

swsabzi@basu.ac.ir :

(دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۴/۳ ؛ دریافت نسخه نهایی: ۱۳۸۹/۱۰/۲)

۱۱ (DTR)

۱۹۵۶ ۲۰۰۵

۵۰

DTR

Run-test

۱۸

۹۵

۸۲

DTR

۹۵/۵

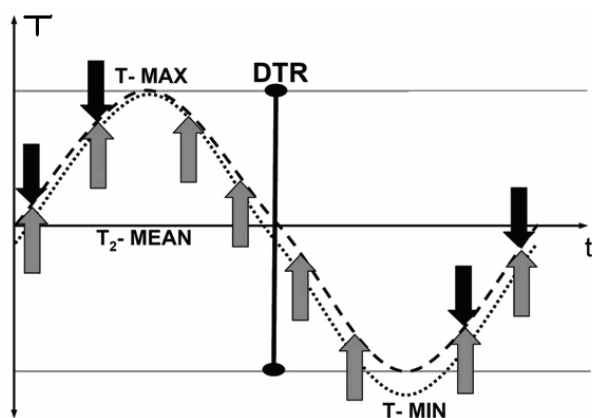
DTR

۰/۲۴۵

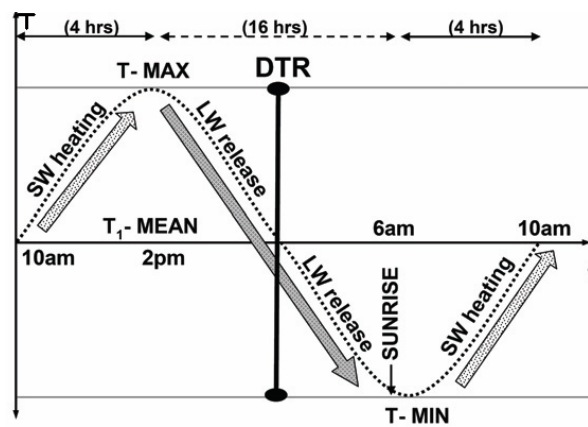
DTR

مهمی در آن دارد. به عنوان مثال امروزه رشد صنعتی، از بین رفتن جنگل‌ها، افزایش میزان دی اکسید کربن، متان، CFCs، آئروسول و ذرات ریز موجود در اتمسفر موجب تغییر اقلیم در زمین شده است [۷]. اختلاف دمای شبانه‌روزی (Diurnal Temperature Range; DTR) یکی از پارامترهای مؤثر در تغییر روند اقلیم می‌باشد. این پارامتر از اختلاف دمای بیشینه روز و کمینه شب به دست می‌آید. DTR یک پارامتر مناسب برای به دست آوردن اثر متقابل تابش خورشیدی طول

اقلیم یک فاکتور بسیار مهم و محدود کننده در تولیدات کشاورزی می‌باشد. در سال‌های اخیر تغییراتی در اقلیم سراسر جهان رخ داده که باعث تغییر بسیاری از موقعیت‌ها در جهان می‌شود [۵]. تغییر اقلیم قابل پیش‌بینی نیست. تغییرات اقلیم و افزایش دما باعث تغییر در چرخه هیدرولوژیکی می‌شود [۶]. دانشمندان به وسیله مدل‌های مختلف تغییر اقلیم توانسته‌اند ثابت کنند که اقلیم زمین ثابت نیست و انسان نقش بسیار



شکل ۲. کاهش اختلاف دمای شبانه روزی [۸].



شکل ۱. ارتباط DTR با شار تابش خورشیدی (SW: شار تابش طول موج کوتاه، LW: شار تابش طول موج بلند) [۸].

قهرمان [۵] در بررسی روند دمای متوسط سالانه ایران، آمار بلند مدت ۳۴ ایستگاه سینوپتیک با اقلیم‌های متفاوت را توسط دو آزمون من-کندال و والد ولفوایتز بررسی کرده و نشان داد که این دو آزمون هماهنگی کمی با هم دارند. توسط آزمون من-کندال ۵۰ درصد ایستگاه‌ها دارای روند مثبت و ۴۱ درصد دارای روند منفی بودند. درحالی‌که در آزمون والد ولفوایتز این ارقام به ترتیب ۶۵ و ۳۲ درصد بودند. او در این مطالعه نشان داد که رفتار روند برای هر اقلیمی متفاوت است. همچنین در این مطالعه پیش‌بینی شد که در آینده در بیشتر مناطق کشور و همچنین مناطقی که روندی نشان ندادند، دما افزایش خواهد یافت.

رحیم‌زاده و عسگری [۱۳] روند دمای حداکثر و حداقل و اختلاف دمای شبانه‌روزی را برای ایران بررسی کرده و نتیجه گرفتند روند مثبت دمای حداقل مخصوصاً در ایستگاه‌های سینوپتیک مستقر در شهرهای بزرگ دارای رشد زیادی است. ایشان همچنین در بررسی روند سری‌های دمایی یک جهش ناگهانی سالانه در سال ۱۹۷۰ مشاهده کردند که با جهش‌های ناگهانی بسیاری از نقاط جهان سازگار است و برای DTR در شهرهای بزرگ مثل اصفهان، شیراز و تهران روند کاهشی معنی‌داری نتیجه گرفتند.

مسعودیان [۴] روند دمای شبانه، روزانه و شبانه‌روزی در ایران را طی نیم سده گذشته مورد بررسی قرار داد. تحلیل انجام شده در این تحقیق نشان داد که در نیم سده گذشته دمای شبانه، دمای روزانه و دامنه شبانه‌روزی دما (DTR) ایران به ترتیب با

موج بلند و طول موج کوتاه است، زیرا حداقل دمای شبانه‌روزی رابطه نزدیکی با شار تابش طول موج بلند و حداکثر دما رابطه نزدیکی با شار تابش طول موج کوتاه دارد (شکل ۱) [۸]. تغییرات DTR تحت تأثیر ابرناکی، تغییرات رطوبت، باد، آلودگی سطح و بازخورد تبخیر آب قرار می‌گیرد. مطالعه سال‌های اخیر نشان داده است که اختلاف دمای شبانه‌روزی در مقیاس جهانی طی نیمه دوم قرن بیستم کاهش یافته است [۸]. کاهش شار تابش خورشیدی و اثر سرمای نسبی به عنوان عامل متقابل افزایش دما می‌باشد که به وسیله اثر گازهای گلخانه‌ای ایجاد می‌شود و باعث می‌شود که دمای حداکثر روزانه ثابت بوده و دمای شبانه حداقل افزایش یابد، که این باعث کاهش مقدار DTR خواهد شد (شکل ۲) [۸].

