

## شناسایی روند تغییرات فراوانی وقوع طوفان‌های تندری در ایران

دریافت مقاله: ۹۴/۲/۲۹ پذیرش نهایی: ۹۴/۸/۱۸

صفحات: ۹۷-۱۱۷

غلامعباس فلاح قاله‌ری: استادیار اقلیم‌شناسی، دانشکده جغرافیا و علوم محیطی، دانشگاه حکیم سبزواری<sup>۱</sup>

Email: ab\_fa789@yahoo.com

فهمیه شاکری: دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی شهری، دانشکده جغرافیا و علوم محیطی، دانشگاه حکیم سبزواری

Email: fa.shakeri145@yahoo.com

### چکیده

هدف اصلی این پژوهش بررسی روند تغییرات روزهای همراه با طوفان تندری در گستره ایران است؛ بدین منظور تعداد ۵۰ ایستگاه همدید در دوره آماری ۳۵ ساله (۲۰۱۳-۱۹۷۹) انتخاب گردید. ابتدا داده‌ها کنترل کیفی شدند و مقادیر ناهمگون از سری زمانی داده‌ها حذف شد. سپس، با هدف بررسی شرایط کلی پدیده طوفان تندری در ایستگاه‌های مورد مطالعه، نمودار توزیع روزهای همراه با طوفان تندری ترسیم گردید. مطالعه روند و معناداری آن با استفاده از آزمون پارامتریک تی-تست و آزمون ناپارامتریک من-کندال صورت گرفته است. برای کشف نقاط جهش در فراوانی وقوع طوفان تندری از آزمون من کندال دنباله‌ای و آزمون پتیت بهره گرفته شد؛ سپس معناداری نقاط با استفاده از آزمون‌های من ویتنی (تک جهشی)، کروسکال والیس (چندجهشی) بررسی شده است. نمودار توزیع سالانه طوفان تندری در گستره ایران نشان دهنده تمرکز حداکثر فراوانی وقوع طوفان تندری در قسمت‌های غربی و شمال غربی کشور می‌باشد. نتایج حاصل از تحلیل روند موید روند افزایشی در ۳۹ ایستگاه و روند کاهشی در ۱۱ ایستگاه است. همچنین برای محاسبه مقدار روند از روش خطی حداقل مربعات استفاده و سپس مقدار کل روند سالانه بر حسب درصدی از میانگین سالانه بیان شده است. نتایج نشان می‌دهد بیشترین مقدار روند مربوط به ایستگاه‌های یزد و کاشان می‌باشد که هر دو در حاشیه کویر مرکزی ایران واقع شده‌اند. به عبارت دیگر، بیشترین میزان تغییر پذیری مثبت نسبت به میانگین بلند مدت در این دو شهر رخ داده است. با توجه به وجود جهش در داده‌های طوفان تندری

<sup>۱</sup> نویسنده مسئول: سبزواری، توحید شهر، دانشگاه حکیم سبزواری، دانشکده جغرافیا و علوم محیطی، گروه جغرافیای طبیعی

همچنین وضعیت روند در نمودارها مشخص می شود که وجود روند برای پارامتر مذکور در اکثر ایستگاه ها از تغییرات ناگهانی ناشی شده است. برای تعیین تغییرات زمان وقوع اولین جهش در امتداد طول و عرض جغرافیایی، زمان اولین وقوع جهش با استفاده از روش کریجینگ در مناطقی که جهش معنی دار داشته اند، پهنه بندی گردید. نتایج نشان میدهد روند تغییرات در امتداد عرض جغرافیایی شدیدتر از طول جغرافیایی است.

کلید واژگان: تغییر اقلیم، طوفان تندری، روند، جهش، آزمون من کندال

#### مقدمه

امروزه، گرمایش جهانی، افزایش گازهای گلخانه ای و اثر آنها بر اقلیم، واقعیتی علمی است که مورد توافق محققان بسیاری قرار گرفته است (IPCC، ۲۰۰۱: ۸۸۱). در ادبیات اقلیم شناسی جهان مطالعات فراوانی پیرامون تغییرات اقلیمی انجام شده است. غالب مطالعات با محوریت بررسی و تحلیل رفتار بلندمدت دما و بارش صورت گرفته و روش های آماری پارامتری و ناپارامتری به ویژه من کندال به کرات مورد استفاده قرار گرفته است (ولف میر و مولر<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶: ۱۱۳؛ میرو<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۰۶: ۱۰۵۱؛ ها<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۰۶: ۹۹؛ دجانگ<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۰۶: ۲۰۲۳). به طور کلی، شناخت روند تغییرات اقلیمی از جمله مواردی است که در سال های اخیر مورد توجه محققان علوم جوی و هیدرولوژی قرار داشته است. طیف وسیعی از مخاطرات طبیعی که محیط زیست را مورد هجوم قرار داده و به سوی ناپایداری سوق می دهد، به مخاطرات ناشی از پدیده های حدی جوی اختصاص دارد. طوفان های تندری از مهمترین فراوان ترین و شدیدترین مخاطرات اقلیمی هستند که هر ساله علاوه بر نابود کردن مقدار زیادی از محصولات کشاورزی و تأسیسات عمرانی، موجب تلفات جانی و مالی بسیاری در نقاط مختلف دنیا می شوند (خوشحال و قویدل رحیمی، ۱۳۸۶، ۱۰۲). طوفان تندری یک ماشین ترمودینامیکی محسوب می شود که در آن انرژی پتانسیل در شرایط ناپایداری به سرعت به انرژی جنبشی تبدیل می شود (جعفرپور، ۱۳۹۰: ۹۵). معمولا آزاد شدن گرمای نهان، عامل

1. Wulfmeyer & Muller
2. Miro
3. Ha
4. Dejongh

مهمی در تسریع همرفت هواست که ممکن است با ظهور و فعالیت سریع سامانه های رعد و برقی تک سلولی و چندسلولی همراه باشد. شرایط اولیه تشکیل طوفان تندری؛ وجود رطوبت زیاد، دمای بالا، جو ناپایدار، ساختار مناسب بادهای فوقانی و ساز و کار صعود برای تحریک فعالیت های همرفتی است. باید متذکر شد که بارش های تندری از مهمترین حوادث جوی محسوب می شوند که به علت عملکردهای بارز اقلیمی و تحمیل اثرات محیطی و انسانی، نظر بسیاری از محققین علوم جوی را در گوشه و کنار دنیا به خود جلب نموده است. از برجسته ترین مطالعات انجام گرفته در این خصوص می توان به تحقیق وایتمن اشاره نمود که در آن با روش های نوین خصوصاً تحلیل های سینوپتیکی، پدیده های اقلیمی کوهستانی به ویژه طوفان- های رعد و برقی، تگرگ، روزهای توأم با برف و بارش سنگین و دیگر پدیده های نواحی مرتفع به طرز جالبی بیان گردیده است (وایتمن<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳: ۱۵؛ خوشحال و قویدل رحیمی، ۱۳۸۶، ۱۰۲). مانوهار<sup>۲</sup> (۱۹۹۹: ۴۱۶۹) با مطالعه داده های ماهانه روزهای رعد و برقی و میانگین حداکثر دمای ۲۷۶ ایستگاه در کشور هند، پدیده طوفان تندری را بررسی کرد و تباین فراوانی وقوع تندررها در دو بخش شرقی و غربی این کشور را با جابه جایی کمربند همگرایی بین حاره ای (ITCZ) در ارتباط دانست. دای<sup>۳</sup> (۲۰۰۱: ۱۰۹۲) فراوانی فصلی و روزانه تندررها را در مقیاس جهانی مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که بارش های رگباری در خشکی ها در اواخر بعد از ظهر بیشتر اتفاق می افتد، در حالیکه در نواحی اقیانوسی، حداکثر بارش های رگباری در اوایل صبح رخ می دهد. روش نقطه تغییر در پژوهش های متعددی نظیر تعیین نقاط تغییر میزان بارندگی (تامسون<sup>۴</sup>، ۱۹۸۴: ۶۰۹)، بررسی پیوستگی سری زمانی دما (گالت<sup>۵</sup> و همکاران، ۱۹۹۱: ۴۷) و شناسایی تغییرات اقلیمی (لاند و ریوز<sup>۶</sup>، ۲۰۰۲: ۲۵۴۷؛ سالو<sup>۷</sup>، ۱۹۸۷: ۱۹۸۷: ۱۴۰۱) مورد استفاده قرار گرفته است. جلالی و جهانی (۱۳۸۷: ۳۵) پراکنش مکانی بارش های تندری شمالغرب ایران را با استفاده از توزیع گاما مورد بررسی قرار داده است و نشان دادند که از غرب به شرق و از جنوب غرب به شمالشرق منطقه مورد مطالعه از میزان فعالیت سامانه های تندری کاسته می شود. دیویس<sup>۸</sup> (۲۰۱۲: ۶۶)، تغییرات روزانه طوفان تندری را در

