نشریه علمی- پژوهشی جغرافیا و برنامه‌ریزی، سال ۱۹، شماره ۵۴، زمستان ۱۳۹٤، صفحات ۳۲۷-۳۰۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۶/۰۹ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۲/۰/۲۸

بررسی روند تغییرات فـراوانی روزهای هـمراه با یخبندان‌های فراگیر و نیمه‌فراگیر ایران

پیمان محمودی[۱]
محمود خسروی[۲]
سیدابوالفضل مسعودیان[۳]
بهلول علیجانی[٤]

چکیده

در این پژوهش جهت شناسایی و آشکارسازی روند تغییرات فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر و نیمه‌فراگیر ایران، داده‌های مربوط به دمای حداقل روزانه ۶۶۳ ایستگاه هواشناسی همدید و اقلیم‌شناسی کشور برای بازه زمانی ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۴ و برای ماه‌های اکتبر تا آوریل از سازمان هواشناسی کشور دریافت شد. پس از دریافت داده‌ها و آماده کردن پایگاه داده‌های دمای حداقل کشور، نقشه‌های همدمای کشور برای هر روز از ۱۹۶۲/۱/۱ تا ۲۰۰۴/۱۲/۳۱ به‌مدت ۹۱۱۶ روز به‌روش کریگینگ میانیابی شد. در ادامه بر اساس یک اصل مکانی، یخبندان‌ها به سه دسته یخبندان‌های فراگیر (وقوع همزمان در بیش از ۶۵ درصد از مساحت ایران)، یخبندان‌های نیمه‌فراگیر (وقوع همزمان یخبندان در بین ۲۵ تا ۶۵ درصد از مساحت ایران) و یخبندان‌های محلی (وقوع همزمان یخبندان در کم‌تر از ۲۵ درصد از مساحت ایران) تقسیم‌بندی شدند. سپس با استفاده از دو روش

۱ـ استادیار اقلیم شناسی، گروه جغرافیای طبیعی، دانشکده جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان.
E-mail: Paymanasia@yahoo.com
۲ـ دانشیار اقلیم‌شناسی، گروه جغرافیای طبیعی، دانشکده جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان.
۳ـ استاد اقلیم‌شناسی، گروه جغرافیای طبیعی، دانشکده علوم جغرافیایی و برنامه‌ریزی، دانشگاه اصفهان.
۴ـ استاد اقلیم‌شناسی و مدیر قطب علمی تحلیل فضایی مخاطرات محیطی، دانشگاه تربیت معلم، تهران.

تخمینگر شیب سنس و رگرسیون خطی فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر و نیمه‌فراگیر در سه مقیاس ماهانه، فصلی و سالانه بررسی شد.

نتایج نشان داد که روند تغییرات فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر ایران در ماه‌های دسامبر، ژانویه، فصل زمستان و سالانه دارای روند کاهشی معنادار از لحاظ آماری بوده است. اما برای فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های نیمه‌فراگیر مشاهده شد که تنها در ماه ژانویه روند تغییرات معنادار بوده است و جهت تغییرات آن نیز مثبت بوده است. یعنی در طول ۴۳ سال مورد مطالعه بر تعداد روزهای همراه با یخبندان‌های نیمه‌فراگیر افزوده شده است. بنابراین زمانی که از تعداد یخبندان‌های فراگیر در ماه ژانویه کاسته شده است از این طرف بر تعداد یخبندان‌های نیمه فراگیر افزوده شده است. همین قانون برای دیگر مقیاس‌های ماهانه، فصلی و سالانه نیز حکمفرما بوده است.

واژگان کلیدی: یخبندان فراگیر، یخبندان نیمه‌فراگیر، تخمینگر شیب سنس، رگرسیون خطی، ایران، روند.

