugotovili prisotnost pozitivne avtokorelacije, posledično so zaradi tega najbolj primerni rezultati dobljeni s TFPW- ali PW-testom. Tako kot za oba polletna obdobja smo tudi za celoletno obdobje označili rezultate dobljene s TFPW-testom, ki daje podobne rezultate kot PW-test. Značilne trende smo dobili za 12 meteoroloških postaj, z izjemo Portoroža. Temperatura zraka se je statistično značilno v desetih letih najbolj povišala v Mariboru za 0,37 °C, sledi pa Ljubljana, kjer se je temperatura zraka povečala za 0,35 °C. Rezultati so primerljivi z rezultati navedb avtorice Kajfež Bogataj, da se je povprečna letna temperatura zraka v Sloveniji statistično značilno najbolj povečala v mestih (Maribor, Ljubljana) in manj v ruralnih območjih (Kajfež Bogataj 2005). V Portorožu se je povprečna temperatura zraka znižala za 0,03 °C. Pri padavinah je bila avtokorelacija statistično značilna v Slovenj Gradcu, Črnomlju in Postojni (rdeče obarvano), pri ostalih avtokorelacije nismo zaznali, zato smo uporabili rezultate dobljene z MK-testom, značilen negativni trend pa smo dobili le za meteorološko postajo Kočevje ( $p = 0,002$ ).

Iz dobljenih rezultatov lahko opazimo, da se povprečne temperature zraka značilno povečujejo, medtem ko pri količini padavin za večino krajev nismo zaznali značilnega trenda. Da temperatura zraka v Sloveniji narašča in da se bo le-ta še dvigovala, pa domneva tudi Kajfež Bogatajeva. Avtorica predvideva, da se bodo v Sloveniji do leta 2030 temperature zraka predvidoma povečale za od 0,5 °C do 2,5 °C, do leta 2060 pa za od 1 °C do 3,5 °C (Kajfež Bogataj 2005). Prav tako bi se glede na dobljene rezultate lahko strinjali z Agencijo Republike Slovenije za okolje, da spremembe količine padavin v Sloveniji na letnem nivoju niso zelo očitne. Vsekakor moramo pri tem upoštevati še orografske pregrade in lego posamezne meteorološke postaje (ARSO 2010). Podobne rezultate so dobili tudi drugi avtorji. Raziskave namreč kažejo, da se količina padavin v Sloveniji na letni ravni značilno

ne spreminja, je pa vse bolj izrazita sezonska prerazporeditev padavin (Kajfež Bogataj 2008). V povezavi s podnebnimi spremembami in njihovimi napovedmi je prav glede padavin še veliko nejasnosti in negotovosti, saj velik zaplet predstavlja velika podnebna raznolikost Slovenije. Bolj kot manjše spremembe v letni količini padavin nas prizadenejo spremembe v njihovi porazdelitvi preko leta, na primer obdobja obilnih padavin ali daljša sušna obdobja (Cegnar 2003). Omenimo še, da naj bi se zaradi segrevanja ozračja količina dežja povečala, količina snega pa zmanjšala (Schönwiese in Rapp 1997).

Tabela 11: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za povprečne letne temperature zraka

	<b>Prelomno leto</b>	<b>Povp. t. pred spremembo</b>	<b>Povp. t. po spremembi</b>	<b>Zanesljivost (%)</b>	<b>Vrsta spremembe t.</b>
<b>MS</b>	1988	9,131	10,292	100	dvig
<b>JZ</b>	1988	9,870	10,620	100	dvig
<b>MB</b>	1966	9,197	9,765	96	dvig
	1992	9,765	10,907	100	dvig
<b>SG</b>	1988	7,643	8,701	100	dvig
<b>CE</b>	1988	9,059	10,285	100	dvig
<b>LJ</b>	1988	9,696	10,694	100	dvig
	2000	10,694	11,389	95	dvig
<b>NM</b>	1988	9,409	10,666	100	dvig
<b>ČR</b>	1997	10,227	11,467	100	dvig
<b>KO</b>	1988	8,288	8,986	100	dvig
<b>PO</b>	1988	8,362	8,980	99	dvig
	2000	8,980	9,720	96	dvig
<b>KR</b>	1988	-1,746	-0,855	100	dvig
<b>BI</b>	1963	14,301	11,802	99	upad
	1992	11,802	12,749	100	dvig
<b>PR</b>	1957	13,149	14,275	96	dvig
	1962	14,275	13,400	99	upad
	1999	13,400	13,708	94	dvig