1. Whitman
2. Manohar
3. Dai
4. Thompson
5. Gullet
6. Lund & Reeves
7. Solow
8. Davis

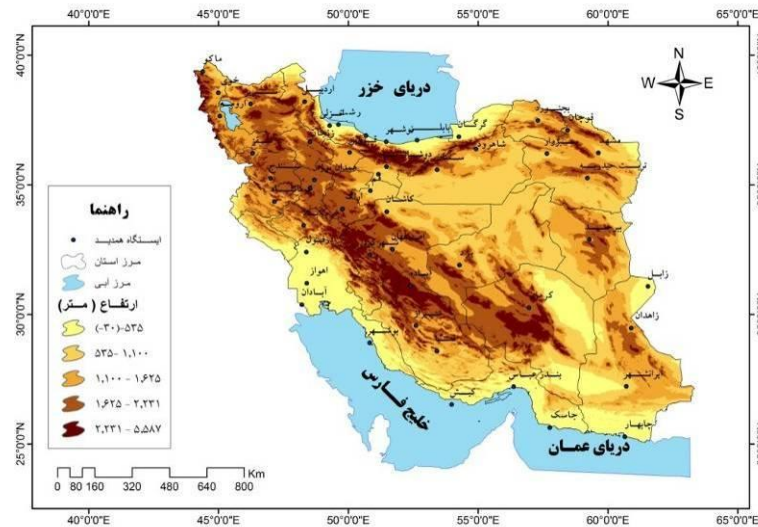
فرودگاه هیثرو لندن بررسی کرد. نتایج پژوهش های وی نشان می دهد که اکثر طوفان های تندری در بعداز ظهرها و فقط در بعضی مواقع نیمه های شب رخ می دهد. انو<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۴: ۴۵۲) از آزمون من کندال برای تحلیل روند فراوانی طوفان های تندری در حوضه کشورهای بالتیک در دوره آماری ۲۰۰۴-۱۹۵۰ استفاده نمودند. نتایج حاکی از کاهش ۲۴ درصدی تعداد روزهای وقوع طوفان تندری با نرخ ۰/۹ روز در هر دهه می باشد. رسولی و جوان (۱۳۹۱: ۱۱) از آزمون من کندال و تخمین گر سن برای تحلیل روند روزهای رعد و برقی در ۱۷ ایستگاه نیمه غربی ایران استفاده نموده اند. نتایج نشان داد تعداد روزهای رعد و برقی در نیمه غربی ایران از شمال به جنوب کاهش می یابد. نتایج همچنین نشان داد تعداد روزهای وقوع طوفان رعد و برقی در مقیاس سالانه در اکثر ایستگاه ها دارای روند افزایشی می باشد. هدف تحقیق حاضر شناخت رفتار سری زمانی طوفان تندری ایستگاه های منتخب ایران است تا تصویری روشن از تغییرات رفتار داده ها و نوع و زمان تغییرات احتمالی آن حاصل آید، چرا که بدون شناخت و آگاهی از وضعیت اقلیمی حال و آینده، مدیران و برنامه ریزان قادر به اجرای برنامه های مختلف نخواهند بود.

### مواد و روش ها

در این تحقیق جهت بررسی توزیع زمانی و مکانی طوفان تندری در ایران، از تعداد ۵۰ ایستگاه سینوپتیک در دوره آماری ۲۰۱۳-۱۹۷۹ استفاده گردید. جدول ۱ نوع اقلیم ایستگاه های مورد مطالعه را بر اساس سیستم طبقه بندی اقلیمی دومارتن نشان می دهد. موقعیت مکانی ایستگاه های مورد مطالعه نیز در شکل ۱ نمایش داده شده است. جهت بررسی روند تغییرات فراوانی وقوع طوفان های تندری در سطح کشور، ابتدا کدهای مربوط به وضع هوای حاضر شامل کدهای ۱۷، ۲۹ و ۹۹-۹۱ در ساعات اصلی سینوپ (۰، ۰۳، ۰۶، ۰۹، ۱۲، ۱۵، ۱۸ و ۲۱) به تفکیک ایستگاه جمع آوری شد و فراوانی سالانه آنها به دست آمد. جهت تشخیص روند در سری های زمانی متغیرهای اقلیمی از آزمون های مختلفی استفاده می شود که این آزمون ها به دو دسته پارامتری و ناپارامتری قابل تفکیک می باشند. آزمونهای پارامتری نسبت به آزمون های ناپارامتری توان بیشتری در تشخیص روند دارا هستند و هنگام استفاده از آنها بایستی داده ها تصادفی (مستقل) و دارای توزیع نرمال باشند (تاکویچی<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳: ۱۴۴) از طرف طرف دیگر آزمون های ناپارامتری در صورت تصادفی بودن داده ها قابل استفاده اند و به نرمال

1. Enno  
2. Takeuchi

بودن داده‌ها حساس نیستند (چن<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۰۷: ۱۷۱)، (تورگای و ارکان<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶: ۲۰۱۱). در این تحقیق، برای تعیین وجود روند و میزان معنی دار بودن آن در سری زمانی سالانه داده های طوفان تندری هر ایستگاه، از روش آزمون ناپارامتری من کندال و پارامتری تی تست استفاده شد. برای محاسبه مقدار روند نیز از روش تی تست استفاده و سپس مقدار کل روند سالانه بر حسب درصدی از میانگین سالانه طوفان تندری در طول دوره آماری مورد مطالعه بیان شد. ویژگی های هر یک از آزمون های به کار گرفته شده در ادامه شرح داده می-شود. با توجه به توانمندی روش های نقطه تغییر در شناسایی گسیختگی ها، تغییر روندها و تغییرات ناگهانی در پدیده های ژئوفیزیکی، در تحقیق حاضر برای تعیین جهت روند، نوع و زمان تغییر آن، نیاز به آزمون گرافیکی من کندال و پتیت می باشد (سویرز<sup>۳</sup>، ۱۹۹۰: ۵). سپس با استفاده از آزمون من ویتنی (برای موارد یک جهشی) و کروسکال والیس (برای موارد چند جهشی) معنی داری این جهش ها مورد بررسی قرار گرفت.



