COBISS koda 1.02

Agrovoc descriptors: trends, statistical methods, methods

Agris category code: U10

Parametrični in neparametrični pristopi za odkrivanje trenda v časovnih vrstah

Tadeja KRANER ŠUMENJAK[1], Vilma ŠUŠTAR[2]

Delo je prispelo: 2. septembra 2011; sprejeto 16. septembra 2011.
Received: September 2, 2011; accepted September 16, 2011.

IZVLEČEK

Eno od najpogosteje uporabljenih orodij za odkrivanje sprememb v časovnih vrstah je analiza trenda. Obstaja veliko parametričnih in neparametričnih testov za odkrivanje značilnih trendov v časovnih vrstah. Slednji se pogosteje uporabljajo zaradi manjšega števila predpostavk potrebnih za njihovo izvedbo. Najpogosteje uporabljen test za odkrivanje značilnih trendov je Mann-Kendallov test, ki še vedno zahteva, da so vzorčni podatki neodvisni. Za odstranitev vpliva serialne korelacije v Mann-Kendallovem testu so bili vpeljani različni popravki in metode pred-beljenja. V tem članku je pregled najpogosteje uporabljenih pristopov za odkrivanje trenda v časovnih vrstah ob prisotnosti serialne korelacije ali brez nje. Na koncu so te metode uporabljene še na realnih podatkih.

Ključne besede: analiza trenda, metoda najmanjših kvadratov, Mann-Kendallov test, korelacijski koeficient, avtokorelacija, pred-beljenje.

ABSTRACT

PARAMETRIC AND NONPARAMETRIC APROACH FOR TREND DETECTION IN TIME SERIES

One of the most commonly used tools for detecting changes in time series is trend analysis. A number of parametric and nonparametric tests exist to detect the significance of trends in time series. The latter have been widely used mainly because of fewer number of assumptions needed in their implementation. The most often used test for detecting significant trends is Mann-Kendall test, that still requires sample data to be serially independent. To eliminate the effect of serial correlation on the Man-Kendall test different correction and pre-whitening methods have been introduced. This paper reviews the most commonly used approaches for trend detection in time series with or without presence of serial correlation. At the end these methods are applied to real datasets.

Keywords: trend analysis, least square method, Mann-Kendall test, correlation coefficient, autocorrelation, pre-whitening.

1 UVOD

V zadnjih letih se zaradi negativnih učinkov toplogrednih plinov na okolje veliko znanstvenikov ukvarja s časovnimi vrstami hidrometeoroloških spremenljivk. Za odkrivanje sprememb v časovni vrsti je pogosto uporabljena analiza trenda. V mnogih raziskavah so bili za odkrivanje trenda uporabljeni parametrični in neparametrični testi. Napisanih je bilo tudi več preglednih znanstvenih člankov o metodah za odkrivanje trenda v hidroloških podatkih (npr. Esterby, 1996; Kundzewicz in Robson, 2004; Khaliq in sod., 2009). Med parametričnimi pristopi je pogosto uporabljena ocena trenda po metodi najmanjših kvadratov. Parametrični testi imajo večjo moč od neparametričnih, vendar v mnogih primerih klimatski podatki ne izpolnjujejo predpostavk, ki jih zahtevajo (Kundzewicz in Robson, 2004). Alternativni pristop v takih primerih predstavljajo neparametrični testi. Eden izmed njih je Spearmanov test korelacije rangov za

[1] Fakulteta za kmetijstvo in biosistemske vede, Pivola 10, 2311 Hoče, Slovenija, doc. dr., tadeja.kraner@uni-mb.si

[2] Fakulteta za kmetijstvo in biosistemske vede, Pivola 10, 2311 Hoče, Slovenija, asist., vilma.sustar@uni-mb.si

odkrivanje monotonega trenda (Lettenmaier, 1976), ki pa ima enako moč kot njemu soroden Mann Kendallov test (Yue in sod., 2002a).

