

## СТРУКТУРНИ ИЗМЕНЕНИЯ ВЪВ ВРЕМЕВИТЕ РЕДОВЕ НА ГЛОБАЛНИТЕ И ПОЛУСФЕРНИТЕ ТЕМПЕРАТУРИ

**Ролф Вернер, Димитър Вълев, Димитър Данов, Венета Гинева**

*Институт за космически изследвания и технологии – Българска академия на науките  
e-mail: rolwer52@yahoo.co.uk*

**Ключови думи:** климатични промени, глобални температури, структурни изменения

**Резюме:** *Времевите редове на глобалната температура показват нарастване и намаляване на температурата в продължение на десетилетия. Редовете са изследвани за наличието на структурни изменения, за да бъде намерен отговор на въпроса дали след 1998 г. температурата намалява значително. Използван е методът на линейната регресия с поставени допълнителни условия за дадени интервали и са определени точките на структурни промени. В зависимост от използвания времеви ред те са разположени около 1910 г., 1940 г. 1970г. Намерена е точка на бърза структурна промяна за 1996/1997г. за северната полусфера.*

## STRUCTURAL CHANGES IN GLOBAL AND HEMISPHERE TEMPERATURE TIME SERIES

**Rolf Werner, Dimitar Valev, Dimitar Danov, Veneta Guineva**

*Space Research and Technology Institute — Bulgarian Academy of Sciences  
e-mail: rolwer52@yahoo.co.uk*

**Key words:** *climate change, global temperatures, structural changes*

**Abstract:** *The time series of global temperatures show decreasing or increasing of temperature during a time span of decades. The series were studied for structural breaks, to found the answer of the question, if the decrease of the global temperature after 1998 if any, is statistically significant. The method of piecewise regression was applied and the structural break points were determined. Depending on the used time series structural break points were localized near 1910, 1940, 1970. A point of rapid structural change was found in 1996/1997 for the northern hemisphere.*

### **Въведение**

В научните публикации и в медиите широко се дискутират климатичните промени. Особено внимание се отделя на проблема за нарастването на глобалната температура и в частност дали след 1998 г. е спрял процесът на затоплянето в глобален мащаб. Една от възможностите да се допринесе за изясняването на този проблем е изследването на дългогодишните линейни трендове във времевите редове на глобалната температура.

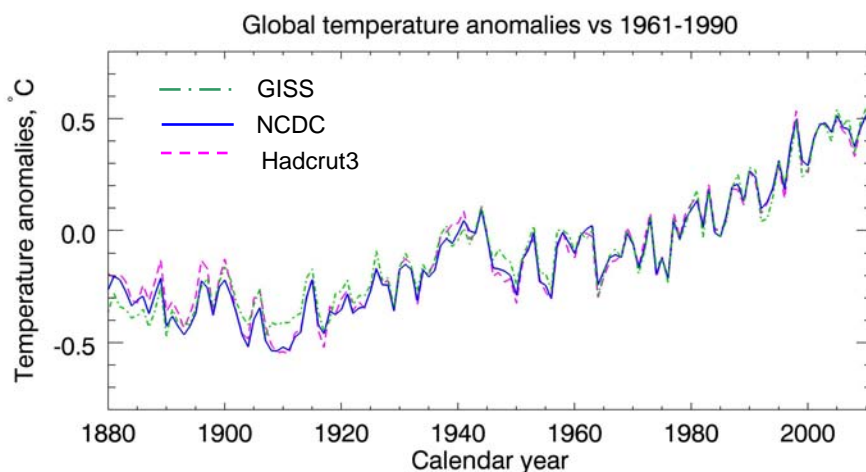
В метеорологията под дългогодишни промени се разбират такива, които се характеризират с промени с времева скала 30 години. В доклада на IPCC използват различни времеви интервали за изследване на дългогодишни линейни трендове: 25, 50, 100 години и даже повече [1]. В докладите и цитираните публикации се подчертава, че трендовете не са строго линейни и че след периоди с преобладаващо нарастване на температурите следват периоди на очевидно захлаждане. Съществуват статистически средства, които позволяват да се изследват времеви редове за наличие на структурни промени, т.е. да се намират точки, след които ходът на температурния тренд се променя плавно или скокообразно. Използва се линейна регресия (ЛР) по интервали без или с различни условия. При ЛР без условия може да се промени наклона и константата (slope steps). Чрез поставянето на условия може да бъде позволено да се промени само константа (flat steps) или трендовете да са свързани (knots) в

точките на промените (piecewise linear) [2]. Линейните регресионни коефициенти лесно могат да бъдат определени чрез метода на най-малките квадрати. По-сложно е намирането на моментите на структурните промени.