شکل (۱). نقشه توپوگرافی ایران به همراه ایستگاه های منتخب

1. Chen
2. Turgay & Ercan
3. Sueyers

جدول (۱). اقلیم ایستگاه های مورد مطالعه بر مبنای طبقه بندی دوماتن (دوره آماری ۲۰۱۳-۱۹۷۹)

ردیف	ایستگاه	ضریب دوماتن	اقلیم	ردیف	ایستگاه	ضریب دوماتن	اقلیم
۱	شهرکرد	۱۵/۰۸	نیمه خشک	۲۶	بیرجند	۶/۱۲	خشک
۲	خرم آباد	۱۷/۹۴	نیمه خشک	۲۷	بجنورد	۱۱/۲۸	نیمه خشک
۳	تهران	۸/۷۳	خشک	۲۸	بوشهر	۷/۴۸	خشک
۴	خوی	۲۴/۸۶	نیمه مرطوب	۲۹	همدان نوژه	۱۵/۱۵	نیمه خشک
۵	مشهد	۱۰/۳۰	نیمه خشک	۳۰	کاشان	۴/۵۱	خشک
۶	زنجان	۱۴/۱۸	نیمه خشک	۳۱	گرگان	۱۹/۸۸	نیمه خشک
۷	تبریز	۱۱/۱۹	نیمه خشک	۳۲	دوشان تپه	۹/۴۱	خشک
۸	رامسر	۴۴/۶۸	بسیار مرطوب	۳۳	ایرانشهر	۲/۹۶	خشک
۹	ارومیه	۱۴/۹۲	نیمه خشک	۳۴	قوچان	۱۳/۶۸	نیمه خشک
۱۰	سقز	۲۱/۶۴	مدیترانه ای	۳۵	اصفهان	۴/۸۵	خشک
۱۱	سندج	۱۷/۸۴	نیمه خشک	۳۶	چابهار	۳/۴۳	خشک
۱۲	شیراز	۱۱/۴۳	نیمه خشک	۳۷	قم	۵/۰۹	خشک
۱۳	رشت	۵۱/۱۷	بسیار مرطوب	۳۸	همدان فرودگاه	۱۴/۴۵	نیمه خشک
۱۴	سمنان	۵/۱۷	خشک	۳۹	شاهرود	۶/۳۷	خشک
۱۵	آباده	۵/۴۷	خشک	۴۰	کرمان	۵/۰۳۱	خشک
۱۶	اهواز	۶/۲۶	خشک	۴۱	بایلسر	۳۴/۳۱	مرطوب
۱۷	انزلی	۶۶/۵۹	بسیار مرطوب	۴۲	جاسک	۳/۱۰	خشک
۱۸	فسا	۹/۷۶	خشک	۴۳	یزد	۱/۹۲	خشک
۱۹	قزوین	۱۳/۸۳	نیمه خشک	۴۴	آبادان	۴/۲۸	خشک
۲۰	ماکو	۱۵/۰۶	نیمه خشک	۴۵	نوشهر	۴۸/۵۳	بسیار مرطوب
۲۱	سبزوار	۷/۰۱۸	خشک	۴۶	کرمانشاه	۱۶/۸۱	نیمه خشک
۲۲	دزفول	۱۱/۴۳	نیمه خشک	۴۷	کیش	۴/۲۷	خشک
۲۳	اراک	۱۲/۹۶	نیمه خشک	۴۸	زابل	۱/۷۱	خشک
۲۴	اردبیل	۱۵/۰۰	نیمه خشک	۴۹	زاهدان	۲/۶۰	خشک
۲۵	بندرعباس	۴/۷۷	خشک	۵۰	تربت حیدریه	۱۰/۹۳	نیمه خشک

### تعیین روند داده‌ها با استفاده از آزمون من کندال و t-test

آزمون من کندال آزمونی ناپارامتری است که توسط من<sup>۱</sup> (۱۹۴۵: ۲۴۵) و کندال<sup>۲</sup> (۱۹۷۵: ۱۱۵) ارائه شده است. این آزمون برای تعیین معنی داری روندهای خطی و غیرخطی مناسب می باشد (هیسدال<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۰۱: ۳۱۷). در این آزمون فرض صفر ( $H_0$ ) مبنی بر عدم وجود روند و فرض مقابل ( $H_1$ ) مبنی بر وجود روند در سری زمانی است. آزمون t-test یک آزمون پارامتری است که بر مبنای رگرسیون خطی استوار است و معمولاً زمانی استفاده می

1. Mann
2. Kendall
3. Hisdal

شود که متغیر مورد بررسی دارای توزیع نرمال باشد. در این روش آنالیز رگرسیون عرض از مبدأ و شیب خط رگرسیون را بوسیله حداقل نمودن خطا بین دو متغیر مستقل (زمان،  $X$ ) و وابسته (مقدار پارامتر،  $Y$ ) محاسبه می نمایند. برای جزئیات بیشتر در مورد نحوه محاسبه آماره-های این دو آزمون، خوانندگان می توانند به شیرغلامی و قهرمان (۱۳۸۴: ۱۲) و فلاح قاله‌ری و همکاران (۱۳۹۰: ۲۵) مراجعه نمایند.

### تعیین نقاط جهش با استفاده از آزمون من کندال دنباله‌ای و پتیت<sup>۱</sup>

زمان ایجاد تغییر معنی‌دار در سری‌های زمانی (جهش) از اهمیت ویژه‌ای در توصیف رفتار آن‌ها برخوردار است. به منظور تشخیص نقطه تغییر در سری‌های زمانی، روش‌های متعددی مورد استفاده قرار می‌گیرند که در این تحقیق از روش‌های ناپارامتری من کندال دنباله‌ای و پتیت استفاده شده است. هرگاه روند در سطح معنی‌داری مورد نظر تایید شد، می‌توان با استفاده از آزمون من کندال دنباله‌ای نقطه تغییر در سری زمانی را پیدا نمود. در این آزمون آماره‌های  $U$  و  $U'$  محاسبه می‌شود. لازم به ذکر است به دلیل جلوگیری از افزایش حجم مقاله از پرداختن به جزئیات محاسبه این آماره‌ها اجتناب می‌شود. خوانندگان محترم برای جزئیات بیشتر می‌توانند به رحیم‌زاده (۱۳۹۰، ۲۵۸) مراجعه نمایند. جهش‌های ناگهانی مانند محل تلاقی منحنی‌های  $U$  و  $U'$  نشان دهنده زمان وقوع تغییر و وجود روند می‌باشد؛ به طوریکه اگر خطوط مذکور در داخل محدوده بحرانی  $\pm 1/96$  همدیگر را قطع کنند نشان زمان آغاز جهش و تغییر ناگهانی در داده هاست و اگر خطوط مذکور خارج از محدوده خط بحرانی  $\pm 1/96$  همدیگر را قطع کنند، بیانگر وجود روند معنی‌دار در سری‌های زمانی است (سویرز، ۱۹۹۰: ۲۱). عدم تلاقی دو شاخص معرف عدم وقوع تغییر در سری زمانی می‌باشد (تورکس<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۰۲: ۹۴۷). آزمون پتیت (پتیت<sup>۳</sup>، ۱۹۷۶: ۱۲۶) یک روش ناپارامتری است که نیاز به برازش هیچ توزیعی بر روی سری داده‌ها ندارد و به منظور تعیین نقطه تغییر در یک سری زمانی استفاده می‌شود. بواسطه این نقطه، سری زمانی به دو گروه داده تقسیم می‌شود که این دو گروه  $(X_1, X_2, \dots, X_t)$ ،  $(X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_T)$  هر یک دارای ویژگی‌های آماری مشخصی هستند (گائو<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۰).