Mann-Kendallov test (MK-test) za iskanje monotonega trenda (Mann, 1945; Kendall, 1975) 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 (Cox in Stuart, 1955), kar z drugi besedami pomeni, da ni robusten na avtokorelacijo. Zato so različni avtorji razvili več metod, ki upoštevajo vpliv avtokorelacije na trend.

Za zmanjšanje vpliva avtokorelacije na trend je bilo vpeljano pred-beljenje (von Storch, 1995; Kulkarni in von Storch, 1995). S tem postopkom najprej odstranimo avtokorelacijo iz časovne vrste in nato uporabimo MK-test. Yue in sod. (2002b) ter Yue in Wang (2002) so odkrili, da s pred-beljenjem odstranimo tudi del trenda, kar zmanjša njegovo statistično značilnost. Postopek pred-beljenja so v članku (Yue in sod., 2002b) izboljšali s tako imenovano TFPW metodo (v angl. trend-free pre-whitening). Yue in Wang (2002) sta predlagala, da se MK-test uporabi na originalnih podatkih, kadar sta velikost vzorca in trend dovolj velika.

Hammed in Rao (1998) ter Yue in sod. (2002b) so pokazali, da prisotnost avtokorelacije v časovni vrsti ne spremeni niti oblike porazdelitve (ostane normalna) niti povprečja testne statistike MK-testa, spremeni pa njeno varianco (pozitivna avtokorelacija jo poveča in obratno), kar je imelo za posledico nove pristope, ki so temeljili na korekciji variance Mann-Kendallove statistike glede na avtokorelacijo. Hammed in Rao (1998) ter Yue in Wang (2004) so popravili varianco MK-testa. Narejene so bile tudi prilagoditve za test Spearmanovega korelacijskega koeficienta in za parametrične teste za odkrivanje trenda glede na avtokorelacijo (Wilks, 1995).

Za časovne vrste s sezonsko komponento so Hirsch in sod. (1982) razvili sezonski Mann-Kendallov test (SMK-test), kasneje sta ga Hirsch in Slack (1984) razširila za serialno odvisne časovne vrste. Test je v literaturi znan kot modificiran sezonski Mann-Kendallov test (MSMK-test).

2 PREGLED PARAMETRIČNIH IN NEPARAMETRIČNIH METOD

METODA NAJMANJŠIH KVADRATOV

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

$$y_i = a + bx_i + e_i, \qquad i = 1 \dots n, \tag{1}$$

kjer sta a in b regresijska koeficienta, e_i pa so ostanki, ki zadoščajo predpostavki, da so neodvisni in normalno porazdeljeni z aritmetično sredino 0 ter konstantno varianco σ^2. Normalno porazdelitev ostankov lahko testiramo s Kolmogorov-Smirnovim testom.

Z metodo najmanjših kvadratov dobimo nepristranski oceni za koeficienta a in b:

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

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

in

$$\hat{a}_i = \bar{y} - \hat{b}_i\bar{x} \tag{3}$$

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

kjer je

$$s_e{}^2 = \frac{1}{n-2}\sum_{i=1}^{n} e_i^2 \tag{4}$$

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

$$t_b = \frac{\hat{b}_i}{s(\hat{b}_i)}, \tag{5}$$

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.

PEARSONOV KORELACIJSKI KOEFICIENT
Pearsonov korelacijski koeficient se izračuna po obrazcu

$$r = \frac{\sum_{t=1}^{n}(x_t - \bar{x})(y_t - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=1}^{n}(x_t - \bar{x})^2 \sum_{t=1}^{n}(y_t - \bar{y})^2}}. \quad (6)$$

Če so podatki dvorazsežno normalno porazdeljeni, potem ničelno hipotezo, da ni linearnega trenda (korelacijski koeficient je enak 0), testiramo s statistiko

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{1-r^2}, \quad (7)$$

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

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:

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k}(y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^{n}(y_t - \bar{y})^2}. \quad (8)$$

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). Interval zaupanja za r_1 se potem izračuna kot

$$-\frac{1}{n} - z_{\alpha/2}\frac{n-2}{n\sqrt{n-1}} \le r_1 \le -\frac{1}{n} + z_{\alpha/2}\frac{n-2}{n\sqrt{n-1}}. \quad (9)$$

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 α (pri $\alpha = 0{,}05$ je $z_{\alpha/2} = 1{,}96$).