مقدمه

تغییرات در رخدادهای فرین اقلیمی می تواند از بسیاری جهات جوامع انسانی، زیست بوم‌ها و حیات وحش را تحت تأثیر قرار دهد (پارمیسان[5] و همکاران، ۲۰۰۰: ۴۴۳). یکی از این رخدادهای فرین که اثرات گوناگون آن بر روی فعالیت‌های انسانی، گیاهی و حیوانی بر کسی پوشیده نیست، دماهای شبانه زیر صفر درجه سانتی‌گراد است که غالباً از آن به‌عنوان روزهای یخبندان یاد می‌شود. به‌طور قطع یقین اولین بخشی که از تغییرات احتمالی این رخداد فرین در آینده تأثیر خواهد پذیرفت بخش کشاورزی است؛ چون این بخش بیش‌ترین ارتباط و تأثیرپذیری را از شرایط محیط اطراف و به‌خصوص اقلیم دارد (اسماعیلی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۴۷). پیش‌بینی می‌شود در اثر تغییرات اقلیمی و گرم شدن هوا، مناطق جنگلی به سمت شمال سوق پیدا کنند، بنابراین جغرافیای کشاورزی در این مناطق، تحت

5- Parmesan

تأثیر تغییر اقلیم قرار خواهد گرفت (کوچکی و همکاران، ۱۳۷۷: ۲۳). همچنین نتایج بررسی‌های هیئت بین‌الدول تغییر اقلیم حاکی از آن است که مهم‌ترین عواقب غییر اقلیم بر بخش کشاورزی عبارت خواهند بود از (اسماعیلی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۴۷):

تشدید بحران‌های اقلیمی،

گرم شدن عرض‌های جغرافیایی بالاتر،

کاهش دسترسی به آب،

و پیشرفت باران‌های موسمی به سمت قطب.

لذا مطالعه روند تغییرات این رخداد فرین اقلیمی و آشکارسازی جهت تغییرات آن می‌تواند در سیاست‌گزاری‌های آینده بخش کشاورزی بسیار کمک‌رسان باشد. محققان مختلفی روند تغییرات این رخداد فرین اقلیمی را در قالب روزهای یخبندان، طول فصل رشد، دماهای حداقل روزانه، جابجایی زمانی اولین و آخرین روزهای یخبندان و سرماهای فرین مورد مطالعه قرار داده اند و به نتایج مختلفی هم دست پیدا کرده‌اند به‌طوری‌که هینو[۶] و همکاران (۱۹۹۹: ۱۸۱–۱۵۱) شواهدی دال بر کاهش تعداد روزهای یخبندان از دهه ۱۹۳۰ به بعد در اروپای شمالی و مرکزی یافته‌اند که این کاهش با افزایش شدید دماهای حداقل فصل زمستان اروپا کاملاً منطبق است (ایسترلینگ[۷] و همکاران، ۲۰۰۰: ۴۲۶–۴۱۷). همچنین از سال ۱۹۵۹ تا ۱۹۹۳ در سرتاسر اروپا به‌طور متوسط ۱۰/۸ روز بر طول فصل رشد افزوده شده است (منزل و فابین[۸]، ۱۹۹۹: ۶۵۹). روندهای دماهای حداقل فرین در کشور چین حاکی از افزایش ۲/۵ درجه سانتی‌گراد برای دوره ۱۹۹۰–۱۹۵۱ در فصل زمستان است (ژای[۹] و همکاران، ۱۹۹۹: ۲۱۸–۲۰۳). فصل تابستان در کشور استونی به‌طور قابل ملاحظه‌ای طولانی‌تر شده است در حالی‌که زمستان آن تقریباً ۳۰ روز کوتاه‌تر شده است (جاگووس و

6- Heino
7- Easterling
8- Menzel and Fabian
9- Zhai

آهاس[10]، ۲۰۰۰: ۲۱۹-۲۰۷). فراوانی شب‌های سرد به‌طور قابل ملاحظه ای بین ۱۰ تا ۲۰ روز از سال ۱۹۵۱ تا ۱۹۹۶ در بخش‌های مختلف نیوزلند کاهش داشته است (سالینگر و گریفیث[11]، ۲۰۰۱: ۱۴۵۲-۱۴۳۷). شوارتز و ریتر[12] (۲۰۰۰: ۹۳۲-۹۲۹) به این نتیجه رسیدند که زمان وقوع یخبندان‌های دیررس بهاره در آمریکای شمالی در طول قرن بیستم به سمت اوایل فصل بهار جابجا شده‌اند اما این جابجایی بسیار متغیر و به‌صورت غیرخطی بوده است. بارون[13] و همکاران (۱۹۸۴: ۳۱۹-۳۱۷) تأیید کردند زمانی که در ماساچوست یخبندان ها در فصل بهار دیرتر رخ می‌دهند از آن طرف یخبندان‌ها در فصل پاییز زودتر رخ خواهند داد. دستیابی به این رابطه نظام‌مند حاصل مطالعه یک دوره ۷۰ ساله از داده‌های آغاز و خاتمه یخبندان بوده است.