1. Pettitt's test
2. Turkes
3. Pettitt
4. Gao

بررسی معناداری نقاط جهش با استفاده از آزمون من-ویتنی<sup>۱</sup> و کروسکال-والیس<sup>۲</sup> پس از تعیین نقاط تغییر می‌توان معناداری در نقاط را تعیین کرد. در صورتی که فرض نرمال برقرار نباشد، می‌توان از آزمون ناپارامتری کروسکال-والیس برای چندبار جهش و حالت خاص آن آزمون من-ویتنی برای یک بار جهش استفاده کرد. آزمون ناپارامتری من-ویتنی در سال ۱۹۴۷ توسط من و ویتنی (شسکین<sup>۳</sup>، ۲۰۰۰: ۲۸۹) بسط داده شده است. از این آزمون برای معناداری نقاط جهش در سری زمانی نمایه‌ها استفاده می‌شود. آزمون کروسکال والیس توسط کروسکال و والیس (شسکین، ۲۰۰۰، ۵۹۵) پیشنهاد گردیده است. برای جلوگیری از افزایش حجم مقاله نحوه‌ی محاسبه دو روش یاد شده در این مقاله ذکر نشده است (خوانندگان محترم برای جزئیات بیشتر در مورد نحوه محاسبه این آماره‌ها می‌توانند به رضایی (۱۳۹۰: ۳۱۹) مراجعه نمایند).

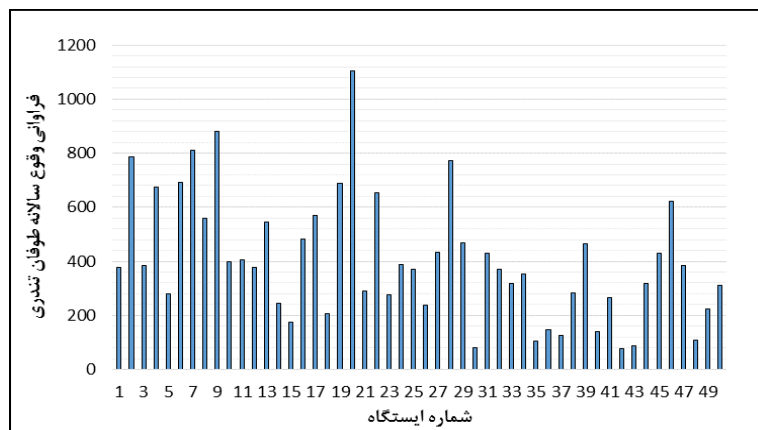
### بحث و نتایج

#### توزیع سالانه طوفان‌های تندری در ایران

با توجه به شکل ۲، مناطقی که دارای حداکثر فراوانی وقوع طوفان تندری هستند، در قسمت های غربی و شمال غربی کشور متمرکز شده‌اند. ایستگاه ماکو در این منطقه دارای بیشترین فراوانی می‌باشد. سایر مناطق که تا حدودی منطبق بر مناطق خشک و کویری کشور هستند، از لحاظ رخداد طوفان تندری فراوانی نسبتاً کمتری دارند. تعداد روزهای وقوع طوفان تندری در ایران به طور کلی از غرب به سمت شرق کاهش می‌یابد. علت این مساله این است که در غرب کشور، پیکر بندی و جهت ناهمواری‌ها می‌تواند در ایجاد ناپایداری‌های محلی به خصوص در فصول گرم سال موثر بوده و باعث بروز پدیده طوفان تندری شود (حجازی زاده، ۱۳۷۹: ۱۵).

- 
1. Mann-whitney
  2. Kruskal Walis
  3. Sheskin





شکل (۲). توزیع سالانه فراوانی وقوع طوفان های تندری در ایران طی دوره آماری مورد مطالعه (۲۰۱۳-۱۹۷۹)

### نتایج تحلیل روند

نتایج تحلیل روند انجام شده در سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد در جدول ۲ آورده شده است. نتایج حاصل از تحلیل روند با استفاده از آزمون من کندال، نشان دهنده وجود روند مثبت در ۳۹ ایستگاه و روند منفی در ۱۱ ایستگاه می باشد. در ۳۹ ایستگاه که دارای روند مثبت بودند، ۶ ایستگاه شهرکرد، ارومیه، سقز، همدان، نوزه، کاشان و یزد در سطح اطمینان ۹۵ درصد و ۱۴ ایستگاه خرم آباد، خوی، زنجان، تبریز، رامسر، سنندج، رشت، سبزوار، دزفول، اردبیل، گرگان، همدان فرودگاه، شاهرود و نوشهر در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار می باشند. در ۱۱ ایستگاه که دارای روند منفی بوده اند، هیچ کدام از ایستگاه ها دارای روند معنی داری نبودند.

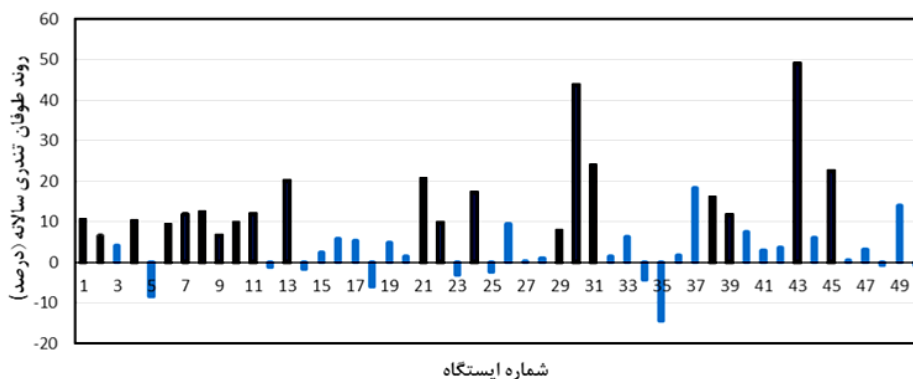
نتایج بررسی سالانه با استفاده از آزمون تی تست نیز تقریباً مشابه نتایج آزمون من کندال می باشد. فقط طبق آزمون من کندال ایستگاه ارومیه روند افزایشی معنادار را در سطح ۹۵ درصد نشان می دهد و آزمون تی تست معنی داری را برای این ایستگاه در سطح ۹۹ درصد نشان می دهد. همچنین آزمون من کندال روند افزایشی ایستگاه سنندج را در سطح ۹۹ درصد نشان می دهد و آزمون تی تست معنی داری را برای این ایستگاه در سطح ۹۵ درصد نشان می دهد (جدول ۲). همچنین برای محاسبه مقدار روند از روش تی تست استفاده و مقدار کل روند سالانه بر حسب درصدی از میانگین سالانه طوفان تندری بیان شده است که نتایج آن در شکل ۳ نشان داده شده است. همانطور که ملاحظه می شود، بیشترین مقدار روند مربوط به ایستگاه های یزد و کاشان می باشد که هر دو در حاشیه کویر مرکزی ایران واقع شده اند. به عبارت دیگر،

بیشترین میزان تغییر پذیری مثبت نسبت به میانگین بلند مدت در این دو شهر اتفاق افتاده است. جدول ۳ توزیع روند سالانه طوفان تندری در مناطق مختلف اقلیمی را طی دوره آماری مورد مطالعه نشان می دهد.