Podobno lahko testiramo tudi avtokorelacijska koeficienta 2. in 3. reda (Kendall in Stuart, 1968).

Poleg omenjenega lahko za testiranje značilnosti avtokorelacije 1. reda uporabimo tudi Durbin-Watsonov test (Durbin in Watson, 1950; 1951), ki pa ne da odločitve v vseh primerih. Svetovna meteorološka organizacija (WMO) priporoča za testiranje statistične značilnosti avtokorelacijskega koeficienta prvega reda interval zaupanja (9).

PRILAGOJENA PARAMETRIČNA TESTA GLEDE NA AVTOKORELACIJO
Ob prisotnosti avtokorelacije v časovni vrsti zgoraj predstavljena parametrična testa za odkrivanje trenda ne dajeta realnih rezultatov. Vpliv pozitivne avtokorelacije 1. reda pri naraščajočem trendu lahko zmanjšamo z uporabo efektivne velikosti vzorca. Efektivna velikost vzorca v tem primeru temelji na predpostavki, da n serialno koreliranih obravnavanj vsebuje isto informacijo kot manjše število n^* nekoreliranih. Bartlett (1935) ter Mitchell in sod. (1966) so za efektivno velikost vzorca uporabili enostaven izračun

$$n^* = n\frac{1-r_1}{1+r_1}. \quad (10)$$

Zamenjava velikosti vzorca n z n^* v formuli (4) nam da prilagojeno oceno za varianco ostankov $(s_e^2)^*$, s tem dobimo prilagojeno oceno za standardni odklon ocene naklona $s(\hat{b}_l)^*$ in posledično prilagojeno testno statistiko t_b^* iz enačbe (5), ki se sedaj porazdeljuje po Studentovi t-porazdelitvi z n^*-2 prostostnimi stopnjami.

Podobno lahko ob prisotnosti avtokorelacije 1. reda zamenjamo velikost vzorca n z n^* v testni statistiki t za testiranje Pearsonovega korelacijskega koeficienta iz enačbe (7). Tudi tako dobljena statistika t^* se porazdeljuje po Studentovi t-porazdelitvi z n^*-2 prostostnimi stopnjami.

SENOV NAKLON
Senov naklon (v literaturi tudi Theil-Senova cenilka, Kendallova robustna metoda) je neparametrična cenilka, s katero lahko ocenimo koeficient b v linearnem modelu (1) (Theil 1950, Sen 1968). Senov naklon se izračuna kot mediana naklonov

$$\hat{b}_s = Mediana\left\{\frac{y_j - y_i}{j-i} \,\middle|\, 1 \le i < j \le n\right\}. \quad (11)$$

Koeficient a lahko potem ocenimo kot

$$\hat{a}_s = Mediana\{y_i - \hat{b}_s x_i | i = 1, \dots, n\}. \quad (12)$$

SPERMANOV KOEFICIENT KORELACIJE RANGOV

Spermanov koeficient korelacije rangov se izračuna po obrazcu

$$\rho = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{n} d_i^2}{n(n^2-1)}, \quad (13)$$

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 (6) namesto merjenih vrednosti za obe spremenljivki vstavimo pripadajoče range.

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

$$t = \frac{\rho}{\sqrt{\frac{n-2}{1-\rho^2}}}, \quad (14)$$

ki se porazdeljuje po Studentovi t-porazdelitvi z $n-2$ prostostnimi stopnjami. Ker test temelji na rangih, je neodvisen od porazdelitve podatkov, podobno kot Mann-Kendallov test.