V časovnih vrstah povprečnih letnih temperatur zraka smo po eno spremembo zaznali v Murski Soboti, Jeruzalemu, Slovenj Gradcu, Novem mestu, Črnomlju in Kočevju. V večini primerov je bilo prelomno leto okrog leta 1988 (Črnomelj 1997). V vseh primerih lahko opazimo dvig povprečne temperature zraka. Dve spremembi smo zaznali pri Mariboru, Ljubljani, Postojni in Bilju. Za Maribor in Bilje lahko s 100 % zanesljivostjo trdimo, da je do drugega prelomnega leta prišlo okoli leta 1992, medtem ko je v Ljubljani drugo prelomno

leto nastopilo 8 let kasneje (2000). Pri vseh meteoroloških postajah smo opazili dvig povprečne temperature zraka. Da so povprečne temperature zraka narasle v Kočevju, Ljubljani, Murski Soboti, Novem mestu in Postojni, so ugotovile tudi avtorice Žagar, Kajfež Bogataj in Črepinšek. Za omenjene kraje so ugotovile, da je bilo prelomno leto okoli leta 1987 (Kajfež Bogataj in Črepinšek 2006), medtem ko smo v našem primeru v večini primerov dobili prelomno leto okoli leta 1988. V Portorožu smo zaznali tri prelomna leta (1957, 1962 in 1999), pri čemer je pri drugem prelomnem letu, torej okrog leta 1962 opazen upad povprečne letne temperature zraka, pri tretjem prelomnem letu pa je opazen dvig le-te.

Tabela 12: Rezultati pridobljeni s programom Change-Point Analyser za letno količino padavin

	<b>Prelomno leto</b>	<b>Povp. količina pad. pred spremembo</b>	<b>Povp. količina pad. po spremembi</b>	<b>Zanesljivost (%)</b>	<b>Vrsta spremembe količine pad.</b>
<b>SG</b>	1959	1171,4	1412,4	100	dvig
	1967	1412,4	1149,4	100	upad
<b>KO</b>	1966	1654,2	1471,5	98	upad
<b>PO</b>	1960	1356,6	1711,2	100	dvig
	1967	1711,2	1436,3	92	upad
	1977	1436,3	1886,1	98	dvig
	1981	1886,1	1542,0	90	upad
<b>BI</b>	1981	1535,2	1283,1	99	upad
	1991	1283,1	1617,8	99	dvig
	1999	1617,8	1316,7	99	upad
<b>PR</b>	1960	943,9	1205,5	98	dvig
	1967	1205,5	981,9	99	upad

V časovnih vrstah letnih količin padavin smo le pri Kočevju zaznali eno spremembo (okoli leta 1966), z 90 % zanesljivostjo lahko trdimo, da se je okoli tega leta povprečna količina padavin zmanjšala. Tudi v Slovenj Gradcu in Portorožu je bilo prelomno leto okoli leta 1967, prav tako je opazen upad povprečne količine padavin. Pri Bilju in Postojni smo zabeležili več kot dve prelomni točki, pri čemer je za zadnje prelomno leto pri obeh postajah opazen upad povprečne količine padavin. Pri ostalih osmih meteoroloških postajah s programom Change-Point Analyser nismo zaznali nobene spremembe, medtem ko so z Mann-Whitney-Pettit testom dobili prelomne točke za Mursko Soboto okoli leta 1996, Kočevje okoli leta 1981,



Ljubljano okoli leta 1987, Novo mesto okoli leta 1978 in Postojno okoli leta 1975 (Žagar, Kajfež Bogataj in Črepinšek 2006).

Za kmetijstvo so podnebne spremembe eden ključnih razvojnih izzivov. H globalnemu segrevanju ozračja prispeva tudi metan, ki se v veliki meri sprošča pri kmetijstvu (Smith in sod. 2007). Kmetijstvo sodi med gospodarske sektorje, ki pomembno prispevajo k tvorbi toplogrednih plinov in s tem tudi k podnebnim spremembam (De Cara in sod. 2005). Poleg metana se v kmetijskem sektorju sprošča tudi didušikov oksid. Vir metana sta predvsem reja prežvekovalcev ter ravnanje z gnojem in gnojevko, medtem ko so emisije didušikovega oksida v večji meri odvisne od upravljanja in tehnoloških rešitev pri rabi mineralnih in živinskih gnojil (Povellato in sod. 2007).