جدول (۲) نتایج حاصل از آزمون من- کندال و تی- تست طی دوره آماری ۱۹۷۹-۲۰۱۳

ایستگاه	من- کندال	t-test	ایستگاه	من- کندال	t-test	ایستگاه	من- کندال	t-test
شهرکرد	۲/۱۶*	۲/۱۶*	فسا	-۰/۴۴	-۰/۶۹	اصفهان	-۰/۸۶	-
خرم آباد	۲/۸۵**	۲/۸۸**	قزوین	۱/۸۵	۱/۹۳	چابهار	۰/۱۴	-
تهران	۰/۷۷	۰/۸۶	ماکو	-۰/۰۱	۱/۱۰	قم	۱/۳۳	-
خوی	۴/۰۶**	۳/۷۷**	سبزوار	۳/۰۵**	۳/۳۸**	همدان فرودگاه	۲/۵۷**	-
مشهد	-۱/۱۷	-۱/۳۴	دزفول	۲/۹۵**	۳/۸۶**	شاهرود	۲/۹۹**	-
زنجان	۳/۶۹**	۳/۵۳**	اراک	-۰/۵۰	-۰/۴۶	کرمان	۰/۶۰	-
تبریز	۳/۸۳**	۵/۳۷**	اردبیل	۳/۴۴**	۳/۷۱**	بابلسر	۰/۴۴	-
رامسر	۳/۰۱**	۳/۸۴**	بندرعباس	-۰/۱۸	-۰/۵۰	جاسک	۰/۱۹	-
ارومیه	۲/۴۳*	۳/۱۷**	بیرجند	۱/۳۷	۱/۲۷	یزد	۲/۳۹*	-
سقز	۲/۰۵*	۲/۱۳*	بجنورد	۱/۶۹	۰/۰۸	آبادان	۱/۰۹	-
سنندج	۲/۸۵**	۲/۶۹*	بوشهر	۰/۴۴	۰/۴۵	نوشهر	۵/۳۸**	-
شیراز	-۰/۳۲	-۰/۲۴	همدان نوزه	۱/۹۶*	۲/۰۴*	کرمانشاه	۰/۲۰	-
رشت	۴/۷۹**	۶/۰۶**	کاشان	۲/۴۰*	۲/۰۴*	کیش	۰/۶۸	-
سمنان	-۰/۲۸	-۰/۲۴	گرگان	۴/۶۰**	۵/۸۸**	زابل	-۰/۰۶	-
آباده	۰/۲۵	۰/۲۴	دوشان تپه	۰/۶۱	۰/۳۴	زاهدان	۱/۷۴	-
اهواز	۱/۴۵	۱/۵۳	ایرانشهر	۱/۱۹	۱/۱۶	تربت حیدریه	-۰/۱۲	-
انزلی	۱/۷۰	۱/۷۲	قوچان	-۰/۸۸	-۰/۸۷			

\*\* معنی دار در سطح اطمینان ۹۹ درصد و \* معنی دار در سطح اطمینان ۹۵ درصد



شکل (۳). مقدار کل روند سالانه بر حسب درصدی از میانگین فراوانی وقوع طوفان تندری در ایستگاه های مورد مطالعه. روند ایستگاه هایی که با رنگ سیاه مشخص شده است، در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد مثبت و معنی دار می باشد.

جدول (۳). توزیع روند سالانه طوفان تندری در مناطق مختلف اقلیمی ایران طی دوره آماری (۱۹۷۹-۲۰۱۳)

درصد بدون روند	درصد روند منفی	درصد روند مثبت	تعداد ایستگاه ها	اقلیم (دومارتن)
(معنی دار (تعداد))	(معنی دار (تعداد))	(معنی دار (تعداد))		
۶۰ (۳۰)	-	۴۰ (۲۰)	۵۰	کل کشور
۸۳ (۱۹)	-	۱۷ (۴)	۲۳	خشک
۴۵ (۹)	-	۵۵ (۱۱)	۲۰	نیمه خشک
-	-	۱	۱	مدیترانه ای
-	-	۱	۱	نیمه مرطوب
۱	-	۰	۱	مرطوب
۲۵ (۱)	-	۷۵ (۳)	۴	بسیار مرطوب

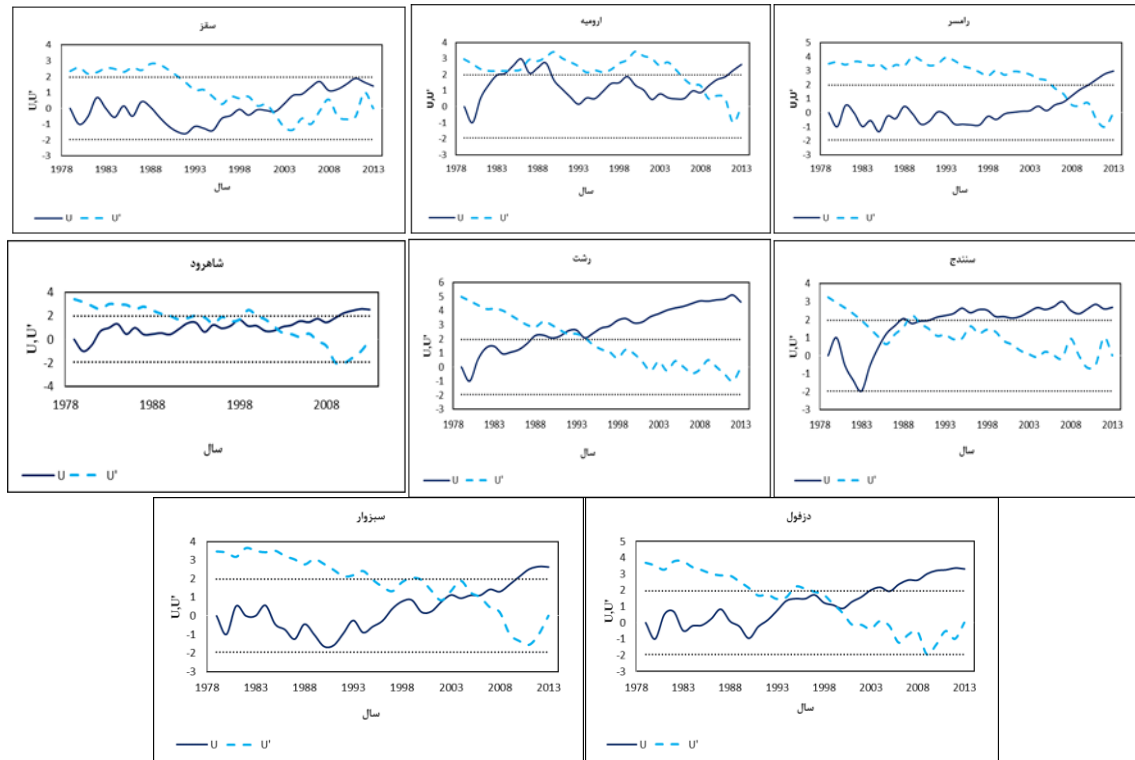
### نتایج آزمون من-کندال دنباله‌ای و پتیت