MANN-KENDALLOV TEST

Kendallov korelacijski koeficient τ_b se za ekvidistančno časovno vrsto izračuna po formuli

$$\tau_b = \frac{S}{\sqrt{(n_0 - n_1)n_0}}, \quad (15)$$

pri čemer je

$$n_0 = \frac{n(n-1)}{2}, \qquad n_1 = \sum_{i=1}^{m} \frac{t_i(t_i-1)}{2} \quad (16)$$

in

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^{n} sgn(y_j - y_k), \quad (17)$$

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

$$sgn(y_j - y_k) = \begin{cases} 1; & y_j - y_k > 0 \\ 0; & y_j - y_k = 0. \\ -1; & y_j - y_k < 0 \end{cases} \quad (18)$$

Mann-Kendallov test (Mann, 1945; Kendall, 1975) 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

$$Var(S) = \frac{1}{18}\left(n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^{m} t_i(t_i-1)(2t_i+5)\right). \quad (19)$$

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

$$z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}}; & S > 0 \\ 0; & S = 0. \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}}; & S < 0 \end{cases} \quad (20)$$

Ničelno hipotezo, da trenda ni (korelacijski koeficient je 0), zavrnemo, če je absolutna vrednost statistike z večja od $z_{\alpha/2}$.

Prisotnost serialne korelacije (avtokorelacije) poveča možnost za napako prve vrste pri testiranju značilnosti trenda in to neodvisno od velikosti vzorca (von Storch, 1995). 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. (2002b).

Da bi odpravili vpliv avtokorelacije, so Hammed in Rao (1998) ter Yue in Wang (2004) predlagali popravke za varianco Mann-Kendallove testne statistike na osnovi efektivne velikosti vzorca. Poleg tega pristopa v literaturi pogosteje zasledimo boljši pristop, to je pred-beljenje.

PRED-BELJENJE

Kulkarni in von Storch (1995) ter tudi von Storch (1995) sta predlagala postopek imenovan pred-beljenje (v angl. pre-whitening ali krajše PW). Bistvo te metode je, da se odstrani avtokorelacijo 1. reda iz časovne vrste $(y_1, y_2, \dots, y_n)$, kar da transformirano časovno vrsto dolžine $(n-1)$

$$(y_2 - r_1 y_1, y_3 - r_1 y_2, \dots, y_n - r_1 y_{n-1}). \qquad (21)$$

Nato se uporabi MK-test na transformiranih podatkih, ki so sedaj neodvisni. Če avtokorelacija 1. reda ni statistično značilna, potem se MK-test naredi na originalnih podatkih.
Različni avtorji so raziskovali vpliv trenda na oceno avtokorelacije in vpliv avtokorelacije na oceno trenda (Zhang in sod., 2001; Yue in sod., 2002b; Bayazit in Önöz, 2007; Hamed, 2008, 2009), kar je vodilo do novih postopkov pred-beljenja. V literaturi se poleg zgornjega postopka najpogosteje uporablja še TFPW metoda.

PRED-BELJENJE Z ODSTRANITVIJO TRENDA
Metoda pred-beljenje z odstranitvijo trenda (Yue in sod., 2002b), v angl. znana pod imenom trend-free pre-whitening (TFPW), vključuje štiri korake.

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

$$y'_i = y_i - \hat{b}_s x_i;\ i \in \{1,2,\dots,n\}. \qquad (22)$$

2. Ocenimo avtokorelacijo z avtokorelacijskim koeficientom 1. 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

$$y''_i = y'_i - r_1 y'_{i-1};\ i \in \{2,3,\dots,n\}. \qquad (23)$$

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

$$y'''_i = y''_i + \hat{b}_s x_i;\ i \in \{2,3,\dots,n\}. \qquad (24)$$

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

Pripomnimo še, da se v primeru, ko avtokorelacija ni statistično značilna, uporabi MK-test na originalni časovni vrsti (isto v primeru PW postopka).