استفاده از آزمون‌های آماری برای سنجش نوسانات دمای قرن اخیر با ۹۹ درصد اطمینان، مورد بهره‌برداری قرار گرفته است [۹]. روند متوسط دمای جهانی بین سال‌های ۱۹۷۵-۱۹۹۷ و تغییرات منطقه‌ای در این روند به خوبی می‌تواند توسط افزایش گازهای گلخانه‌ای توجیه شود [۱۰]. در طی ۵۰ سال اخیر، گرمای سطحی مشاهده شده در زمین به دلیل افزایش دمای حداقل است [۱۱]. از این رو کاهش در متوسط اختلاف دمای شبانه‌روزی در زمین وجود دارد [۱۲]. امروزه مطالعات بسیار وسیعی در زمینه تعیین روند تغییرات پارامترهای چرخه هیدرولوژیکی در سطح جهان و ایران انجام شده است که به تعدادی از آنها اشاره می‌شود.

مشاهده شده در DTR، در قرن اخیر، بسیار بزرگ و غیر قابل محتمل است و فقط به دلیل تغییرات طبیعی ایجاد می‌شود.

استافورد و همکاران [۲۰] روند خطی متوسط، حداقل و حداکثر دما، اختلاف دمای شبانه‌روزی و بارش کل را در ۲۵ ایستگاه آلاسکا به وسیله آزمون حداقل مربعات مورد مطالعه قرار دادند. در این مطالعه متوسط دمای فصلی و سالانه در سراسر ایستگاه‌ها در سطح ۹۵ درصد افزایش و DTR کاهش معنی‌داری نشان داد. بیشترین کاهش DTR، در مناطق جنوب و جنوب شرقی آلاسکا و به اندازه ۰/۳ درجه سانتیگراد می‌باشد. همچنین در این مطالعه، روند بارش کل در ۳ فصل افزایشی در تابستان در بسیاری از ایستگاه‌ها روند کاهشی دیده شد.

تغییر در عوامل موثر در اقلیم جهانی همچنین تأثیرات عمیقی در تغییرات محیط زیست نظیر بارندگی در بسیاری از مناطق جهان دارد. رسیدگی به اثرات تغییر اقلیم روی خصوصیات موقتی و دائمی بارندگی اهمیت جهانی دارد تا کمک بهتری بر مدیریت منابع آب شود.

عسگری و همکاران [۱] در مطالعه تغییرپذیری بارش دهه‌های اخیر ایران، روند بارش را توسط آزمون پارامتریک t-student و آزمون‌های ناپارامتریک من-کندال و اسپیرمن بررسی کردند. این آزمون‌ها هر دو روندهای کاهشی و افزایشی را برای بارش سالیانه کشور پیشنهاد کردند. همچنین نتایج نشان داد که روندهای بارش فصلی در هیچ یک از ایستگاه‌های مطالعه شده به صورت موازی رخ نداده است.

سلسی و همکاران [۲۱] توسط آزمون من-کندال روند تغییرات موجود در بارندگی و روزهای بارانی کشور ایتوپیی را در دوره ۲۰۰۵-۱۹۶۵ بررسی کردند. این آزمون نشان داد که در کل بارندگی سالانه، فصلی و روزهای بارانی شمال و شمال شرق ایتوپیی روند معنی‌داری وجود ندارد. آنها، کاهش معنی‌داری را در بارندگی سالانه و بارندگی ماه‌های سپتامبر-ژوئن در ایستگاه‌های شرق، جنوب و جنوب غرب تا سال ۱۹۸۲ گزارش نمودند.

لیو و همکاران [۲۲] تغییرات مکانی و زودگذر رسوب سالانه رودخانه زرد چین را توسط آزمون من-کندال و خطی

آهنگ حدود ۳، ۱ و ۲ درجه سانتی‌گراد در هر صد سال افزایش داشته است.

سریواستاوا و همکاران [۱۴] برای ۳ پارامتر حداقل و حداکثر و متوسط دمای سالانه در جنوب عرض  $23^{\circ}\text{N}$ ، روند مثبت و در شمال آن، روند منفی مشاهده کردند.

پیاگیری و همکاران [۱۵] توسط آزمون ناپارامتری من-کندال برای ۴ پارامتر دمای حداقل، دمای حداکثر، بارش و DTR در مناطق پست و مرطوب سریلانکا، نقاط شروع تغییر اقلیم معنی‌دار را به ترتیب در سال‌های ۱۹۷۰، ۱۹۸۳، ۱۹۸۶ و ۱۹۸۸ تخمین زدند. در این تحقیق، بارش و اختلاف دمای شبانه‌روزی، روند کاهشی و دمای حداکثر و حداقل، روند افزایشی نشان دادند.

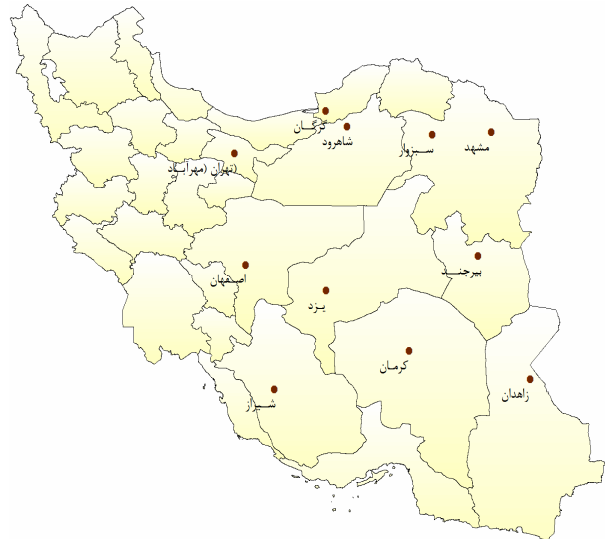
ماکروسکی و همکاران [۸] در مطالعه اختلاف دمای شبانه‌روزی اروپا در دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۰، ۲۴ ایستگاه را مورد بررسی قرار دادند. در ۱۷ ایستگاه DTR یک افزایش معنی‌دار آماري را از سال‌های ۱۹۹۰ به بعد نشان دادند. از ۷ ایستگاه باقیمانده، ۲ ایستگاه روند کاهشی غیر معنی‌دار و ۳ ایستگاه روند کاهشی معنی‌دار و ۲ ایستگاه دیگر هیچ روندی را نشان ندادند.

تورتی و همکاران [۱۶] روند دمای ایتالیا را توسط ۳ روش *piecewise linear* و *sloped steps* تخمین زدند. نتایج آنها نشان داد که در دوره ۱۹۸۱-۱۹۶۱ روند دما، منفی و در دوره ۲۰۰۴-۱۹۸۱ روند آن مثبت بوده است. همچنین آنها نتیجه گرفتند که در کل این دوره، متوسط دمای روزانه در حال افزایش می‌باشد.

دای و همکاران [۱۷] و استون و همکاران [۱۸ و ۱۹] با مدل‌های گردش عمومی جو نشان دادند که در قرن بیستم، فعالیت‌های حاصل از بشر به وسیله افزایش گازهای گلخانه‌ای و ذرات ریز سولفات، کاهش کمی به اندازه ۰/۲ درجه سانتیگراد در DTR نموده است.