نتایج حاصل از نمودار آزمون من کندال دنباله‌ای در شکل (۴) نشان داده شده است. شایان ذکر است بدلیل وجود نتایج مشابه، و حجم بسیار زیاد نمودارهای گرافیکی روش پتیت، امکان ترسیم همه آن ها در این تحقیق وجود ندارد و فقط نمونه‌ای از آن ها در شکل (۵) نشان داده شده است. با توجه به شکل (۴) مشاهده می شود که طی دوره آماری مورد مطالعه، در ایستگاه های شهرکرد، خوی، تبریز، رامسر، سقز، گرگان و دزفول شاهد وقوع یک بار جهش می باشیم. اما در ایستگاه های خرم آباد، نوشهر، زنجان، ارومیه، شاهرود، رشت، سنندج، همدان فرودگاه، همدان نوژه، اردبیل، یزد، کاشان و سبزوار شاهد وقوع چندین جهش می‌باشیم. به همین ترتیب، محل تلاقی دو منحنی  $U$  و  $U'$  در شهر رشت در خارج از محدوده بحرانی  $\pm 1/96$

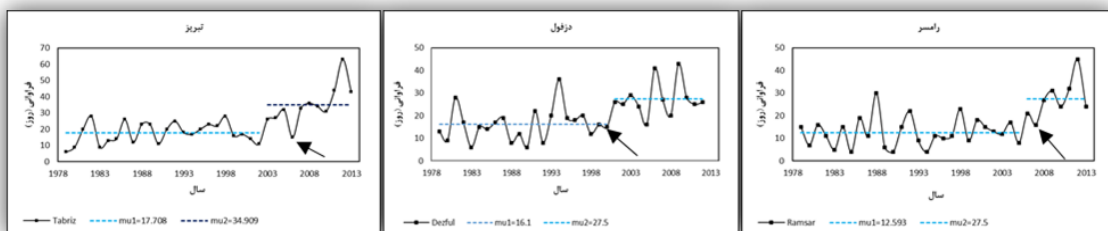
است، بنابراین سری زمانی از این نقطه به بعد، دارای روند معنی دار در سطح ۵ درصد می باشد که با توجه به روند صعودی منحنی  $U$ ، این روند افزایشی است (جدول ۲ را ملاحظه نمایید). شکل (۵) تغییرات مقدار طوفان تندری را با استفاده از آزمون پتیت در ایستگاه های تبریز (نمونه منتخب شمال غرب)، دزفول (نمونه منتخب جنوب غرب) و رشت (نمونه منتخب شمال) نشان می دهد. در این ایستگاه ها تفاوت بین میانگین فراوانی وقوع طوفان تندری قبل و بعد از سال تغییر از نظر آماری معنی دار می باشند.



شکل (۴). تعیین نقاط جهش طوفان تندری در ایستگاه های مورد مطالعه با استفاده از آزمون من کندال دنباله ای



ادامه شکل (۴)



شکل (۵). تعیین نقاط جهش با استفاده از آزمون پنتیت در ایستگاه های تبریز، دزفول و رامسر

**تعیین معنی داری نقاط جهش با استفاده از آزمون من ویتنی و کروسکال والیس**

نتایج حاصل از معنی داری نقاط جهش با استفاده از آزمون من ویتنی و کروسکال والیس در جدول ۴ ارائه شده است. همانطور که در جدول (۴) مشاهده می شود، با انجام آزمون من ویتنی برای فراوانی وقوع سالانه طوفان تندری در ایستگاه های دارای یک جهش، مشخص شد

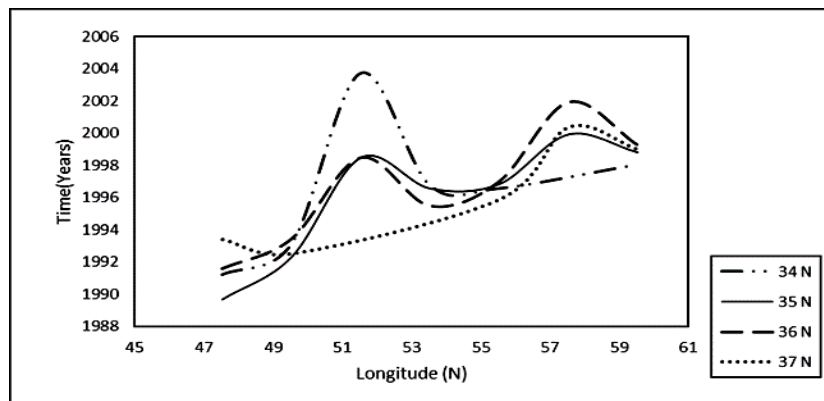
که جهش در سطح ۱ درصد معنی دار است. با انجام آزمون کروسکال والیس در ایستگاه های دارای چند جهش مشخص شد که به غیر از ایستگاه های یزد، اردبیل و کاشان، جهش در بقیه ایستگاه ها در سطح ۵ درصد معنی دار می باشند. شکل (۶) توزیع مکانی ایستگاه های دارای جهش معنی دار را در روی نقشه ایران نشان می دهد. برای تعیین تغییرات زمان وقوع اولین جهش در امتداد طول و عرض جغرافیایی، زمان اولین وقوع جهش با استفاده از روش کریجینگ در مناطقی که جهش معنی دار داشته اند، پهنه بندی گردید. شکل های ۷ و ۸ این تغییرات را نشان می دهند. همانطور که در شکل ۷ مشاهده می شود، بیشترین تغییرات در زمان وقوع جهش نسبت به عرض جغرافیایی، در امتداد طول جغرافیایی ۵۱/۵ درجه شرقی رخ داده است و کمترین تغییرات هم در امتداد نصف النهارهای ۴۹/۵، ۵۳/۵ و ۵۵/۵ درجه شرقی به وقوع پیوسته است.

جدول (۴). نتایج آزمون من ویتنی و کروسکال والیس در معنی داری نقاط جهش

آزمون من - ویتنی		آزمون کروسکال والیس					ایستگاه
نقطه جهش	آماره آزمون	P value	ایستگاه	نقاط جهش	P value	df	
۱۹۸۶	-۲/۶۳**	۰/۰۰۸	شهرکرد	۱۹۹۸،۲۰۰۱	۰/۰۰۰	۲	۲۰/۱۶
۱۹۹۶	-۳/۶۶**	۰/۰۰۰	خوی	۱۹۸۷،۱۹۹۱	۰/۰۱۶	۲	۸/۲۳
۲۰۰۶	-۴/۰۰**	۰/۰۰۰	تبریز	۱۹۸۵،۱۹۸۷،۱۹۸۹،۱۹۹۱	۰/۰۰۶	۴	۱۴/۴۴
۲۰۰۷	-۳/۳۵**	۰/۰۰۱	رامسر	۱۹۸۴،۱۹۸۷،۲۰۰۸	۰/۰۰۷	۳	۱۲/۰۸
۲۰۰۲	-۲/۴۰**	۰/۰۱۶	سقز	۱۹۸۶،۱۹۸۹،۱۹۹۰	۰/۰۱۸	۳	۱۰/۱۱
۱۹۹۱	-۴/۴۸**	۰/۰۰۰	گرگان	۱۹۹۲،۱۹۹۴	۰/۰۰۰	۲	۱۶/۶۲
۲۰۰۰	-۳/۳۰**	۰/۰۰۱	دزفول	۱۹۹۸،۲۰۰۳	۰/۰۳۳	۲	۶/۸۵
				۱۹۹۵،۲۰۰۰،۲۰۰۱،۲۰۰۳،۲۰۰۶	۰/۲۷۸	۵	۶/۳۰
				۱۹۹۷،۱۹۹۸،۲۰۰۰،۲۰۰۲،۲۰۰۵، ۲۰۰۶	۰/۰۷۶	۶	۱۱/۴۳
				۱۹۹۸،۲۰۰۱	۰/۰۰۵	۲	۱۰/۷۴
				۲۰۰۴،۲۰۰۸،۲۰۰۹،۲۰۱۱	۰/۱۳۲	۴	۷/۰۸
				۱۹۸۶،۱۹۹۵،۱۹۹۶،۲۰۰۰، ۲۰۰۱،۲۰۰۲،۲۰۰۶ ۲۰۰۸،۲۰۱۰	۰/۲	۹	۸/۵۹
				۲۰۰۲،۲۰۰۳،۲۰۰۶	۰/۰۲۱	۳	۹/۷۸