V prihodnje bodo torej potrebni konkretni ukrepi in poskusi zmanjšanja emisij toplogrednih plinov iz kmetijstva na vseh kritičnih točkah proizvodnje oziroma prireje, kjer ti nastajajo. Vsekakor pa se je potrebno zavedati, da bodo potrebni konkretni ukrepi prilagajanja kmetijstva bodisi na časovni zamik posameznih kmetijskih del (sajenje in obdelava tal) ali izbiro poljščin in sort za nove podnebne razmere.

## 5 SKLEPI

Različni statistični pristopi za odkrivanje trendov povprečnih letnih (polletnih) temperatur zraka za 13 meteoroloških postaj v Sloveniji so v večini primerov pokazali značilne pozitivne trende. Izjema je Portorož pri vseh analiziranih obdobjih, prav tako statistično značilnega trenda nismo opazili pri hladni polovici leta v Jeruzalemu, Črnomlju, Kredarici in Bilju.

Količina padavin v Sloveniji se na letni ravni statistično značilno ne spreminja. Rezultati so pokazali neznačilne trende časovnih vrst podatkov o letni (polletni) količini padavin (izjema je Kočevje pri vseh analiziranih obdobjih in Bilje pri hladni polovici leta).

Rezultati z računalniškim programom Change-Point Analyser so pokazali, da se prelomna leta za časovne vrste letnih in polletnih povprečnih temperatur zraka razlikujejo. Ugotovili smo, da je prelomno leto za časovno vrsto povprečnih temperatur zraka v topli polovici leta pri večini postaj okoli leta 1981, za hladno polovico okoli leta 1987 in za celoletno obdobje okoli leta 1988. V časovnih vrstah letnih (polletnih) količin padavin v veliki večini primerov prelomnih let nismo zaznali.

Podnebne spremembe so v današnjem času ena izmed najaktualnejših tem po svetu in tudi pri nas. Ozračje se segreva zaradi globalnih in lokalnih vplivov, posledice pa so iz leta v leto bolj očitne tudi na kmetijskih pridelkih. Zaradi podnebnih sprememb bodo potrebni konkretni ukrepi prilagajanja kmetijstva na časovni zamik posameznih kmetijskih del ali izbiro poljščin in sort za nove podnebne razmere. Prilagoditve ne bodo nujne le za kmetijski sektor, ampak za vse človeštvo.

Preteklosti ne moremo spremeniti, začeti moramo spreminjati sedanost v smislu čim manjšega nadaljnjega ogrevanja in razmišljati o prilagoditvah vnaprej. Podnebne spremembe se dogajajo tukaj in zdaj, na nas samih pa je, kdaj jih bomo vzeli resno in kako bomo ukrepali.

## 6 VIRI

ARSO - Domača stran Agencije Republike Slovenije za okolje. 2004. Dostopno na naslovu <http://www.arso.gov.si/> (12. 04. 2012)

Bergant K., Kajfež-Bogataj L. 2005. N-PLS regression as empirical downscaling tool in climate change studies. *Theor. Appl. Climatol.*, 81: 11–23.

Bergant K., Kajfež-Bogataj L., Sušnik A. in sod. 2004. Spremembe podnebja in kmetijstvo v Sloveniji. Ljubljana: Agencija Republike Slovenije za okolje, str. 40

Blejec M. 1976. Statistične metode za ekonomiste. Ljubljana, Ekonomska fakulteta, 868s

Cegnar T. 2003. Podnebne spremembe in padavinski režim. Ljubljana. Agencija Republike Slovenije za okolje., 24–31.

Change Point Analyser. Program za iskanje prelomnih točk. (računalniški program)

De Cara S., Houze M., Jayet, P.A. 2005. Methane and nitrous oxide emissions from agriculture in the EU: a spatial assessment of sources and abatement costs. *Environ. Resour. Econom.*, 32, 551–583.

Gajič Čapka M., Cindrić K. 2011. Secular trends in indices of precipitation extremes in Croatia, 1901–2008. *Geofizika*, 28: 293-312.

Kajfež-Bogataj L. 2008. Kaj nam prinašajo podnebne spremembe. Ljubljana, Pedagoški inštitut: 22-34.