Статията е разделена на пет глави. След описание на използваните данни, във втора глава са дадени използваният структурен модел. В трета глава са описани методите за определяне на моментите на структурни промени и провеждането на статистическите тестове, а в четвърта са обсъдени получените резултати. Петата глава съдържа заключенията.

## 1. Използвани данни

В настоящата работа са използвани времеви редове за годишните глобални температурни аномалии от три световни центъра - Goddard Institute of Space Studies<sup>1</sup>, САЩ [3], Met Office Hadley Center and Climatic Research Unit<sup>2</sup>, Англия [4], и National Climatic Data Centre<sup>3</sup>, САЩ [5]. По-нататък в текста трите реда от данни се съкращават съответно като GISS, Hadcrut3 и NCDC. Аномалиите на температурите са изчислени спрямо различни климатични епохи: Hadcrut3 за епохата 1961 г. - 1990 г., GISS за 1951 г. - 1980 г. и аномалиите на данните от NCDC се отнасят за столетието 1901 г. - 2000 г. За по-добро сравнение всички аномалии бяха преизчислени спрямо температурни средни за периода от 1961 г. до 1990 г. Въпреки че данните от Met Office се отнасят за периода 1961 г. - 1990 г., средната стойност на аномалиите през



Фиг. 1. Глобални температурни аномалии по Hadcrut3, GISS и NCDC, спрямо епохата 1961 г. - 1990 г., през която средните аномалии са нула.

NCDC започват през 1880 г. За да бъдат съпоставени данните от трите серии, се използват данните за периода от 1880 г. до 2011 г. и за трите реда. Изборът на началната дата 1880 г. има и предимството, че по това време мрежата от станции вече обхваща значителна част от земното кълбо<sup>5</sup>. На фиг.1 са представени средните годишни температурни аномалии за данните от Hadcrut3, GISS и NCDC. С изключение на периода от около 1880 г. до 1890, около 1910 г. и около 1940 г. те са много близки една до друга. Отначало температурата намалява до около 1910 г. След това се наблюдава тридесетгодишен период на глобално затопляне до около 1940 г. До 1975 г. температурата остава почти на едно и също ниво или намалява, а от 1975 г. глобалната температура нараства значително, поне до около 2000 г. След това не се наблюдава значително нарастване на глобалната температура.

## 2. Структурен модел

Енергийният баланс на земната атмосферна система се намира в квазистационарно равновесие и процесите, които биха довели до постигане на ново равновесие, са сравнително

<sup>1</sup> [http://data.giss.nasa.gov/gistemp/tabledata\\_v3/ZonAnn.Ts+dSST.txt](http://data.giss.nasa.gov/gistemp/tabledata_v3/ZonAnn.Ts+dSST.txt)

<sup>2</sup> <http://www.metoffice.gov.uk/hadobs/hadcrut3/diagnostics/global/nh+sh/annual>

<sup>3</sup> [ftp://ftp.ncdc.noaa.gov/pub/data/anomalies/annual.land\\_ocean.90S.90N.df\\_1901-2000mean.dat](ftp://ftp.ncdc.noaa.gov/pub/data/anomalies/annual.land_ocean.90S.90N.df_1901-2000mean.dat)

<sup>4</sup> <http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/temperature/>

<sup>5</sup> [http://data.giss.nasa.gov/gistemp/station\\_data/](http://data.giss.nasa.gov/gistemp/station_data/)

бавни. Затова се приема, че в дългосрочния тренд на глобалната температура не може да има бързи изменения във вид на флуктуации с времева скала от година и се приема температурния ход да е непрекъснат. Често температурните вариации се интерпретират като отклонение от линейния тренд, образувано върху целия разгледан времеви интервал. Но както бе отбелязано в предишната глава, температурата се изменя бавно и показва среден растеж или намаляване в интервали от десетилетия. Както се вижда с просто око, очаква се точките на структурни промени да са разположени около 1910та, 1940 и 1975 година, но не е ясно дали около 2000 г. времеви ред има точка на структурна промяна (ТСП) .