حرکت در امتداد مدار ۳۴ درجه شمالی، زمان وقوع جهش از سال ۱۹۹۲ در طول جغرافیایی ۴۹ درجه شرقی تا سال ۲۰۰۴ در طول جغرافیایی ۵۲ درجه شرقی می‌رسد و بعد از آن مجدداً کاهش یافته و در طول جغرافیایی ۵۹ درجه شرقی تا سال ۱۹۹۶ کاهش پیدا می‌کند. همانطور که ملاحظه می‌شود، منحنی تغییرات زمان وقوع جهش در امتداد مدارهای مختلف، شاهد دو اوج است که یکی مربوط به طول جغرافیایی ۵۱ درجه و دیگری مربوط به طول جغرافیایی ۵۸ درجه شرقی است. به عنوان مثال ایستگاه نوشهر که در عرض جغرافیایی ۳۶/۶ درجه شمالی و طول جغرافیایی ۵۱/۴۶ درجه شرقی واقع شده است، بر اساس جدول ۴ دارای دو جهش معنی‌دار است که یکی مربوط به سال ۱۹۹۸ و دیگری مربوط به سال ۲۰۰۱ میلادی است. با توجه به شکل فوق هم همین نتیجه به دست می‌آید. مثال دیگر ایستگاه سبزوار است که در عرض جغرافیایی ۳۶/۲ درجه شمالی و طول جغرافیایی ۵۷/۶۵ درجه شرقی واقع شده است و مطابق جدول ۴ دارای سه جهش است که در سال‌های ۲۰۰۲، ۲۰۰۳ و ۲۰۰۶ رخ داده است. با توجه به شکل هم همین نتیجه حاصل می‌شود.



شکل (۸). زمان وقوع اولین جهش در امتداد عرض جغرافیایی در طول‌های جغرافیایی مختلف

### نتیجه‌گیری نهایی

در این تحقیق با استفاده از آزمون‌های من-کندال و تی تست، روند تغییرات زمانی طوفان تندرلی برای ۵۰ ایستگاه هم‌دید کشور که طبق طبقه‌بندی اقلیمی دومارتن (جدول ۳) دارای اقلیم‌های متنوعی بودند، مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان داد که تغییر رفتار سری‌های طوفان تندرلی در ایستگاه‌های سینوپتیک کشور یکنواخت نبوده و گویای وجود الگوهای متفاوتی در کشور می‌باشد. نتایج بدست آمده از کاربرد دو آزمون، حاکی از تطابق عملکرد دو



آزمون در تشخیص روند طوفان تندری بوده است و تنها در مواردی سطح معنی داری دو آزمون متفاوت بوده است. نتایج حاصل از تحلیل روند با استفاده از آزمون من کندال، نشان دهنده وجود روند مثبت در ۳۹ ایستگاه و روند منفی در ۱۱ ایستگاه می باشد. نتایج نشان داد روند در اکثر ایستگاه ها از تغییرات ناگهانی ناشی شده است. همچنین روند تغییرات در امتداد عرض جغرافیایی شدیدتر از طول جغرافیایی است. در مجموع می توان گفت زمان وقوع جهش در امتداد یک مدار معین با افزایش طول جغرافیایی افزایش می یابد. وجود روند صعودی وقوع طوفان های تندری به ویژه در بخش های غربی ضرورت توجه به مسئله طوفان های تندری را از بعد برنامه ریزی و مدیریت بحران در مخاطرات طبیعی روز به روز بیشتر می کند. همانطور که زمین گرم تر می شود، اهمیت در نظر گرفتن پیامدهای تغییر اقلیم بر وقوع طوفان های تندری بیشتر می شود. شبیه سازی مدل های اقلیمی نشان می دهند که انرژی پتانسیل همرفتی در آینده افزایش و چینش باد در وردسپهر پایین کاهش خواهد یافت. این امر پیشنهاد می کند که تغییر انرژی پتانسیل همرفتی به محیطی مستعدتر برای وقوع طوفان های تندری منجر خواهد شد (بروکس، ۲۰۱۳: ۱۲۹). از نظر مکانی نیز بر اساس تحلیل های انجام شده، بالاترین آسیب پذیری به مناطق غربی و شمال غربی ایران اختصاص دارد که این مناطق از مهمترین بخش های کشاورزی محسوب می شود. بنابراین لازم است تا در برنامه ریزی های مربوط به کشاورزی با راهکارهای مناسب نظیر تغییر زمان کاشت و اصلاح ردیف های کشت و... جهت کاهش اثرات این پدیده اقدام گردد. همچنین می توان با نصب و تجهیز ایستگاه های هشدار سریع در خصوص پیش آگاهی های جوی در زمینه وقوع سیل، بادهای شدید، آدرخش و تندر اقدام نمود تا ضمن ایمن ساختن سازه ها، در صورت وقوع طوفان های شدید، میزان خسارت را به حداقل ممکن کاهش داد. سیستم هشدار سریع برآیند چهار عنصر اصلی است: ۱- دانش ریسک، ۲- پایش و پیش بینی، ۳- اطلاع رسانی، ۴- پاسخ. شکست هر بخش این سیستم، باعث شکست کل سیستم خواهد شد. به عنوان مثال اگر جمعیت آماده نباشد، هشدارهای دقیق هیچ تاثیری نخواهد داشت یا اگر هشدار دریافت شود، اما توسط سازمان های ذیربط اطلاع رسانی صورت نگیرد (استراتژی های بین المللی برای کاهش مخاطرات<sup>۱</sup>، ملل متحد، ۲۰۰۵: ۵). در مجموع با توجه به وجود روند صعودی وقوع طوفان های تندری در اکثر مناطق کشور، نتایج این تحقیق بیانگر لزوم حرکت از مدیریت بحران به سمت مدیریت ریسک مخاطرات اقلیمی است تا از این طریق، آسیب پذیری کشور در این زمینه تا حداقل ممکن کاهش داده شود.

<sup>1</sup>. International Strategy for Disaster Reduction (ISDR), United Nation (UN).