3 PRIMER

Opisane metode so uporabljene na primeru povprečnih letnih temperatur zraka za meteorološke postaje Kredarica, Murska Sobota, Novo mesto in Ljubljana za obdobji 1961 – 2010 in 1986 – 2010. Podatki so dostopni na spletni strani ARSO, obdelani so bili s statističnim programskim paketom *R*, rezultati pa so predstavljeni v preglednicah (Preglednica 1 in Preglednica 2). V stolpcu avtokorelacija je ocenjen avtokorelacijski koeficient 1. reda (r_1) po enačbi (8). Nato je izračunan $95\ \%$ interval zaupanja po formuli (9), s črko z je označena značilna avtokorelacija in s črko n neznačilna. V stolpcu parametrični pristop je izračunan trend (b_1) po metodi najmanjših kvadratov (2), testiran je s testno statistiko t_b iz enačbe (5) in testno statistiko t^* opisano v prejšnjem poglavju. Statistična značilnost obeh testov je podana v stolpcih $t\ sig.$ in $t^* sig.$ V stolpcu neparametrični pristop je izračunan Senov naklon b_s po enačbi (11). Sledijo izračuni statističnih značilnosti testnih statistik za Spearmanov korelacijski koeficient ($\rho\ sig.$) iz enačbe (14), M-K test ($\tau_b sig.$) iz enačbe (20) in rezultati dobljeni s postopkoma PW ($PW\ sig.$) ter TFPW ($TFPW\ sig.$).

V celotnem obdobju 1961 – 2010 (Preglednica 1) je koeficient avtokorelacije 1. reda najnižji na Kredarici. Vsi avtokorelacijski koeficienti so statistično značilni. Na vseh opazovanih postajah opazimo pozitiven trend, ki je najmanjši na Kredarici, kjer se je temperatura vsakih 10 let v povprečju dvignila za $0{,}29\,°C$. Največji trend opazimo v Novem mestu, kjer se je temperatura vsakih 10 let v povprečju dvignila za $0{,}46\,°C$. Klasični t-test nam da močno statistično značilne rezultate ($sig. = 0{,}000$), medtem ko test, ki upošteva vpliv avtokorelacije, nekoliko zmanjša statistično značilnost ($t^*\ sig.$). Kljub avtokorelaciji so trendi na vseh opazovanih postajah statistično značilni pri stopnji značilnosti $0{,}05$. Senov naklon (b_s) je primerljiv z naklonom izračunanim po metodi najmanjših kvadratov (b_1). Tako test Spearmanovega korelacijskega koeficienta ($\rho\ sig.$) kot MK-test ($\tau_b\ sig.$) ne upoštevata vpliva avtokorelacije in dajeta zato močno statistično značilne rezultate, primerljive s parametričnim pristopom ($t\ sig.$). PW pristop upošteva vpliv avtokorelacije, s tem se zmanjša statistična značilnost. Kljub upoštevanju vpliva avtokorelacije pa so še vedno vsi rezultati statistično značilni pri stopnji značilnosti $0{,}05$, podobno kot smo že opazili pri parametričnemu popravku za avtokorelacijo ($t^*\ sig.$). TFPW pristop tudi upošteva vpliv avtokorelacije, vendar pri tako močnem trendu in velikem številu podatkov, kot je v našem primeru, razlike niso opazne.

Preglednica 1: Analiza trenda z upoštevanjem avtokorelacije 1. reda za časovno vrsto povprečnih letnih temperatur s parametričnim in neparametričnim pristopom za 50 letno obdobje 1961 - 2010 v štirih slovenskih meteoroloških postajah.

Table 1: Trend analysis with the respect to 1st order autocorrelation of mean annual temperature time series by parametric and nonparametric approach for 50-year period 1961-2010 in four Slovenian meteorological stations.

	avtokorelacija		parametrični pristop			neparametrični pristop				
	r_1	z/n	b_l	t sig.	t^* sig.	b_s	ρ sig.	τ_b sig.	PW sig .	TFPW sig.
Kredarica	0,331	z	0,029	0,000	0,002	0,032	0,000	0,000	0,003	0,000
Murska Sobota	0,576	z	0,039	0,000	0,011	0,042	0,000	0,000	0,015	0,000
Novo mesto	0,636	z	0,046	0,000	0,007	0,048	0,000	0,000	0,012	0,000
Ljubljana	0,651	z	0,044	0,000	0,013	0,046	0,000	0,000	0,024	0,000