Уравнението на линейната регресия по интервали с условия за непрекъснатост на границите на сегментите с  $k$  ТСП  $t_i^*$  (сравни например [6]) е:

$$(1) \quad y = \alpha + \beta_1 t + \sum_{i=1}^k \delta_i d_i (t - t_i^*),$$

където

$$d_i = 1 \text{ за } t \geq t_i^*, \text{ иначе е } 0.$$

Наклонът в първия сегмент е  $\beta_1$  и в  $m$ -тия е  $\beta_1 + \sum_{i=1}^{m-1} \delta_i$ . Уравнение (1) се състои от константата  $\alpha$ , на началния наклон  $\beta_1$ ,  $k$  изменения на наклона  $\delta_i$ ,  $k$  моменти  $t_i^*$ . Т.е. уравнението съдържа общо  $2(k+1)$  константи и  $k$  ограничения за измененията на наклона, където  $k$  е броя на ТСП. Константите на модела (1) лесно могат да се определят с метода на най-малките квадрати. По-сложно е тестване на модела, т.е. да се намери отговора на въпроса дали модела е адекватен и съответно, дали коефициентите  $\delta_i$  са статистически значими. Както се вижда от (1) точките  $t_i^*$  не представляват регресионни коефициенти, т.е. при определянето на регресионните коефициенти те трябва да се приемат като известни.

### 3. Методи за определяне на моментите на структурни промени

#### 3.1. Намиране на единичните моменти на структурни промени

Първоначално се предполага, че има само една (известна) ТСП разположена в  $t_j$ . Реда се разделя на два сегмента. Първия сегмент обхваща интервала  $t_1$  до  $t_j$  а втория се състои от последователност  $t_{j+1}$  до  $t_n$ . Адекватността на модела (1) може да се проверява с така наречения тест на Chow [7]. За целта се изчислява сумата от квадратичните отклонения  $SS_{рестр.}$  на рестриктивен модел и на пълен модел  $S_{нерестр.}$  (без рестрикции). След това се изчислява разликата  $SS_{рестр.} - SS_{нерестр.}$  и се сравнява с  $SS_{нерестр.}$ . Хипотезата,  $H_0: \delta=0$  се тества с

$$(2) \quad F = \frac{(SS_{рестр.} - SS_{нерестр.}) / J}{SS_{нерестр.} / [N - K]} = F(J, N - K)$$

където  $F$  е разпределението на Fisher с  $J$  степени на свобода на числителя, съответстващи на броя на рестрикциите на модела, т.е на разликата между броя на регресионните коефициенти на пълния модел  $K$  и на рестриктивния модел, а степента на делителя е  $N-K$ . (В случай на *flat step* модел  $y=\mu_1 + \gamma d$  е  $J = 1$  и  $K=2$ , за *slope stepped* модел  $y=\mu_1 + \gamma d + \beta_1 t + \delta d t$  е  $J = 2$  и  $K=4$ , а за *piecewise linear regression*  $y=\mu + \beta_1 t + \delta d(t-t^*)$ , е  $J=1$  и  $K=3$ ., където  $d$  за  $i=1$  е променливата дефинирана в уравнение (1)).

Приема се, че ТСП е разположена последователно във всяка точка от времеви ред от  $t_3$  до  $t_{n-2}$  и се изчислява  $F(t_i)$  по уравнение (2). Избира се модела с положението  $t_i$  на ТСП за който  $F$  приема най-голямата си стойност:

$$(3) \quad Q = \sup\{F(t_i)\}.$$

Статистиката  $Q$  не се подчинява на  $F$ -разпределението, защото се избира една стойност от множеството  $F(t_i)$ , а именно тази, за която  $F$  приема най-голямата си стойност. Разпределението на  $Q$  е изчислено от Quandt и Andrews, но не може да се прилага, когато точката на структурна промяна е в близост (15% от дължината на реда) до началото или до края на реда [8,9], както е в нашия случай за последната точка около 2000 г.

Описаният тук метод често се нарича двуфазова регресия или сегментация. След като е намерено положението на ТСП и моделът се приема за адекватен, отделните сегменти отново могат да се разделят и процедурата се повтаря за новите двойки съседни сегменти. Сегментацията продължава, докато се приеме нулевата хипотеза.