براگانزا و همکاران [۱۲] در مطالعه‌ای اختلاف دمای شبانه‌روزی را به عنوان مفیدترین شاخص تغییر اقلیم در مدل‌های شبیه‌سازی شده ارزیابی کرده و نشان دادند تغییرات اصلی مشاهده شده در اختلاف دمای شبانه‌روزی ناشی از تغییرات دمای متوسط جهانی است. همچنین آنها نتیجه گرفتند که کاهش

فعالیت‌های کشاورزی است. مطالعه روند و معنی‌داری آن، با استفاده از آزمون ناپارامتریک من-کندال و رگرسیون خطی و در دو مقیاس ماهانه و سالانه صورت گرفت.



شکل ۳. نقشه موقعیت و پراکندگی ایستگاه‌های مورد مطالعه.

آزمون من-کندال که از آزمون‌های ناپارامتریک بشمار می‌رود، ابتدا توسط من [۲۳] ارائه و سپس توسط کندال [۲۴] گسترش یافت. این آزمون که از آزمون‌های ناپارامتریک به‌شمار می‌رود به‌وسیله سازمان جهانی هواشناسی (WMO) در سال ۱۹۸۸ پیشنهاد شد و در بررسی معنی‌داری روند سری‌های اقلیمی به کرات و در موارد مختلف استفاده شده‌است. فرض صفر این آزمون بر تصادفی بودن و عدم وجود روند در سری داده‌ها دلالت دارد و پذیرش فرض یک (رد فرض صفر) دال بر وجود روند در سری داده‌ها می‌باشد.

این آزمون به دو روش محاسبه می‌شود:

۱. آزمون آماره (T) من-کندال

۲. آزمون نموداری من-کندال

(T)

این آزمون از روش زیر محاسبه می‌شود:

$$T = \left[ \frac{4P}{n(n-1)} \right] - 1, \quad (1)$$

$$P = \sum_{i=1}^n n_i \quad (2)$$

در معادلات فوق  $T$  آماره کندال،  $N$  تعداد کل سال‌های آماری (۵۰ سال) و  $P$  مجموع تعداد رتبه‌های بزرگتر از ردیف  $n_i$  است که بعد از آن قرار می‌گیرد. در این معادلات  $n$  شماره ردیف است که برای هر سال تعریف شده است. مثلاً برای شروع دوره یعنی سال ۱۹۵۶ شماره ۱ و برای پایان دوره یعنی ۲۰۰۵ شماره ۵۰ تعریف شده است. معنی‌داری آماره  $T$  نیز توسط رابطه زیر آزمون می‌شود.

$$(T)_t = \pm t_{\alpha} \sqrt{\frac{4N+10}{9N(N-1)}}, \quad (3)$$

که  $t_{\alpha}$  مقدار بحرانی نرمال یا استاندارد (z) با سطح احتمال آزمون است که در سطح اطمینان ۹۵٪ (مورد بررسی در این

آنتروپی Shannon بررسی کردند. آنها در تمام ایستگاه‌ها روند کاهشی و فقط در ۲ ایستگاه روند افزایشی را مشاهده کردند. توسط آزمون من-کندال تغییرات ناگهانی در دوره ۱۹۶۳-۱۹۹۸ و در جنوب رودخانه نشان داده شد.

با توجه به اهمیت اختلاف دمای شبانه‌روزی (DTR) در تغییر اقلیم و همچنین تغییر در چرخه هیدرولوژیکی، و همچنین محدود بودن این مطالعات در ایران، این مقاله تلاش دارد تا روند تغییرات این پارامتر را در ۱۱ ایستگاه سینوپتیک ایران با اقلیم‌های مختلف توسط روش‌های مختلف مورد مطالعه قرار دهد.

در این تحقیق روند تغییرات اختلاف دمای شبانه‌روزی ۱۱ ایستگاه سینوپتیک کشور مورد مطالعه و بررسی گردید (شکل ۳). داده‌های مورد استفاده، از سایت سازمان هواشناسی کشور تهیه گردید. همگنی داده‌ها با استفاده از آزمون ران-تست و بررسی نرمال بودن آنها با استفاده از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف توسط نرم افزار SPSS 16 انجام شد. در این داده‌ها تعدادی خلأ آماری وجود داشت که با روش نسبت‌ها و تفاضل‌ها، خلأهای موجود تکمیل گردید. جهت تعیین نوع اقلیم ایستگاه‌ها، روش طبقه‌بندی یونسکو [۲۶] مورد استفاده قرار گرفت (جدول ۱). علت استفاده از این روش، سازگاری آن با

جدول ۱. خصوصیات جغرافیایی ایستگاه‌ها و تعیین نوع اقلیم با روش طبقه‌بندی یونسکو [۲۶].

ایستگاه	عرض جغرافیایی (درجه شمالی)	طول جغرافیایی (درجه شرقی)	ارتفاع از سطح دریا (متر)	نوع اقلیم (یونسکو)
بیرجند	۳۲-۵۲	۵۹-۱۲	۱۴۹۱/۰	خشک
اصفهان	۳۲-۳۷	۵۱-۴۰	۱۵۵۰/۴	خشک
گرگان	۳۶-۵۱	۵۴-۱۶	۱۳/۳	نیمه مرطوب
کرمان	۳۰-۱۵	۵۶-۵۸	۱۷۵۳/۸	خشک
مشهد	۳۶-۱۶	۵۹-۳۸	۹۹۹/۲	نیمه خشک
سبزوار	۳۶-۱۲	۵۷-۴۳	۹۷۷/۶	خشک
شاهرود	۳۶-۲۵	۵۴-۵۷	۱۳۴۵/۳	خشک
شیراز	۲۹-۱۲	۵۲-۳۶	۱۴۸۴/۰	نیمه خشک
تهران (مهرآباد)	۳۵-۴۱	۵۱-۱۹	۱۱۹۰/۸	خشک
یزد	۳۱-۵۴	۵۴-۱۷	۱۲۳۷/۲	خشک
زاهدان	۲۹-۲۸	۶۰-۵۳	۱۳۷۰/۰	خشک

در معادلات فوق،  $E_i$  امید ریاضی،  $V_i$  واریانس،  $T_i$  آماره،  $m_i$  مرتبه مربوط به هر ردیف  $n_i$  است، که در نهایت دنباله  $U$  از آن استخراج می‌شود. در اینجا نیز معناداری روند در سطح ۰/۹۵ در نظر گرفته می‌شود که معادل  $\pm 1/96$  می‌باشد. اگر دنباله  $U$  و  $U'$  بر اساس  $i$  به صورت نموداری رسم شود، در حالت معناداری روند، دو نمودار در نقطه شروع پدید می‌آید که در خارج از محدوده  $\pm 1/96$ ، یکدیگر را قطع کرده و در خلاف جهت یکدیگر حرکت خواهند کرد. به این نقطه برخورد، جهش گفته می‌شود. در حالی که اگر روند وجود نداشته باشد، دو دنباله  $U$  و  $U'$  تقریباً به صورت موازی حرکت خواهند کرد و یا با چند بار برخورد به طوری که به تغییر جهت منجر نشود، عمل خواهند کرد [۱].