## منابع و ماخذ

۱. جعفرپور، ابراهیم (۱۳۹۰). *مبانی اقلیم شناسی*، انتشارات دانشگاه پیام نور، چاپ دوم، ۲۶۴ صفحه.
۲. جلالی، اروج و جهانی، مقصود (۱۳۸۷). *بررسی پراکنش مکانی بارش های تندری شمالغرب ایران*، مجله فضای جغرافیایی، شماره ۲۳، صفحات ۳۵-۵۸.
۳. حجازی زاده، زهره (۱۳۷۹). *بررسی عوامل سینوپتیکی توفانهای توام با رعد و برق در غرب ایران*، مجله دانشکده ادبیات و علوم انسانی، شماره ۲۸ و ۲۹.
۴. رحیم زاده، فاطمه (۱۳۹۰). *روش های آماری در مطالعات هواشناسی و اقلیم شناسی*، انتشارات سید باقر حسینی، چاپ اول.
۵. خوشحال دستجردی، جواد و قویدل رحیمی، یوسف (۱۳۸۶). *شناسایی ویژگی های سوانح محیطی منطقه شمال غرب ایران (نمونه مطالعاتی: خطر توفان های تندری در تبریز)*، مدرس علوم انسانی، شماره ۵۳، صفحات ۱۱۵-۱۰۱.
۶. رضایی، عبدالمجید (۱۳۹۰). *مفاهیم آمار و احتمالات*، نشر مشهد، چاپ هشتم.
۷. رسولی، علی اکبر و جوان، خدیجه (۱۳۹۱). *تحلیل روند وقوع طوفان های رعد و برقی در نیمه غربی ایران با کاربرد آزمون های ناپارامتری*، فصلنامه فضای جغرافیایی، سال دوازدهم، شماره ۳۸، صفحات ۱۲۶-۱۱۱.
۸. شیر غلامی، هادی و قهرمان، بیژن (۱۳۸۴). *بررسی روند تغییرات دمای متوسط سالانه در ایران*، مجله علمی پژوهشی علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، سال نهم، شماره اول، صفحات ۲۳-۹.
۹. فلاح قالهری، غلامعباس، خوشحال، جواد و حبیبی نوخندان، مجید (۱۳۹۰). *ارزیابی روند خطی تغییرات پارامترهای آگروکلیمایی موثر بر رشد مرکبات مطالعه موردی: شمال ایران*، نشریه پژوهش های اقلیم شناسی، سال دوم، شماره های ۶-۵، صفحات ۳۸-۱۹.

Brooks, H.E. (2013). *Severe thunderstorms and climate change*. Atmospheric Research, 123, 129-138.

Chen, H., Guo S, Xu C.Y., & Singh V.P. (2007). *Historical Temporal Trends of Hydro-Climatic Variables and runoff Response to Climate Variability and their relevance in water resource management in the Hanjiang basin*. Journal of Hydrology, 344, 171-184.

Dai, A. (2001). *Global Precipitation and Thunderstorm*. Journal of Climate, 14, 1092-1111.

Davis, N. E. (2012). *Diurnal variation of thunder at Heathrow airport, London*. Weather, 24, 66-72.

Dejongh, M.I., Verhoest, C.N., & Troch, D.F. (2006). *Analysis of a 105 Year Time Series of Precipitation Observed at Uccle, Belgium*. International Journal of Climatology, 26, 2023-2039.

Enno, S.E., Post P., Briede A., & Stankunaite I., (2014). *Long-term changes in the frequency of thunder days in the Baltic countries*. Boreal Environment Research, 19, 452-466.

Gao, p., Mu, X. M., Wang, F., Li R. (2011). *Changes in streamflow and sediment discharge and the response to the human activities in the middle reaches of the Yellow River*. Hydrology and Earth System Sciences, 15, 1-10.

Gullet, D.W., Vincent L., & Malone, L. (1991). *Homogeneity Testing of Monthly Temperature Series: Application of Multi-phase Regression Models with Mathematical change point*. Canadian Climate Center Rep. 91-10. Atmospheric Environment Service, Downsview, Canada, 47 pp.

Ha, J.K., Park, S., & Kim, K. (2005). *On interannual Characteristics of Climate Prediction Center Merged Analysis Precipitation over the Korean Peninsula during the Summer Monsoon Season*. International Journal of Climatology, 25, 99-116.

Hisdal, H., Stahl, K., Tallaksen, L.M, & Demuth, S. (2001) *Have Streamflow Droughts in Europe become more sever or frequent*. International journal of climatology, 21,317-333.

Inter governmental Panel on Climate Change, (2001). In Houghton, J.T. et al.(Eds), *The Third Assessment Report of Working Group I of Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)*, Cambridge University Press, New York. 881 pp.

- Kendall, M.G. (1975). *Rank Correlation Methods*. Griffin, London, UK.
- Lund, R., & Reeves J. (2002). *Detection of Undocumented Change Points: A Revision of the Two-Phase Regression Model*. Journal of climate, 15, 2547-2554.
- Mann H.B. (1945). *Nonparametric Tests against trend*. Econometrica. 13, 245-259.
- Manohar, G.K. (1999). *Thunderstorm Activity over Indian Southwest Monsoon*. Gephysics Journal of Research, 104, 4169-4188.
- McCuen, R.H., & James, L.D. (1972). *Nonparametric Statistical Methods in Urban Hydrologic Research*. Water Resources Bulletin, 8(5), 965-975.
- Miro, J.J., Estrela, J.M., & Millan, M. (2006). *Summer Temperature Trends In A Mediterranean Area, Valencia Region*. International journal of climatology, 26, 1051-1073.
- Pettitt, A.N. (1979). *A non-parametric Approach to the Change-point Problem*. Applied Statistics, 28(2), 126-135.
- Sheskin, D. J., (2000). *Handbook of parametric and nonparametric statistical procedures*. Chapman & Hall/CRC.
- Sneyers, R. (1990). *On The Statistical Analysis of Series Of Observations*, WMO, Technical Note No.143, Geneva, Switzerland.
- Solow, A. (1987). *Testing for Climate Change: An Application of the Two-Phase Regression Model*. Journal of climate and applied meteorology, 26, 1401-1405.
- Sueyers, .R. (1990). *On the Statistical Analysis of Series of Observations*, WMO, NO.415.
- Takeuchi, Z.X.X.U.K. & Ishidiara.H. (2003). *Monitoring Trend Step Changes in Precipitation in Japanese Precipitation*. Journal of Hydrology, 279, 144-150.

Thompson, C.S. (1984). *Homogeneity Analysis of Rainfall Series: an Application of the use of a Realistic Rainfall Model*. Journal of climate, 4, 609-616.

Turgay, P., & Ercan, K. (2006). *Trend Analysis in Turkish Precipitation Data*. Hydrological Processes, 20, 2011-2026.

Turkes, M., Sumer, U.M. & Demir, I. (2002). *Re-Evaluation of Trends and Changes in Mean, Maximum and Minimum Temperatures of Turkey for the Period 1929-1999*. International journal of climatology, 22, 947-977.

UN-ISDR / Platform for the Promotion of Early Warning, 2005. *Four Elements of People Centered Early Warning Systems*, Virtual Symposium, Public Entity Risk Institute: Early Warning Systems – Interdisciplinary. Observations and Policies from a Local Government Perspective. April 18-22, 2005.

Vinnikov, K.Y. (2002). *Trends in Moments of Climatic Indices*, Geophysical Research Letters, 29(2), 141-144.

Whitman, C.D. (2003). *Mountain Meteorology*, Oxford University Press.

Wulfmeyer, V., & Muller, H.I. (2006). *The Climate Station of the University of Hohenheim: Analysis of Air Temperature and Precipitation Time Series since 1878*. International journal of climatology, 26, 113-138.