همچنین از زمان اوج گرمایش نیمکره شمالی در سال ۱۹۴۰، کاهشی در تعداد روزهای فصل رشد در میانه غربی ایالات متحده مشاهده شده است (براوان[14]، ۱۹۷۶: ۴۲۱-۴۲۰). فصل رشد در ایالات مینسوتا در طول قرن بیستم به‌سبب جابجایی زمانی در وقوع آخرین یخبندان‌های زودرس و اولین یخبندان‌های دیررس افزایش یافته است، اما این افزایش در بین ایستگاه‌های مورد مطالعه مختلف بوده است (اسکاگز و بیکر[15]، ۱۹۸۵: ۴۱۴-۴۰۳). برینکمن[16] (۱۹۷۹: ۱۳۸-۱۲۷) مشخص نمود که طول دوره فصل رشد در حد فاصل سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۰۰ در ویسکانسین افزایش یافته است، شارات[17] (۱۹۹۲: ۱۲۷-۱۲۴) نیز تصدیق نمود که طول دوره فصل رشد در چندین ایستگاه در قرن بیستم طولانی‌تر شده است. کوتر و لی دوک[18] (۱۹۹۵: ۷۵-۶۵)، نشان دادند که آغاز فصل بدون یخبندان در شمال شرق

10- Jaagus and Ahas
11- Salinger and Griffiths
12- Schwartz and Reiter
13- Baron
14- Brown
15- Skagges and Baker
16- Brinkmann
17- Sharratt
18- Cooter and LeDuc

ایالات متحده، اکنون ۱۱ روز زودتر از دهه ۱۹۵۰ شروع می شود، همچنین دی گائتانو[۱۹] (۱۹۹۶: ۱۶۶۰–۱۶۴۶)، روندهای معنی‌داری در کاهش روزهای سرد فرین در سرتاسر همان ناحیه به‌دست آورده است. در ایلینویز نیز در صد سال اخیر طول دوره فصل رشد تقریباً یک هفته‌ای افزایش یافته است که این نتیجه وقوع زودرس یخبندان‌های بهاره می‌باشد، در صورتی که تاریخ وقوع اولین یخبندان‌های پاییزه عملاً ثابت بوده و تغییری در آن مشاهده نگردیده است (رابیسون[۲۰]، ۲۰۰۲: ۲۳۸–۲۱۹).

در ایران نیز در چند سال اخیر مطالعات ی در زمینه تغییراقلیم و اثرات آن بر روی رفتارهای بلندمدت دماهای حداقل، حداکثر و میانگین انجام پذیرفته است به‌طوری‌که بسیاری از این مطالعات روند افزایشی دماهای حداقل در ایران را تایید کرده‌اند (جهانبخش و ترابی، ۱۳۸۳: ۱۲۵–۱۰۴؛ رحیم‌زاده و عسکری، ۱۳۸۳: ۱۷۱–۱۵۵؛ مسعودیان، ۱۳۸۳: ۱۷۱–۱۵۴؛ محمدی و تقوی، ۱۳۸۴: ۱۷۲–۱۵۱؛ عزیزی و روشنی، ۱۳۸۷: ۲۸–۱۳؛ علیجانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۶۸–۵۳) اما لازم به اشاره است که این روند افزایشی در دماهای حداقل در همه جای ایران به یک اندازه و به یک شکل نبوده است. علاوه بر این یک جابجائی در هسته‌های مکانی موج‌های شاخص سرما در غرب و شمال غرب ایران مشاهده شده است به‌گونه‌ای که این جابجائی از عرض‌های جغرافیائی حدود ۳۵ درجه به سمت عرض‌های جغرافیائی بالاتر از ۳۶ درجه بوده است (علیجانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۶۸–۵۳). صداقت کردار و رحیم‌زاده (۱۳۸۶: ۱۹۳–۱۸۲) نیز تغییرات طول دوره رشد گیاهان را در نیمه دوم قرن بیستم برای ۱۶ ایستگاه هواشناسی ایران براساس سه شاخص حدی: تعداد روزهای یخبندان، تعداد روزهای یخی و طول دوره رشد مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعات این محققان نشان از افزایش طول دوره رشد در بیش‌تر ایستگاه‌های کشور به خصوص در نیمه شمالی کشور دارد به‌گونه‌ای که سه ایستگاه کرمانشاه، مشهد و تهران به ترتیب با میانگین تقریبی ۱۲، ۹ و ۷ روز بیش‌ترین افزایش را داشته‌اند. متعاقب این افزایش در طول دوره رشد، آن‌ها شاهد روند کاهشی در تعداد روزهای یخبندان نیز بوده‌اند به‌طوری