### 3.2. Определяне на множеството моменти на структурни промени

При този метод се определя определен брой ТСП едновременно чрез систематично търсене на ТСП в реда. Например, ако се приеме, че редът има две ТСП, отначало се приема, че първата ТСП се намира в точка  $t_1$ . За втората точка се приемат места последователно от  $t_3$  до  $t_{n-1}$ . След това търсенето на втората точка се повтаря, като за положението на първата точка се приема  $t_3$ . За всяка комбинация  $\{t_m, t_n\}$  се изчислява  $SS_{нерест}$ . За ТСП се приемат тези, за които  $SS_{нерест}$  приема най-малката си стойност. Описаното търсене може да се приложи и за повече от две ТСП. Но броят на изчисленията нараства експоненциално с броя на ТСП, поради което са развити и нелинейни методи за определяне на ТСП. Обикновено за структурен модел се приема прост модел с една ТСП и броят им се увеличава стъпка по стъпка с единица. Изборът на адекватен модел по брой на ТСП може да се извърши чрез прилагане на информационния критерий на Schwarz- Bayes (BIC) във вида [10,11]:

$$(4) \quad S_q = n_{ef} \log\left(\frac{1}{N} SS_{ост}\right) + q \log n_{ef},$$

където

$$SS_{ост} = \sum_{i=1}^N [y_{набл}(t_i) - y(t_i)]^2$$

представлява сумата от квадратичните отклонения на остатъците, равна на  $SS_{нерест}$ . и чрез

$$n_{ef} = N \frac{1 - \rho_1}{1 + \rho_1}$$

се взема под внимание автокорелацията на остатъците [7]. При това се предполага, че остатъците  $\varepsilon$  представляват (приблизително) авторегресионен процес от първи порядък AR(1),

$$(5) \quad \varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + u_t,$$

където  $u_t$  са нормално разпределени и  $\rho_1$  представлява авторегресионен коефициент при закъснение със стъпка=1. В уравнение (4)  $q$  е броят на свободните параметри, т.е. броят на регресионните параметри, включително константата  $\beta_1$ . Стойността на  $q$  се увеличава с единица с увеличаването на порядъка на авторегресионния процес [2]. Докато  $SS_{ост}$  намалява със сумата на квадратичните отклонения, то нараства с броя на свободните параметри. Избирането на модел с по-голям брой сегменти (или брой ТСП) води до повече свободни параметри, които се "наказва" чрез втория член в (4). Избира се модел с най-малък  $SS_{ост}$ . След избирането на модел значимостта на коефициентите  $\delta_i$  на ниво  $p$  може да бъде тествана с помощта на  $t$ -тест:

$$(6) \quad t = \frac{\delta_i}{\sigma_{ief}} \geq t_{крит}(p, n_{ef}) \quad \text{с} \quad \sigma_{ief} = \sigma_i \sqrt{\frac{n}{n_{ef}}}.$$

### 3.3. Допълнителни условия

За определянето и търсенето на ТСП могат да бъдат поставени различни допълнителни условия. Сегментацията и търсенето могат да бъдат извършени в определени интервали. В работа [12] множество от три ТСП за годишните редове на глобалните температурни аномалии беше определено, като ТСП бяха търсени в интервали с  $\pm 10$  години около предполагаемите ТСП 1910 г., 1940., и 1970 г., а при четири ТСП беше добавена предполагаема ТСП около 2000 г. Получените резултати много добре съответстват на резултатите на други автори, получени с други методи [10].

Друго допълнително условие при едновременно търсене на ТСП е разстоянието на следващата ТСП да е по-голямо от определен интервал от време. Такова условие може да ускори търсенето значително. Възможно е да се постави и условие за границите на измененията на трендовете. Т.е. приема се, че има ТСП само ако нарастването или намаляването надхвърля определена стойност.