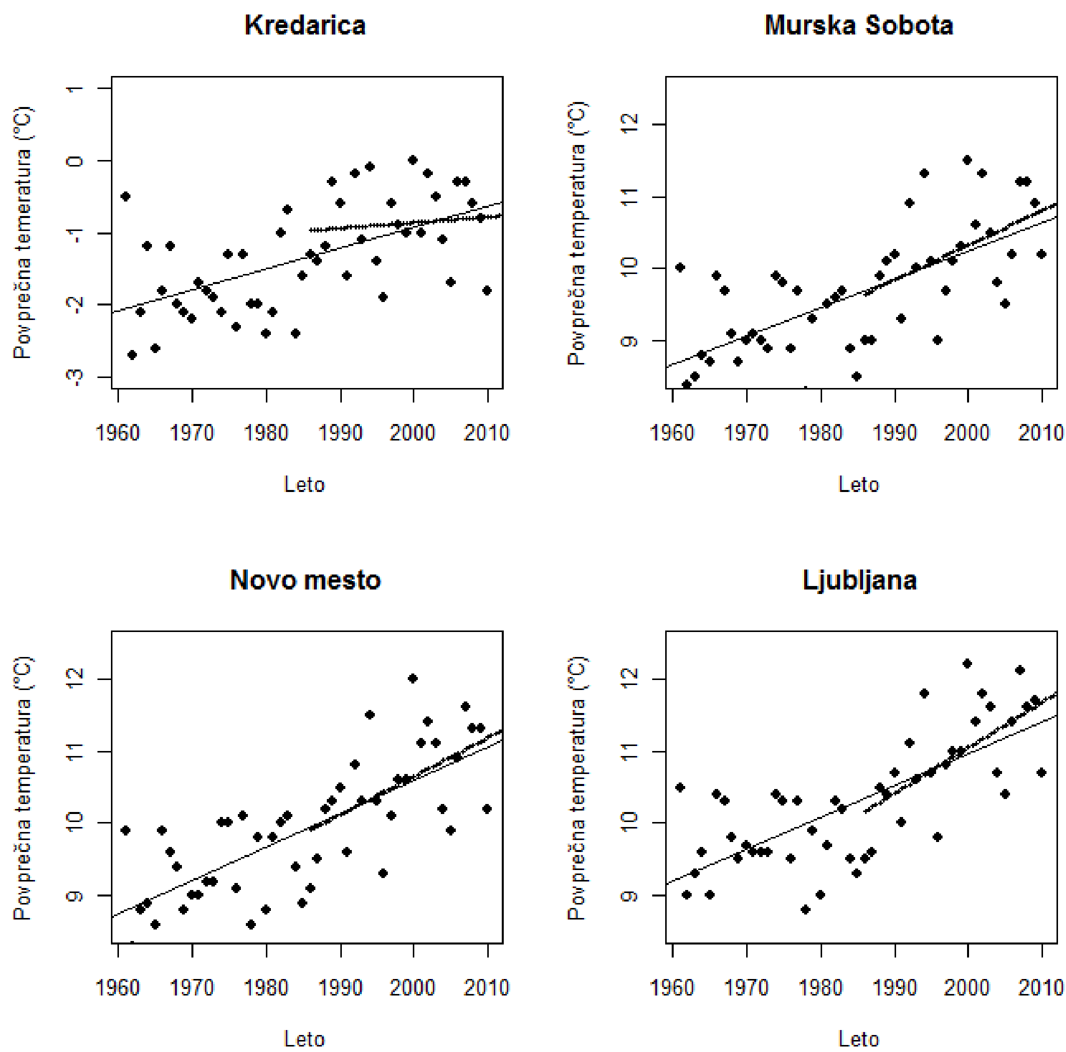
V krajšem časovnem obdobju 1986 – 2010 (Preglednica 2) opazimo, da avtokorelacijski koeficient 1. reda na Kredarici ni statistično značilen (pred-beljenje ni potrebno). Na vseh opazovanih postajah opazimo pozitiven trend, ki na Kredarici ni statistično značilen ($t\ sig = 0{,}632$), na drugih postajah pa je ($t\ sig \leq 0{,}05$). Pri parametričnem testu, ki upošteva vpliv avtokorelacije, je statistična značilnost manjša: mejno statistično značilen trend ($t^*sig \leq 0{,}1$) dobimo le v Novem mestu in Ljubljani. Tako kot pri daljšem časovnem obdobju (Preglednica 1) tudi tu vidimo, da Spearmanov korelacijski koeficient ($\rho\ sig.$) in MK-test ($\tau_b\ sig.$) dajeta primerljive rezultate. V krajšem obdobju pa je bolje vidna razlika med pred-beljenji. Po PW postopku trend ni značilen na nobeni opazovani postaji, pri postopku TFPW pa je statistična značilnost nekoliko manjša kot pri MK-testu.