19- DeGaetano
20- Robeson

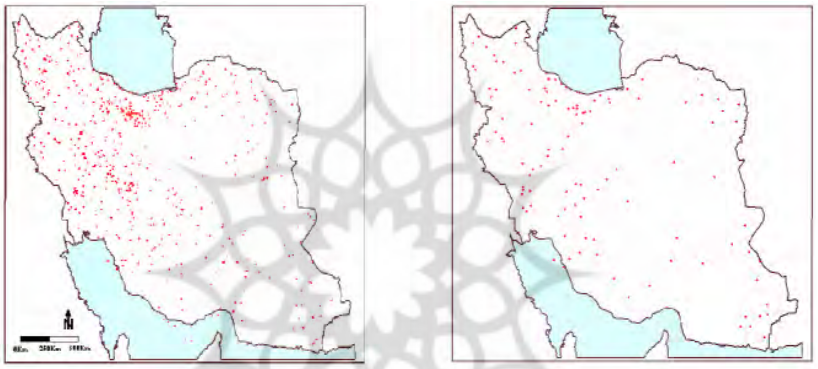
که در تهران ۷ و در اصفهان، مشهد و شیراز ۴ روز کاهش در تعداد روزهای یخبندان را گزارش کرده‌اند. اسماعیلی و همکاران (۱۳۸۹: ۸۲-۶۹) نیز با استفاده از مدل‌های ریزمقیاس نمایی آماری اقدام به بررسی تغییرات طول دوره رشد و طول دوره یخبندان برای دو دوره اقلیمی گذشته (۱۳۸۴-۱۳۵۵) و آینده (۱۴۱۸-۱۳۸۹) برای سه ایستگاه مشهد، تربت حیدریه و سبزوار در شمال شرق ایران نمودند. نتایج کار این محققان نشان می‌دهد که دو ایستگاه مشهد و سبزوار افزایش در طول دوره رشد و ایستگاه تربت حیدریه کاهش در طول دوره رشد داشته‌اند. اما در مورد طول دوره یخبندان هر سه ایستگاه، دارای کاهشی بین ۱۵ الی ۱۶ روز بوده‌اند که محققان آن را نتیجه ای منطقی از گرمایش جهانی می‌دانند.

روش‌های آماری متعددی جهت تحلیل روند سری‌های زمانی ارائه شده است که می‌توان آن‌ها را در دو دسته روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک تقسیم‌بندی نمود. در روش‌های ناپارامتریک اساس کار بر تفاوت بین داده‌های مشاهداتی است به‌گونه‌ای که این روش‌ها مستقل از توزیع آماری بوده و برای سری‌هائی که چولگی یا کشیدگی زیادی دارند مناسب‌تر از روش‌های پارامتریک می‌باشند (حجام و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۶۸-۱۵۷). لذا در این مطالعه با استفاده از روش‌های ناپارامتریک من-کندال و تخمینگر شیب سنس، روند تغییرات روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر و نیمه‌فراگیر ایران به‌عنوان شاخصی جهت آشکارسازی تغییرات اقلیمی در ایران بررسی خواهد شد. بنابراین در بخش مواد و روش‌ها ابتدا نحوه تفکیک روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر از نیمه فراگیر ایران توضیح داده خواهد شد. سپس جبر ریاضی دو روش ناپارامتریک من-کندال و تخمینگر شیب سنس توضیح داده خواهند شد و در نهایت نتایج حاصل از این دو روش مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهند گرفت.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش جهت شناسایی و آشکارسازی روند تغییرات فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر و نیمه‌فراگیر ایران، داده‌های مربوط به دمای حداقل روزانه ۶۶۳ ایستگاه هواشناسی همدید و اقلیم‌شناسی کشور برای بازه زمانی ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۴ و برای ماه‌های