نمودار  $U$  نسبت به سال رسم شده و برای اینکه معنی‌داری روند و نقطه جهش آن به دست آید، دنباله  $U'$  تعریف می‌شود. مراحل به دست آوردن  $U'$  همانند  $U$  است. با این تفاوت که سال‌ها به ترتیب نزولی قرار می‌گیرند و مراحل محاسبه  $U$  برای  $U'$  نیز تکرار می‌شود. در مواقعی که  $-1/96 < U < +1/96$  باشد، سری تصادفی است و روند خاصی نمی‌توان بر آن تصور کرد. در حالی که  $U > +1/96$ ، نشان دهنده روند مثبت و  $U < -1/96$ ، نشان دهنده روند منفی می‌باشد.

تحقیق معادل  $1/96$  می‌باشد. در مواقعی که  $-T_i < T < +T_i$  باشد سری تصادفی است و روند خاصی نمی‌توان برای آن تصور کرد. در حالی که اگر  $T < -T_i$  باشد، نشان دهنده روند منفی و  $T > T_i$  نشان دهنده روند مثبت می‌باشد [۲۵]. در صورت قرار دادن تعداد سال مورد مطالعه (۵۰ سال) در رابطه ۳ مقدار بحرانی  $T_i$  برابر با  $\pm 0/19$  به دست خواهد آمد.

...  
هر گاه روند در سطح معنی‌داری  $\alpha$  قابل قبول باشد، می‌توان با کمک آزمون نموداری من-کندال نقطه تغییر را پیدا کرد. در حقیقت این روش مقادیر  $T$  در زمان  $i$  را محاسبه می‌کند. در این آزمون به هر سال یک شماره ردیف ( $n_i = 1, 2, 3, \dots$ ) تعلق می‌گیرد. برای هر پارامتر یک مرتبه ( $m$ ) در نظر گرفته می‌شود که تعداد رتبه‌های کوچکتر از ردیف  $n_i$  است که قبل از آن قرار می‌گیرد.

$$E_i = n_i(n_i - 1) / 4, \quad (4)$$

$$V_i = \frac{n_i(n_i - 1)(2n_i + 5)}{72}, \quad (5)$$

$$T_i = T_{i-1} + m_i, \quad (6)$$

$$U_i = \frac{(T_i - E_i)}{\sqrt{V_i}}, \quad (7)$$

جدول ۲. آزمون آماره  $(T)$  من-کندال در تعیین وجود روند در اختلاف دمای شبانه روزی ماهانه ایستگاه‌های مختلف و سال رخداد جهش (۱۹۵۶-۲۰۰۵).

ایستگاه	سال رخداد جهش	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	ژوئن	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر	سالانه
بیرجند	-	۰/۰۴	-۰/۰۵	-۰/۰۹	۰/۰۵	-۰/۰۲	-۰/۱۹	-۰/۱۲	۰	۰/۰۷	-۰/۱۴	-۰/۰۱	۰/۰۱	-۰/۰۴
اصفهان	-	-۰/۰۶	۰	-۰/۱۵	۰/۰۵	-۰/۰۹	-۰/۰۷	-۰/۱۲	-۰/۰۶	-۰/۱۱	-۰/۰۶	-۰/۰۲	-۰/۰۸	-۰/۱۱
گرگان	-	-۰/۰۲	۰/۰۹	۰/۰۳	۰/۱۳	۰/۰۲	-۰/۱۴	-۰/۲۵*	-۰/۲۴*	-۰/۰۸	۰/۱۷	-۰/۰۳	-۰/۰۱	۰
کرمان	۱۹۹۷	-۰/۰۴	-۰/۰۷	-۰/۰۴	-۰/۲۷*	۰/۰۶	-۰/۱۰	-۰/۱۵	۰/۰۵	-۰/۰۹	-۰/۲۱*	-۰/۰۴	-۰/۱۲	-۰/۲۰*
مشهد	۱۹۸۷	-۰/۳۶*	-۰/۱۴	-۰/۰۸	۰/۰۶	-۰/۲۲*	-۰/۳۲*	-۰/۳۶*	-۰/۳۲*	-۰/۳۲*	-۰/۲۴*	-۰/۲۶*	-۰/۳۲*	-۰/۳۶*
سبزوار	۱۹۷۲	-۰/۲۶*	-۰/۲۹*	-۰/۳۰*	-۰/۱۴	-۰/۳۰*	-۰/۴۹*	-۰/۵۵*	-۰/۴۷*	-۰/۴۷*	-۰/۳۷*	-۰/۴۲*	-۰/۳۷*	-۰/۵۳*
شاهرود	۱۹۸۳	-۰/۳۹*	-۰/۳۸*	-۰/۳۷*	-۰/۳۲*	-۰/۳۷*	-۰/۳۵*	-۰/۳۸*	-۰/۳۲*	-۰/۴۲*	-۰/۴۱*	-۰/۴۴*	-۰/۵۱*	-۰/۴۵*
شیراز	۱۹۸۶	-۰/۱۰	-۰/۲۱*	-۰/۲۸*	-۰/۲۳*	-۰/۳۳*	-۰/۳۲*	-۰/۴۱*	-۰/۴۲*	-۰/۳۶*	-۰/۳۰*	-۰/۲۱*	-۰/۱۸	-۰/۴۳*
تهران (مهرآباد)	۱۹۷۶	-۰/۴۳*	-۰/۴۳*	-۰/۵۰*	-۰/۴۷*	-۰/۵۴*	-۰/۶۰*	-۰/۵۷*	-۰/۶۵*	-۰/۶۸*	-۰/۴۸*	-۰/۵۱*	-۰/۵۸*	-۰/۷۲*
یزد	۱۹۹۰	-۰/۰۸	-۰/۰۸	-۰/۱۸	-۰/۰۸	-۰/۲۶*	-۰/۳۲*	-۰/۳۵*	-۰/۲۴*	-۰/۳۰*	-۰/۳۲*	-۰/۲۴*	-۰/۱۹*	-۰/۴۵*
زاهدان	۱۹۸۴	-۰/۰۴	-۰/۱۲	-۰/۱۶	-۰/۰۸	-۰/۲۸*	-۰/۳۲*	-۰/۲۶*	-۰/۲۱*	-۰/۱۴	-۰/۲۰*	-۰/۱۷	-۰/۰۹	-۰/۲۹*