Preglednica 2: Analiza trenda z upoštevanjem avtokorelacije 1. reda za časovno vrsto povprečnih letnih temperatur s parametričnim in neparametričnim pristopom za 25 letno obdobje 1986 - 2010 v štirih slovenskih meteoroloških postajah.

Table 2: Trend analysis with the respect to 1st order autocorrelation of mean annual temperature time series by parametric and nonparametric approach for 25-year period 1986-2010 in four Slovenian meteorological stations.

	avtokorelacija		parametrični pristop			neparametrični pristop				
	r_1	z/n	b_l	t sig.	t^* sig.	b_s	ρ sig.	τ_b sig.	PW sig .	TFPW sig.
Kredarica	-0,102	n	0,008	0,632	0,592	0,012	0,561	0,623	0,728	0,747
Murska Sobota	0,348	z	0,048	0,017	0,119	0,050	0,017	0,020	0,385	0,045
Novo mesto	0,381	z	0,053	0,008	0,096	0,059	0,016	0,013	0,333	0,045
Ljubljana	0,431	z	0,063	0,001	0,058	0,067	0,002	0,002	0,244	0,007

Pri primerjavi daljše in krajše časovne vrste opazimo, da je naklon linearnega trenda v zadnjih 25 letih, z izjemo Kredarice, večji kot v celotnem obdobju, kar vidimo tudi iz slike (Slika 1). To je posledica globalnega segrevanja ozračja. Kljub temu pa je statistična značilnost trenda v zadnjih 25 letih manjša, kar je posledica krajšega časovnega obdobja.



Slika 1: Linerni trendi za štiri meteorološke postaje v obdobjih 1961 - 2010 in 1986 – 2010.
Fig. 1: Linear trends of four meteorological stations in periods 1961 - 2010 and 1986 – 2010

4 ZAKLJUČEK

Pri analizi trenda hidrometeoroloških časovnih vrst je najpogosteje uporabljen MK-test. Vpliv avtokorelacije na MK-test je še vedno aktualna tematika. Vrsta popravkov in postopkov pred-beljenja, ki naj bi odpravila vpliv avtokorelacije, daje zelo različne rezultate. Hamed (2009) je s pomočjo simulacij podrobno raziskal, v katerih primerih daje pred-beljenje PW dobre rezultate. Glede na to, da človek vse bolj posega v naravno okolje, in so ekstremni vremenski pojavi vse pogostejši, je razvoj opisanih metod, odkrivanje novih in njihova uporaba izrednega pomena.

5 LITERATURA

Anderson, R.L. 1942. Distribution of the Serial Correlation Coefficients. Annals of Meth. Statistics, 13, 1: 1–13.

Bartlett, M. S. 1935. Some aspects of the time-correlation problem in regard to tests of significance. J. R. Stat. Soc., *98*, 536–543.

Bayazit, M. in Önöz, B. 2007. To prewhiten or not to prewhiten in trend analysis? Hydrol. Sci. J. 52, 4: 611-624.

Cox, D.R. in Stuart, A. 1955. Some quick sign tests for trend in location and dispersion. Biometrika, 42, 80-95.

Durbin, J. in Watson, G. S. 1950. Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, I. Biometrika 37, 409–428.