اکتبر تا آوریل از سازمان هواشناسی کشور دریافت شد. پس از دریافت داده‌ها و آماده کردن پایگاه داده‌های دمای حداقل کشور، نقشه‌های همدمای کشور برای هر روز از ۱۹۶۲/۱/۱ تا ۲۰۰۴/۱۲/۳۱ به‌مدت ۹۱۱۶ روز به‌روش کریگینگ میانیابی شد. لازم به اشاره است که تعداد ایستگاه‌ها در هرکدام از سال‌های مورد مطالعه متفاوت بوده است به‌طوری‌که تعداد ایستگاه‌های سینوپتیک و اقلیم‌شناسی در سال ۱۹۶۲، ۱۲۲ ایستگاه (شکل ۱) و در سال ۲۰۰۴، ۶۶۳ ایستگاه (شکل ۲) بوده است.



شکل (۱) موقعیت و پراکنش ایستگاه‌های همدید و اقلیمی مورد مطالعه در سال ۱۹٦۲ (تعداد ایستگاه‌ها ۱۲۲ ایستگاه)

شکل (۲) موقعیت و پراکنش ایستگاه‌های همدید و اقلیمی مورد مطالعه در سال ۲۰۰٤ (تعداد ایستگاه‌ها ٦۲۳ ایستگاه)

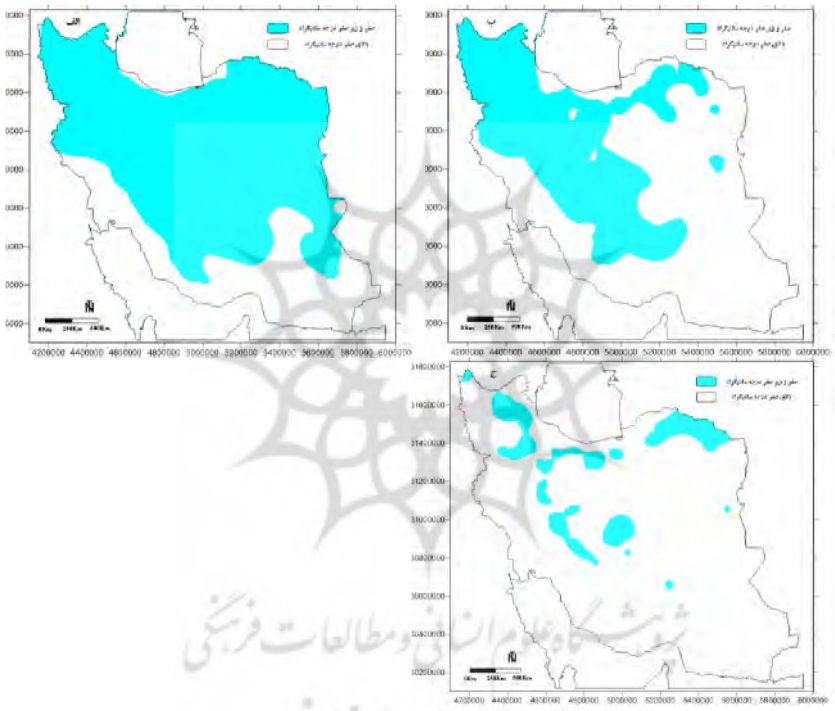
در ادامه یخبندان‌ها (یعنی آن روزهایی که درجه حرارت مساوی یا کم‌تر از صفر درجه سانتی‌گراد است) به سه گروه تقسیم می‌شوند: یخبندان‌های محلی، یخبندان‌هائی نیمه‌فراگیر و یخبندان‌های فراگیر. بر اساس معیارهای تعریف شده زیر، هر روز در یکی از گروه‌های سه‌گانه بالا به‌شرح ذیل طبقه‌بندی شدند:

یخبندان‌های محلی: یخبندان‌هائی هستند که درصد مساحت همراه با یخبندان برابر یا کم‌تر از ۲۵ درصد کل مساحت ایران باشند.

یخبندان‌های نیمه‌فراگیر: یخبندان‌هائی هستند که میزان مساحت دارای یخبندان ۲۵ تا ۶۵ درصد کل مساحت ایران را شامل شوند.

یخبندان‌های فراگیر: یخبندان‌هائی هستند که حدود ۶۵ درصد و بیش‌تر مساحت در ایران یخبندان را تجربه کرده باشند.