\*: معنی داری در سطح ۹۵ درصد

جدول ۲ مقادیر آماره  $T$  و سال رخداد جهش توسط آزمون من-کندال را نشان می‌دهد. در این جدول، روندهای معنی دار در سطح ۹۵ درصد با علامت ستاره مشخص شدند. طبق این آزمون در حدود ۴۵ درصد مواقع روندی در DTR ماهانه مشاهده نشد و ۵۵ درصد دارای روند کاهشی بودند. از ۱۱ ایستگاه، در ۳ ایستگاه بیرجند، اصفهان و گرگان، DTR سالانه روند معنی داری نداشتند و در بقیه ایستگاه‌ها روند کاهشی وجود داشت. شکل ۴ آزمون نموداری من-کندال را به منظور آشکارسازی سال‌های جهش DTR سالانه نشان می‌دهد. بعضی مواقع این آزمون با آزمون غیر نموداری آماره  $(T)$  هماهنگی ندارد و ممکن است برای ایستگاهی در آزمون آماره  $(T)$  روندی مشاهده نشده باشد ولی آزمون گرافیکی من-کندال روندی نشان دهد. دلیل آن این است که عبور از حالت کاهشی و یا افزایشی گذرا بوده و در سال‌های متوالی اتفاق نیافتاده است و آزمون نموداری من-کندال آن را نشان می‌دهد، در حالی که آزمون آماره  $(T)$  من-کندال آن را در نظر نمی‌گیرد. در ایستگاه گرگان این حالت اتفاق افتاده است. علت رخداد جهش در هر ایستگاه می‌تواند تحت تأثیر عوامل مختلفی چون: اثرات شهرنشینی، فعالیت‌های صنعتی، نحوه مصرف و آزاد کردن گازهای

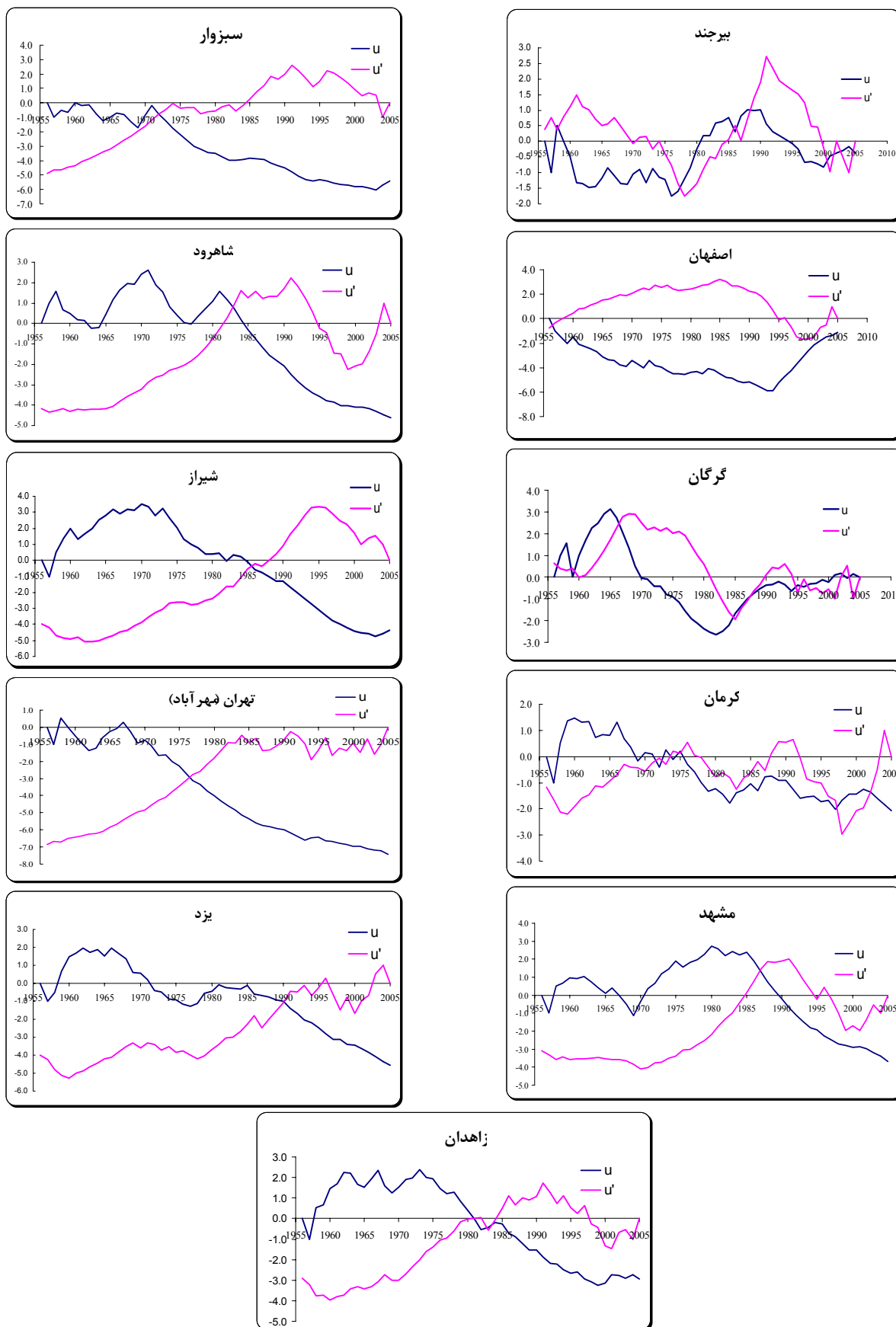
معادله یک مدل رگرسیون خطی ساده به شکل زیر است:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon, \quad (4)$$

که در آن  $\beta_0$  عرض از مبدأ،  $\beta_1$  شیب خط،  $\varepsilon$  عامل خطا،  $Y$  متغیر وابسته و  $X$  متغیر مستقل می‌باشد.

هدف از رگرسیون خطی ساده این است که با برآورد کردن پارامترهای  $\beta_0$  و  $\beta_1$ ، مدل خطی ساده‌ای به داده‌ها برازش داده شود. فرض صفر این آزمون بر عدم وجود شیب و فرض یک مبنی بر وجود شیب می‌باشد. این آزمون توسط نرم افزار SPSS 16 اجرا گردیده و در صورتی که در جدول ضرایب خروجی، ضریب تعیین ( $R^2$ ) از ۰/۰۵ کمتر باشد، نشان‌دهنده وجود شیب رگرسیونی و روند معنی دار می‌باشد.

هدف از این پژوهش، بررسی اختلاف دمای شبانه‌روزی، آگاهی از نحوه تغییرات آن و وجود روند در ۱۱ ایستگاه کشور ایران بود. نتایج حاصل از بررسی سری‌های زمانی DTR در ایستگاه‌های بیرجند، اصفهان، گرگان، کرمان، مشهد، سبزوار، شاهرود، شیراز، تهران (مهرآباد)، یزد و زاهدان به صورت زیر می‌باشد.