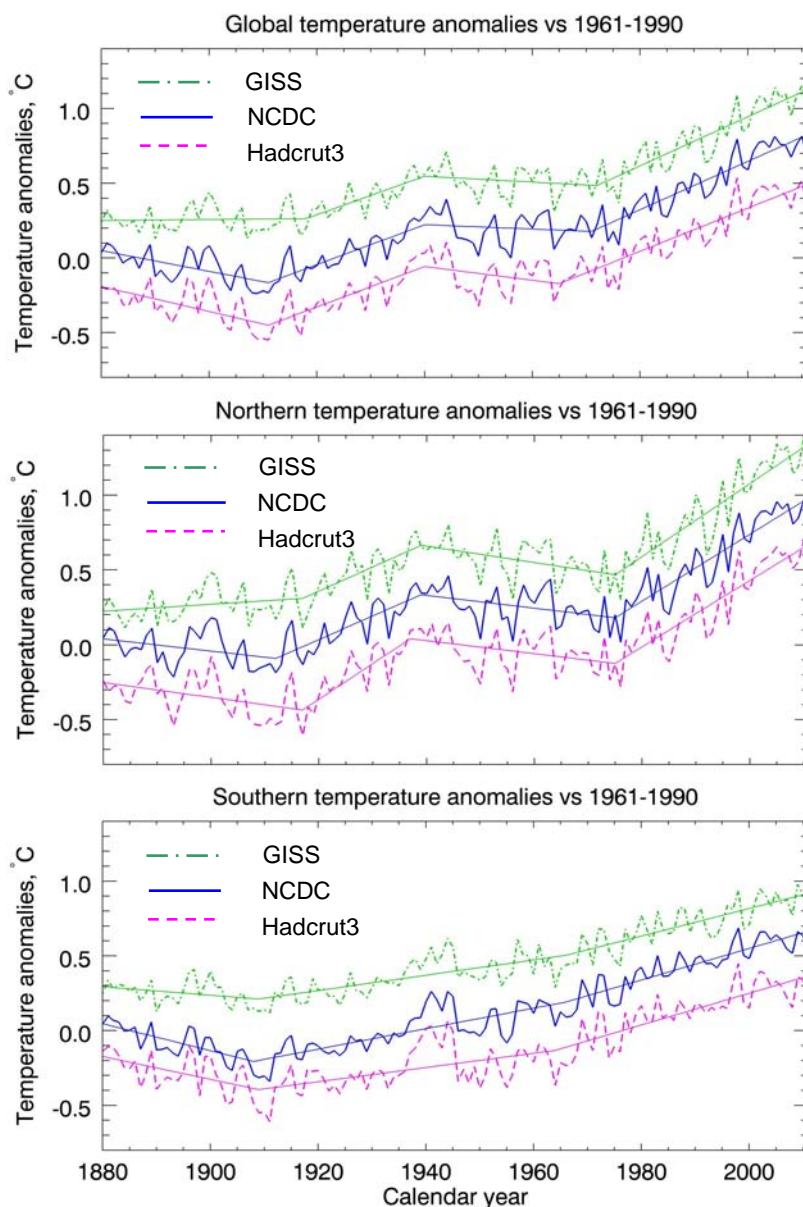
Различните условия могат да бъдат и комбинирани и да се прилагат за различните споменати регресионни модели (slope steps, flat steps, piecewise regression). Затова публикациите, в които се изследват трендовете, са многобройни.

### 3.4. Метод, използван в работата

За определяне на моментите на ТСП се използва метод с едновременно търсене до 4 ТСП без допълнителни условия. С това се различават извършените в представената работа изследвания от тези в литературата. В намерените сегменти, ограничени от ТСП отново се прилага същия метод. Изборът на модел се извърши чрез прилагането на BIC, а за установяване значимостта на измененията на трендовете се прилага  $t$ -теста.

### 4. Резултати

За глобалните температурни аномалии на трите изследвани времеви редове са



намерени три ТСП със статистически значими изменения на коефициентите на нарастване. Остатъците на всички структурни модели бяха проверени с помощта на автокорелационните и парциално автокорелационните свойства, като остатъците бяха апроксимирани чрез AR(1) модел. Разпределението на остатъците  $u_i$  бе тествано (виж [12] за глобалните редове).

Детайлното разположение на ТСП е представено в Таблица 1.

Няма съществени разлики в положението на ТСП в редовете на трите световни центрове.

Получените в предстоящата работа резултати са много подобни на тези съобщени от други автори [н.п. 2,10,13]. Съществено се различават получените трендове за северната и южната полусфера на Земята. В северната полусфера през периода от около 1915 – 1940 и след 1975 температурата

Фиг. 2. Получени значими трендове за температурните аномалии на редовете на Hadcrut3, GISS и на NCDC.

нараства

много бързо, прекъснато от междинен период на охлаждане от 1940 до 1975. В южната полусфера, след периода на охлаждане, около 1910 г. започва период с постоянно увеличаване на температурата, като тренда е леко увеличен след 1965 г. Всички изследвани тук температурни редове за южната полусфера имат само три сегмента с значими различни трендове. Но общото нарастване на температурата на южната полусфера е около 0.8°C, считано от 1910 г. до 2011 г. и е с около 0.2°C по-малко,

Таблица 1: Разположението на ТСП.