در شکل ۳ (الف ـ ج) برای هرکدام از گروه‌های بالا یک نقشه برای نمونه جهت آشنایی با فرایند کار آورده شده است.



شکل (۳)نمونه‌ای از نقشه های تهیه شده برای گروه‌های سه‌گانه یخبندان‌های ایران الف) یخبندان فراگیر ب) یخبندان نیمه فراگیر ج) یخبندان محلی

در ادامه فراوانی‌های ماهانه، فصلی و سالانه روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر و نیمه فراگیر شمارش شدند. مشخصات دوره‌های مستقل ماهانه، فصلی و سالانه انتخاب شده به‌شرح زیر هستند:

سالانه (از اکتبر تا آوریل)

فصلی (پاییز [اکتبر و نوامبر]، زمستان [دسامبر، ژانویه و فوریه] و بهار [مارس و آوریل]) و ماهانه.

در نهایت جهت آشکارسازی روند تغییرات فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر و نیمه‌فراگیر ایران از تخمینگر شیب سنس به‌عنوان یک روش ناپارامتریک و رگرسیون خطی به‌عنوان یک روش خطی استفاده شد که در زیر جبر ریاضی و آماری هر کدام جداگانه توضیح داده خواهد شد.

تخمینگر شیب سنس

جهت برآورد نمودن شیب واقعی یک روند در یک سری زمانی، استفاده از روش ناپارامتریک سنس می‌تواند یکی از روش های مناسب در این زمینه باشد. این روش ابتدا توسط تیل در سال ۱۹۵۰ ارائه و سپس توسط سن در سال ۱۹۶۸ بسط و گسترش داده شد. این روش نیز همانند بسیاری دیگر از روش‌های ناپارامتریک همچون من ـ کندال بر تحلیل تفاوت بین مشاهدات یک سری زمانی استوار است. این روش زمانی می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد که روند موجود در سری زمانی یک روند خطی باشد. این بدان معناست که $f(t)$ در معادله شماره ۱ برابر است با:

$$f(t) = Qt + B \qquad (۱)$$

که Q، شیب خط روند و B، مقدار ثابت است.

جهت محاسبه شیب خط روند یعنی Q، ابتدا بایستی شیب بین هر جفت داده مشاهده‌ای، با استفاده از معادله (۲) محاسبه گردد:

$$Q_i = \frac{x_j - x_k}{j - k} \qquad (۲)$$

که $j > k$ است. در این معادله x_j و x_k به‌ترتیب داده‌های مشاهده‌ای در زمان‌های j و k است. با اعمال این رابطه، برای هرجفت داده مشاهده‌ای، یک شیب به‌دست می‌آید. با قرار دادن این شیب‌ها در کنار یکدیگر یک سری زمانی از شیب‌های محاسبه شده حاصل می‌آید. یعنی اگر n تعداد x_j در سری زمانی وجود داشته باشد ما به اندازه ($N = n(n-1)/2$) برآورد شیب، Q_i، خواهیم داشت.

در مرحله بعد، میانه سری زمانی مورد مطالعه باید به‌دست آید. برای این کار N تعداد از Q_iها از کوچک به بزرگ مرتب می‌شوند و سپس با استفاده از یکی از معادلات زیر اقدام به تعیین میانه سری زمانی می‌گردد. اگر تعداد مشاهدات سری زمانی مورد مطالعه فرد باشد از معادله (۳) و اگر زوج باشد از معادله (۴) استفاده می‌گردد:

$$Q = Q_{[(N+1)/2]} \qquad (۳)$$

$$Q = \frac{1}{2}\left[Q_{[N/2]} + Q_{[(N+2)/2]}\right] \qquad (۴)$$

نتیجه حاصل از این معادلات، به‌دست آمدن شیب خط روند (Q_{med}) است. اگر شیب خط روند مثبت باشد حاکی از صعودی بودن روند و اگر منفی باشد دال بر نزولی بودن روند است.