شکل ۴. آزمون نموداری من-کندال در تعیین وجود روند و سال رخداد جهش در DTR سالانه ایستگاه‌های مختلف.

جدول ۳. سطوح معنی داری (p-value) رگرسیون خطی در تعیین وجود روند در DTR ماهانه ایستگاه‌های مختلف (۲۰۰۵-۱۹۵۶).

ایستگاه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	ژوئن	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر	سالانه
بیرجند	۰/۵۲۳	۰/۸۷۷	۰/۸۰۶	۰/۶۰۰	۰/۷۱۴	۰/۱۸۸	۰/۳۶۵	۰/۹۵۳	۰/۴۱۸	۰/۲۶۸	۰/۹۲۲	۰/۴۸۰	۰/۹۳۲
اصفهان	۰/۹۳۰	۰/۴۱۰	۰/۷۶۸	۰/۴۹۸	۰/۸۵۴	۰/۴۹۲	۰/۳۴۰	۰/۷۴۷	۰/۳۴۰	۰/۵۷۵	۰/۹۳۰	۰/۸۴۲	۰/۸۴۲
گرگان	۰/۸۸۳	۰/۳۸۶	۰/۶۵۱	۰/۰۷۳	۰/۸۲۸	۰/۲۶۱	۰/۰۰۸	۰/۰۳۱	۰/۵۲۹	۰/۰۸۵	۰/۶۴۷	۰/۹۳۵	۰/۸۳۲
کرمان	۰/۹۷۶	۰/۶۷۴	۰/۹۹۶	۰/۰۱۵*	۰/۲۶۵	۰/۵۲۶	۰/۳۶۸	۰/۲۶۳	۰/۷۱۱	۰/۰۷۷	۰/۷۶۱	۰/۵۰۲	۰/۷۷۳
مشهد	۰/۰۰۰*	۰/۱۳۴	۰/۶۷۰	۰/۴۶۸	۰/۰۲۵*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۱*	۰/۰۱۵*	۰/۰۰۹*	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۰*
سبزوار	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۲*	۰/۲۰۶	۰/۰۰۳*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*
شاهرود	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*
شیراز	۰/۲۲۱	×۰/۰۴۴	۰/۰۰۳*	۰/۰۳۶*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۳۳*	۰/۰۸۴	۰/۰۰۰*
تهران (مهرآباد)	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*
یزد	۰/۳۷۶	۰/۶۳۵	۰/۰۸۶	۰/۷۲۳	۰/۰۱۰*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۰*	۰/۰۲۰*	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۲*	۰/۰۴۹*	۰/۱۰۲	۰/۰۰۰*
زاهدان	۰/۵۰۵	۰/۲۳۷	۰/۲۴۴	۰/۱۶۸	۰/۰۰۰۷*	۰/۰۰۲*	۰/۰۸۳	×۰/۰۲۸	۰/۳۹۵	۰/۰۳۴*	۰/۰۶۶	۰/۵۶۵	×۰/۰۰۵

\* : معنی داری در سطح ۹۵ درصد.

جدول ۴. مقادیر ماهانه شیب DTR بر حسب درجه سانتیگراد در ماه در آزمون رگرسیون خطی ایستگاه‌ها (۲۰۰۵-۱۹۵۶).

ایستگاه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	ژوئن	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر	سالانه*
مشهد	-۰/۰۶۹	-۰/۰۲۸	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۲	-۰/۰۳۵	-۰/۰۴۷	-۰/۰۵۵	-۰/۰۵۸	-۰/۰۵۶	-۰/۰۴۸	-۰/۰۶۲	-۰/۰۶۱	-۰/۰۴۳
سبزوار	-۰/۰۶۳	-۰/۰۵۶	-۰/۰۴۳	-۰/۰۱۴	-۰/۰۳۲	-۰/۰۵۷	-۰/۰۷۳	-۰/۰۷۵	-۰/۰۶۱	-۰/۰۵۷	-۰/۰۷۷	-۰/۰۷۵	-۰/۰۵۷
شاهرود	-۰/۰۶۰	-۰/۰۶۱	-۰/۰۴۹	-۰/۰۴۴	-۰/۰۴۹	-۰/۰۴۶	-۰/۰۵۳	-۰/۰۴۷	-۰/۰۶۵	-۰/۰۸۶	-۰/۰۸۶	-۰/۰۸۲	-۰/۰۶۱
شیراز	-۰/۰۲۵	-۰/۰۳۶	-۰/۰۵۲	-۰/۰۲۹	-۰/۰۴۷	-۰/۰۴۹	-۰/۰۴۶	-۰/۰۵۲	-۰/۰۵۲	-۰/۰۶۶	-۰/۰۵۷	-۰/۰۴۱	-۰/۰۴۶
تهران (مهرآباد)	-۰/۰۶۲	-۰/۰۵۴	-۰/۰۵۵	-۰/۰۴۳	-۰/۰۵۲	-۰/۰۵۷	-۰/۰۵۴	-۰/۰۵۶	-۰/۰۶۰	-۰/۰۶۴	-۰/۰۷۲	-۰/۰۷۷	-۰/۰۵۹
یزد	-۰/۰۲۲	-۰/۰۰۸	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۴	-۰/۰۲۱	-۰/۰۲۷	-۰/۰۳۴	-۰/۰۲۲	-۰/۰۳۲	-۰/۰۴۷	-۰/۰۴۲	-۰/۰۳۵	-۰/۰۲۷
زاهدان	-۰/۰۱۶	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۰	۰/۰۱۵	-۰/۰۲۹	-۰/۰۲۸	-۰/۰۱۸	-۰/۰۱۹	-۰/۰۰۶	-۰/۰۲۹	-۰/۰۳۷	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۹

\* : مقدار شیب DTR سالانه میانگین شیب DTR ماه‌های مختلف نمی‌باشد بلکه توسط آنالیز داده‌های DTR سالانه به دست آمده است.

گلخانه‌ای، پدیده‌های پیوند از راه دور اقلیمی، جابجایی ایستگاه‌ها و ارتقاء کیفی نوع ادوات ثبت دما باشد. جدول ۳، نتایج آزمون رگرسیون خطی و وجود شیب معنی دار در ایستگاه‌های مختلف در مقیاس ماهانه را نشان می‌دهد. در صورتی که مقدار این ضریب از ۰/۰۵ کمتر باشد نشان دهنده وجود شیب معنی دار در سطح ۹۵ درصد است. وجود شیب معنی دار در جدول با علامت ستاره مشخص شده است. این آزمون ۴۸ درصد عدم وجود شیب و ۵۲ درصد وجود شیب معنی دار را نشان می‌دهد.