Регион	Ред	1. ТСП	2. ТСП	3. ТСП
Глобално	Hadcrut3	1911	1940	1965
	GISS	1918	1940	1972
	NCDC	1911	1940	1971
Северна полусфера	Hadcrut3	1917	1937	1975
	GISS	1917	1939	1975
	южно	1912	1939	1975
Южна полусфера	Hadcrut3	1909	1964	
	GISS	1909	1966	
	NCDC	1908	1966	

отколкото на северната полусфера, за периода от около 1915 г. до 2011 г. Това е следствие на разпределението на океаните и сушата. Както е известно, в южната полусфера океанът обхваща много по-голяма площ, отколкото в северната. Затова в южната полусфера значима част на топлинната енергия се превръща в латентна топлина чрез образуване на водни пари на океанската повърхност

Бе установено, че увеличаването на броя на ТСП води до поява на точки на бързи промени, т.е. две последователни ТСП на разстояние само една или две години (не са показани тук). За температурата на северната полусфера е установена точка на бързи промени през 1996/1997 г.

ТСП е намерена и за 2005 г. при условие за непрекъснатост, но трендът е незначим. При продължаване на ненарастването или бавно нарастване на температурите след време може да се образува ТСП с условие на непрекъснатост и значимост на съответния тренд след 2000 г.

## 5. Заключение

Приложен е метод за откриване на структурни промени в редовете на температурните аномалии. Методът се състои в намирането едновременно до 4 ТСП с условие за непрекъснатост, но за разлика от методите на други автори, приложеният от нас метод работи без други допълнителни условия. Получените ТСП добре се съгласуват с намерените ТСП от други автори. Посредством предложения от нас метод могат да се получат както ТСП, характеризиращи дълги трендове, така и ТСП на бързи промени.

## Литература:

1. IPCC Fourth Assessment Report (4AR), Climate Change 2007, The Physical Science Basis, Chapter 3, Observations: Surface and Atmospheric Climate Change, p. 243, 2007.
2. Seidel, D. J., and J. R. Lanzante, An assessment of three alternatives to linear trends for characterizing global atmospheric temperature changes, Jour. Geophys. Res., Vol. 109, D14108, 2004.
3. Hansen, J., R. Ruedy, M. Sato, and K. Lo, Global surface temperature change, Rev. Geophys., 48, RG4004, 2010.
4. Brohan, P., J. J. Kennedy, I. Harris, S. F. B. Tett and P. D. Jones, Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: a new dataset from 1850, J. Geophys. Res, 111, D12106, 2005.
5. Smith, T. M., R. W. Reynolds, T. C. Peterson, and J. Lawrimore, Improvements to NOAA's Historical Merged Land Ocean Surface Temperature Analysis (1880 2006), Journal of Climate, Vol. 21, Issue 10, p. 2283-2296, 2008.
6. Green, W.H., Econometric analysis, second edition, Prentice-Hall Inc., 1993.
7. Lund, R., and J. Reeves, Detection of undocumented changepoints: A revision of two-phase regression model, Americ. Meteorol. Soc., pp. 2547-2554, 2002.
8. Quandt, R., Tests of the hypothesis that a linear regression obeys two separate regimes, Journal of the American Statistical Association, 55, pp. 324 – 330, 1960.
9. Andrews, D. W. K., Tests for parameter instability and structural change with unknown change point, Econometrica 61(4), pp. 821–56, 1993.
10. Karl, T. R., R. W. Knight, and B. Baker, The record breaking global temperatures of 1997 and 1998: Evidence for an increase in the rate of global warming? Geophys. Res. Lett., Vol. 27, No. 5, pp. 719 – 722, 2000.
11. Liu, R. Q., and Ch. Jacobi, Piecewise linear trend detection in mesosphere/lower thermosphere wind time series, Wiss. Mitteil. f. Meteorol. Univ. Leipzig, Bd. 47, pp. 37-40, 2010.
12. Вернер, П., Д. Вълев, Д. Данов и В. Гинева, Структурни изменения във времевите редове на глобалните температури, Сборник на Юбилейната научна конференция по повод на 10 години от създаването на националния военен университет "Васил Левски" том2, Научно направление „Природоматематически науки“, Велико Търново, стр. 23-32, 2012г.
13. Томе, А. Р., and P. M. A. Miranda, Piecewise linear fitting and trend changing points of climate parameters, Geophys. Res. Lett., Vol. 31, L02207, 2004.