Durbin, J. in Watson, G. S. (1951). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, II. Biometrika 38, 159–179.

Esterby, S.R. 1996. Review of methods for the detection and estimation of trends with emphasis on water quality applications. Hydrol. Process. 10, 127-149.

Hamed, K.H. in Rao A.R. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. J. Hydrol., 204, 182-196.

Hamed, K.H. 2008. Trend detection in hydrological data: the Mann-Kendall trend test under the scaling hypothesis. J. Hydrol., 204, 182-196.

Hamed, K.H. 2009. Enhancing the effectiveness of prewhitening in trend analysis of hydrologic data. J. Hydrol., 368, 143-155.

Hirsch, R.M., Slack, J.R., Smith, R.A. 1982. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. Water Resour. Res., 18, 1: 107-121.

Hirsch, R.M. in Slack, J.R. 1984. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence. Water Resour. Res., 20, 6: 727-732.

Hirsch, R. M., Helsel, D. R., Cohn, T. A. and Gilroy, E. J.1993. Chap. 17: Statistical Analysis of Hydrologic Data, in D. R. Maidment (ed.), Handbook of Hydrology, McGraw-Hill, New York.

Kendall, M. G. in Stuart, A. 1968. The Advanced Theory of Statistics, Vol. 3: Design and Analysis, and Time-Series.

Kendall, M.G.1975. Rank Correlation Methods, Griffin, London.

Khaliq, M.N., Ouarda, T.B.M.J., Gachon, P., Sushama, L., St-Hilaire, A. 2009. Identification of hydrological trends in the presence of serial and cross correlations: A review of selected methods and their application to annual flow regimes of Canadian rivers. J. Hydrol. 368, 117-130.

Kulkarni, A. in von Storch, H. 1995. Monte Carlo experiments on the effect of serial correlation on the Mann–Kendall test of trend. Meteorologische Zeitschrift 4, 2: 82–85.

Kundzewicz, Z.W. in Robson, A. J. 2004. Change detection in hydrological records - a review of the methodology. Hydrol.Sci.J. 49,1: 7-19.

Mitchell, J.M.,Jr., Dzerdzeevskii, B., Flohn, H., Hofmeyr, W.L., Lamb H. H., Rao K. N. in Walle´n, C. C. 1966. Climatic Change. Techn. Note 79, World Meteorol. Org., Geneva.

Lettenmaier, D. P. 1976. Detection of trends in water quality data from records with dependent observations. Water Resour. Res. 12, 5: 1037-1046.

Mann, H.B.1945. Nonparametric tests against trend. Econometrica 13, 245-259.

Sen, P.K.1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall`s tau. J. American Statist. Assoc. 63, 1379-1389.

Theil, H. 1950. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, I,II, III. Nederl. Akad. Wetensch. Proc. 53, 386-392, 512-525, 1397-1412.

Von Storch, V.H. 1995. Misuses of statistical analysis in climate research, in H.V. Storch in A. Navarra (eds), Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques. Springer-Verlag Berlin, 11-26.

Wilks, D.S. 1995. Statistical Methods in the Atmospheric Sciences. Academic Press, 467 pp.

Yue, S. in Wang, C.Y. 2002. Applicability of prewhitening to eliminate the influence of serial correlation on the Mann-Kendall test. Water Resour. Res. 38(6), WR000861.

Yue, S., Pilon, P. in Cavadias, G. 2002a. Power of the Mann-Kendall and Spearman`s rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. J. Hydrol. 259, (1-4): 254-271.

Yue, S., Pilon, P., Phinney, B. in Cavadias, G. 2002b. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. Hydrol. Process. 16, 1807-1829.

Yue, S. in Wang, C.Y. 2004. The Mann-Kendall test modified by effective sample size to detect trend in serially correlated hydrological series, Water Resour. Manage. 18, 3: 201-218.

Zhang, X., Harvey, K.D., Hogg, W.D., Yuzyk, T.R. 2001. Trends in Canadian streamflow. Water Resour. Res. 37, 4: 987-998.