جدول ۴، مقادیر شیب به دست آمده در آزمون رگرسیون خطی را نشان می‌دهد. این مقادیر نیز روند نزولی اختلاف دمایی شبانه‌روزی را در ایستگاه‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد. حداکثر شیب‌های به دست آمده در ایستگاه‌های مشهد، سبزوار، شاهرود، شیراز، تهران، یزد و زاهدان دیده می‌شود که این نتیجه با نتایج آزمون من-کندال هماهنگی زیادی دارد. آزمون من-کندال نیز در این ایستگاه‌ها بیشترین روند نزولی را نشان می‌دهد. توسط آزمون رگرسیون خطی، مشخص شد بیشترین و کمترین شیب در چه ماهی رخ داده است (جدول ۴). بیشترین شیب در ایستگاه‌های مشهد، سبزوار، شاهرود، شیراز، تهران، یزد و زاهدان به ترتیب در ماه‌های ژانویه (مشهد)، نوامبر (سبزوار)، اکتبر و نوامبر (شاهرود)، اکتبر (شیراز)، دسامبر (تهران)، اکتبر (یزد) و نوامبر (زاهدان) و کمترین شیب در این ایستگاه‌ها به ترتیب در ماه‌های

شیراز، تهران، یزد و زاهدان دیده می‌شود که این نتیجه با نتایج آزمون من-کندال هماهنگی زیادی دارد. آزمون من-کندال نیز در این ایستگاه‌ها بیشترین روند نزولی را نشان می‌دهد. توسط آزمون رگرسیون خطی، مشخص شد بیشترین و کمترین شیب در چه ماهی رخ داده است (جدول ۴). بیشترین شیب در ایستگاه‌های مشهد، سبزوار، شاهرود، شیراز، تهران، یزد و زاهدان به ترتیب در ماه‌های ژانویه (مشهد)، نوامبر (سبزوار)، اکتبر و نوامبر (شاهرود)، اکتبر (شیراز)، دسامبر (تهران)، اکتبر (یزد) و نوامبر (زاهدان) و کمترین شیب در این ایستگاه‌ها به ترتیب در ماه‌های



مارس، آوریل، آوریل، ژانویه، آوریل، فوریه و سپتامبر اتفاق افتاده است. قابل ذکر است که بیشترین شیب در اغلب ایستگاه‌ها در ماه‌های سرد سال و در زمستان اتفاق افتاده است. همچنین در ایستگاه‌های شمالی و مرکزی شیب TDR بیشتر از ایستگاه‌های جنوبی مثل یزد، زاهدان، شیراز و کرمان است. مقدار بیشترین شیب، به طور متوسط  $0/061-$  درجه سانتیگراد در سال و مقدار کمترین شیب  $0/018-$  درجه سانتیگراد در سال می‌باشد. قابل توجه است که در این مطالعه، نتایج دو آزمون من-کندال و رگرسیون خطی هماهنگی زیادی با یکدیگر داشتند. از ۱۱ ایستگاه مورد بررسی، در ۷ ایستگاه (بیرجند، اصفهان، مشهد، سبزوار، شاهرود، شیراز و تهران) نتایج این دو آزمون کاملاً هماهنگ و در ۴ ایستگاه دیگر همپوشانی کمتری داشتند. به طور متوسط نتایج آزمون رگرسیون خطی  $95/5$  درصد مواقع، آزمون من-کندال را پوشش می‌دهد. به طور کلی نتایج مورد بررسی در این آزمون (جدول ۳)، برای DTR، در تعدادی از ایستگاه‌ها مانند بیرجند و اصفهان هیچ روند معنی‌داری در همه سال‌ها نشان ندادند. تعدادی از ایستگاه‌ها مانند تهران (مهرآباد)، شیراز و شاهرود در همه ماه‌ها دارای روند منفی DTR بودند. بقیه ایستگاه‌ها در بیشتر ماه‌های سال دارای روند منفی بوده و فقط چند ماه بدون روند مشاهده گردیدند. ایستگاه گرگان در همه ماه‌ها غیر از ژوئیه و اوت هیچ روندی نشان نداد. کرمان در ماه‌های آوریل و اکتبر، روند منفی داشت. مشهد در همه ماه‌ها به غیر از ماه‌های فوریه تا آوریل و سبزوار نیز در همه ماه‌ها غیر از آوریل روند منفی داشتند. یزد غیر از ماه‌های ژانویه تا آوریل و زاهدان در ماه‌های می تا اکتبر روند کاهشی در DTR داشت. نتایج این مطالعه با نتایج دیگر تحقیقات انجام شده در جهان در زمینه روند تغییرات DTR، هماهنگی زیادی نشان می‌دهد. به عنوان مثال نتایج این تحقیق، با نتایج مطالعه تحقیق ماکووسکی در سال ۲۰۰۵، که نشان داد DTR در مقیاس جهانی در طی نیمه دوم قرن بیستم کاهش یافته است، سازگاری دارد. پیاسیری در سال ۲۰۰۴ در مناطق پست و مرطوب سریلانکا، روند کاهشی DTR را تأیید نمود. دای در سال ۲۰۰۱ و استون در سال ۲۰۰۲ و ۲۰۰۳ توسط مدل‌های گردش عمومی جو ثابت کردند که در قرن بیستم به

دلیل فعالیت‌های بشری، مقدار DTR کاهش می‌یابد. استافورد در سال ۲۰۰۰ میلادی برای DTR در آلاسکا روند نزولی پیش بینی نمود. این نتایج با نتایج مطالعه حاضر سازگاری دارد. البته برخی از مطالعات انجام شده نیز روندهای متفاوتی برای DTR ارزیابی کرده‌اند. به طور مثال ماسکووسکی در سال ۲۰۰۰ در بررسی روند DTR در ۲۴ ایستگاه در اروپا، در ۱۷ ایستگاه روند افزایشی و در ۹ ایستگاه روند کاهشی به دست آورد.

در این مطالعه، نوع روند و معنی‌داری پارامتر DTR، در ۱۱ ایستگاه سینوپتیک، با استفاده از آزمون ناپارامتریک من-کندال و رگرسیون خطی در دو مقیاس ماهانه و سالانه مورد بررسی قرار گرفت. طبق آزمون من-کندال، در حدود ۴۵ درصد موارد تغییرات DTR ماهانه بدون روند معنی‌دار و ۵۵ درصد دارای روند کاهشی بودند. بررسی توسط آزمون رگرسیون خطی، ۴۸ درصد عدم وجود شیب و ۵۲ درصد وجود شیب معنی‌دار را تأیید نموده است. نتایج تحقیق نشان داد که ۱۸ درصد از ایستگاه‌ها (بیرجند و اصفهان) توسط آزمون من-کندال (و همچنین رگرسیون خطی) هیچ روند معنی‌داری برای DTR نشان ندادند. ۸۲ درصد از ایستگاه‌ها در اغلب ماه‌ها دارای روند منفی (کاهشی) DTR بودند. البته ۵۵ درصد ایستگاه‌ها در بیشتر ماه‌های سال دارای روند منفی بوده ولی چند ماه بدون روند را نیز تجربه نمودند. در مقایسه دو آزمون من-کندال و رگرسیون خطی، نتایج هر دو آزمون، در  $95/5$  درصد موارد یکدیگر را پوشش دادند و مقادیر شیب به دست آمده از آزمون رگرسیون خطی، روند کاهشی حاصل از آزمون من-کندال را برای اکثر ایستگاه‌ها تأیید می‌کند. حداکثر شیب تغییرات روند به دست آمده برای در ایستگاه‌های مشهد، سبزوار، شاهرود، شیراز، تهران، یزد و زاهدان با مقدار متوسط  $0/069-$ ،  $0/077-$ ،  $0/086-$ ،  $0/066-$ ،  $0/077-$ ،  $0/047-$  و  $0/037-$  درجه سانتیگراد در ماه دیده می‌شود که آزمون من-کندال نیز در این ایستگاه‌ها بیشترین روند نزولی را نشان می‌دهد.