Kajfež Bogataj L. 2005. Podnebne spremembe in njihovi vplivi na kakovost življenja ljudi. *Acta agric, Sloven.*, 85 :41-54.

Medved V. Nekateri testi za odkrivanje trendov in prelomnih točk na klimatskih podatkih za Slovenijo. Dipl.delo. Maribor, Univerza v Mariboru, Fakulteta za kmetijstvo in biosistemske vede, 2012

---

Kajfež Bogataj L. 2005. Spremembe podnebja so tu. Za vedno [http://www.ekolist.si/documents/s017\\_podnebne\\_spremembe\\_so\\_tu.pdf](http://www.ekolist.si/documents/s017_podnebne_spremembe_so_tu.pdf) (15.5.2012)

Košmelj K., 2007 Uporabna statistika. Druga dopolnjena izdaja. [http://www.bf.unilj.si/fileadmin/groups/2721/Uporabna\\_statistika\\_okt\\_2007/Uporabna\\_statistika\\_01.pdf](http://www.bf.unilj.si/fileadmin/groups/2721/Uporabna_statistika_okt_2007/Uporabna_statistika_01.pdf) (11. 4. 2012)

Kraner Šumenjak T., Šuštar V. 2011. Parametrični in neparametrični pristopi za odkrivanje trenda v časovnih vrstah. *Acta agriculturae Slovenica*, 97: 305 – 312.

Pettit A.N. 1979. A Non-parametric Approach to the Change-point Problem. *App. Statist.*, 28: 126–135.

Povellato A., Bosello F., Giupponi C. 2007. Cost-effectiveness of greenhouse gases mitigation measures in the European agro-forestry sector: a literature survey. *Environmental Science & Policy*, 10, 5: 474-490.

Schönwiese, C.D., Rapp, J. 1997. *Climate Trend Atlas of Europe Based on Observations 1891 – 1990*. Dordrecht (Netherlands): Kluwer academic publishers: 545.

Smith J.S., Lindsay L., Hoots B., Franceschi S., Winer R., Clifford G. M. 2007. Human papillomavirus type distribution in invasive cervical cancer and high-grade cervical lesions: A meta-analysis update. *International Journal of Cancer*, 121: 621-632 .

Sušnik A. 2001. *Agrometeorologija*. V: Mesečni bilten 8, Ljubljana, Agencija RS za okolje, str. 35–40.

Stern N. 2006. *The economics of climate change*. Cambridge Press, str. 692.

Xia Y., Fabuian p., in sod. 1999. Forest climatology: estimation of missing values for Bavaria, Germany. *Agricultural and Forest Meteorology*, 96: 131–144.

Medved V. Nekateri testi za odkrivanje trendov in prelomnih točk na klimatskih podatkih za Slovenijo.  
Dipl.delo. Maribor, Univerza v Mariboru, Fakulteta za kmetijstvo in biosistemske vede, 2012

---

Taylor W.A. Change-Point Analysis: A Powerful New Tool For Detecting Changes.  
(elektronski vir)

<http://www.variation.com/cpa/tech/changepoint.html> (11. 4. 2012)

Tomozeiu in sod. 2000. Detection of changes in the summer precipitation time series of the region Emilia-Romagna, Italy, *Theor. Appl. Climatol.*, 67: 193–200.

Žagar T., Kajfež Bogataj L., Črepinšek Z. 2006. Časovna analiza nekaterih klimatskih spremenljivk v Sloveniji. *Acta agric., Sloven.*, 87: 285–298.

## 7 ZAHVALA

Za vso potrpežljivost, strokovno pomoč in koristne nasvete se zahvaljujem mentorici doc. dr. Tadeji Kraner Šumenjak.

Zahvalo namenjam tudi somentorici Vilmi Šuštar za vso pomoč pri obdelavi podatkov.

Prav tako zahvalo izrekam Agenciji Republike Slovenije za okolje (ARSO) za posredovane meteorološke podatke.

Vsekakor pa se zavedam, da če se želim zahvaliti za vso materialno in strokovno pomoč, če hočem biti hvaležna za moralno podporo, za prijazen pogled ali toplo besedo, za pozitivne želje, potem bi bil spisek družinskih članov in prijateljev zelo dolg. Sicer se dolžine pisanja ne bojim, slabše bi se počutila, če bi koga izpustila, zato: HVALA vsem, ki ste mi pomagali.