مقادیر شیب‌ها نشان می‌دهد که بیشترین شیب در اغلب

شهرهای مورد مطالعه را می توان با بررسی دقیق تر معادلات توازن تابشی جو در طول موج های کوتاه و طول موج های بلند خورشیدی به عنوان تحقیقی جداگانه در آینده ارزیابی نمود. بررسی اقتصادی-اجتماعی اثر تغییرات دراز مدت DTR بر محیط زیست، الگوی مصرف آب، کیفیت آب، الگوی مصرف انرژی و انتخاب الگوی بهینه کشت در اقلیم های مختلف در مطالعات بعدی پیشنهاد می شود.

۱. علت کاهش اختلاف دمای شبانه روزی در شهرهای مورد مطالعه را می توان با بررسی دقیق تر معادلات توازن تابشی جو در طول موج های کوتاه و طول موج های بلند خورشیدی به عنوان تحقیقی جداگانه در آینده ارزیابی نمود.
۲. بررسی روند تغییرات DTR با آزمون های دیگری مانند روش کمترین مربعات خطا، مدل رگرسیون چندجمله ای و شبکه های عصبی مصنوعی و مقایسه نتایج آنها با نتایج این پژوهش به عنوان تحقیقی جداگانه در آینده پیشنهاد می شود.

ایستگاه ها، در ماه های سرد سال و در زمستان اتفاق افتاده است. همچنین در ایستگاه های شمالی و مرکزی (مشهد، سبزوار، شاهرود و تهران) مقدار شیب از ایستگاه های جنوبی مانند یزد، زاهدان و شیراز بیشتر است. طبق نتایج به دست آمده، می توان برای تغییر سری های زمانی DTR در کشور یک روند کاهشی یکنواخت را نسبت داد و برای ایستگاه هایی که روند معنی داری را نشان ندادند در آینده روند کاهشی را پیش بینی کرد. تحقیقات انجام شده تا کنون تأیید نموده است که DTR در مقیاس جهانی طی نیمه دوم قرن بیستم کاهش یافته است. در بیشتر مطالعات انجام شده در جهان هم در مورد روند تغییرات DTR، روند کاهشی به این پارامتر نسبت داده شده است. علت این کاهش همان طور که توسط دیگر دانشمندان اثبات شده است، به روند افزایشی حداقل دمای شبانه که خود حاصل بر هم خوردن تعادل انرژی در گستره تابش امواج بلند حرارتی شبانه است نسبت داده می شود. این موضوع باعث می شود تفاوت حداکثر دمای روزانه و حداقل دمای شبانه کاهش یافته و در نتیجه DTR کاهش یابد. علت کاهش اختلاف دمای شبانه روزی در

10. B G Hunt, *Clim. Change*, **38** (1998) 133.
11. T R Karl, P D Jones, RW Knight, G Kukla, N Plummer, V Razuvayev, K P Gallo, J Lindsey, R J Charlson, and T C Peterson, *Bull. Am. Meteorol. Soc* **74** (1993) 1007.
12. K Braganza, D J Karoly, and J M Arblaster, *Geophysical Research Letters*, **31** (2004) L13217.
13. F Rahim Zadeh, and A Asgari, *Geographical research*, **19** (2004) 155.
14. H N Srivastava, B N Dewan, S K Dikshit, G S Prakash Rao, S S Singh, and K R Rao, *Mausam* **43** (1992) 7.
15. C H Piyasiri, T S G Peiris, and S Samita, *Tropical Agriculture*, **16** (2004) 271.
16. A Toreti, and F Desiato, *Theor. Appl. Climatol*, **91** (2008) 51.
17. A Dai, T M L Wigley, B A Boville, J T Kiehl, and L E Buja, *J. Clim*, **14** (2001) 485.
18. D A Stone, and A J Weaver, *Geophys. Res. Lett.* (2002) 29 (9) .
19. D A Stone, and A J Weaver, *Clim. Dyn* **20** (2003) 435.
20. J M Stafford, G Wendler, and J Curtis, *Theor. Appl. Climatol*, **67** (2000) 33.
21. Y Seleshi, and U Zankeb, *Int. J. Climatol* **24** (2004) 973.

۱. ا. عسگری و ف. رحیم زاده، پژوهش های جغرافیایی، **۵۸** (۱۳۸۵) ۶۷.
۲. ه. شیر غلامی و ب. قهرمان، علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، **۹** (۱) (۱۳۸۴) ۹.
۳. ع. غفاری، ا. دپائو و و. قاسمی دهکردی، پروژه پهنه بندی اقلیم کشاورزی ایران با روش یونسکو، موسسه تحقیقات کشاورزی دیم کشور با همکاری مرکز تحقیقات بین المللی کشاورزی در مناطق خشک (ایکاردا). موسسه تحقیقات خاک و آب (۱۳۸۴).
۴. ا. مسعودیان، مجله جغرافیا و علوم توسعه، (۱۳۸۳) ۸۹.
5. B Ghahraman, *Turk J. Agric. Forest*, **30** (2006) 439.
6. D P Lettenmaier, E F Wood, and J R Wallis, *J. Climatol* **7** (1994) 586.
7. K Hasselmann, *Science, Research and Technology* (1995) 1.
8. K Makowski, M Wild, and A Ohmura, *Atmos. Chem. Phys* **8** (2008) 6483.
9. R S J Tol, *Theor. and Appl. Climatol*, **49** (1994) 91.

- Wallen, *Climatic Change*, Technical note, WMO **79** (1966).
26. UNESCO, *Map of the world distribution of arid regions, Map at scale 1:25,000,000 with explanatory note. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization, Paris, (1979) 54.*
22. Q Liu, Z Yang, B Cui, *China, Journal of Hydrology* **361** (2008) 330.
23. H B Mann, *Econometrika* **13** (1945) 245.
24. M G Kendall, "Rank correlation Methods," Hafner, New York (1948).
25. J M Mitchell, J R Chairman, B Dzerdzevskii, H Flohn, W L Hofmeyr, H H Lamb, K N Rao. And C C