مرحله بعد، آزمون نمودن شیب به‌دست آمده در فاصله اطمینان ۹۵ درصد است. جهت انجام این آزمون از رابطه زیر استفاده می‌گردد:

$$C_a = Z_{1-\alpha/2}\sqrt{VAR(S)} \qquad (۵)$$

که Z عبارت است از آماره توزیع نرمال استاندارد در یک آزمون دو طرفه که برای سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با $Z = 1.96$ است و $VAR(S)$، نیز واریانس پارامتر S است. جهت بدست آوردن مقدار پارامتر S و همچنین $VAR(S)$ مراحل زیر بایستی پیموده شود:

الف) محاسبه اختلاف بین تک تک جملات سری با همدیگر و اعمال تابع sgn و استخراج پارامتر s

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^{n} \operatorname{sgn}\left(x_j - x_k\right) \qquad (۶)$$

که n تعداد مشاهدات سری x_j و x_k نیز به ترتیب داده‌های j ام و k ام سری می‌باشند.

ب) محاسبه تابع علامت[۲۱] (sgn) که به‌شرح ذیل قابل محاسبه است:

$$\operatorname{sgn}(x) = \begin{cases} +1 & if \quad (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & if \quad (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & if \quad (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \qquad (۷)$$

ج) محاسبه واریانس S توسط یکی از روابط زیر. اگر تعداد داده‌های سری زمانی بزرگ‌تر از ۱۰ مورد باشند از معادله (۸) و اگر کوچک‌تر از ۱۰ مورد باشند از رابطه (۹)بهره گرفته می‌شود.

$$VAR\,(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^{m} t(t-1)(2t+5)}{18} \qquad (۸)$$

$$VAR(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \qquad (۹)$$

که n تعداد داده های مشاهده ائی، m تعداد سری‌هائی است که در آنها حداقل یک داده تکراری وجود دارد و t نیز بیانگر فراوانی داده‌های با ارزش یکسان می‌باشد.

و در نهایت حدود اعتماد بالا و پائین به کمک روابط زیر محاسبه می‌گردد:

21- Sign Function

$$\begin{cases} M_1 = \dfrac{n' + C_a}{2} \\ M_2 = \dfrac{n' - C_a}{2} \end{cases} \qquad (۱۰)$$

که n' تعداد شیب‌هایی است که از طریقه معادله ۲ به‌دست آمده است.

حال M_1امین و M_{2+1} امین شیب‌ها را از بین شیب‌های محاسبه شده استخراج می‌نمائیم. در صورتی که عدد صفر در دامنه بین دو شیب استخراج شده فوق قرار گیرد فرض صفر پذیرفته شده و عدم وجود روند در سری داده‌ها تأیید می‌گردد. در غیر این‌صورت فرض صفر رد شده و وجود روند در سطح اطمینان مورد آزمون پذیرفته می‌گردد.

در نهایت جهت به‌دست آوردن مقدار B در معادله شماره ۱، n تعداد تفاضل $x_i - Qt_i$ محاسبه می‌شود. سپس میانه این مقادیر، برآورد B را در اختیار می‌گذارد (علیجانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۴۲-۲۳).

در تحلیل زمانی، ساده‌ترین تعریف از روندِ تغییرات عناصر اقلیمی، به‌وسیله رگرسیون خطی بیان می‌شود. در این راستا باید بهترین خطی که بر مختصات نقاط حاصل از دو متغیر x و y بر یک صفحه وجود دارد تعیین گردد. یکی از روش‌های برازش خط، روش حداقل مربعات است. در این روش، خطا طوری روی نقاط برازش می‌یابد که مجموع مربعات انحرافات به حداقل برسد (رزمی، ۱۳۸۹). معادله رگرسیون ساده طبق رابطه زیر تعریف می‌شود.

$$\alpha = y + \beta x \qquad (۱۱)$$

که α عرض از مبداء و β شیب خط است.

$$\alpha = y - \beta x \qquad (۱۲)$$

این نشان می‌دهد که یک مقدار مثبت برای β نشانگر افزایش متغیر مورد مطالعه با زمان و یک مقدار منفی برای β نشانگر کاهش متغیر مورد مطالعه با زمان خواهد بود. برای

β=0 فرض وجود روند رد می‌شود. اما از آنجا که مقدار β نامعلوم است یک برآورد از β با اطمینان ۹۵ درصد از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\beta \pm t_{0.025} \frac{S}{S_x} \quad (۱۳)$$

S انحراف از میانگین و S_x برآوردکننده نااریبی از انحراف معیار است که از روابط زیر به دست می‌آیند:

$$S = \sum_{i=a}^{n} (y_i - \alpha - \beta x_i)/(n-2) \quad (۱۴)$$

n-2 برابر با درجه آزادی است.

$$Sx = \sum (x_i - \bar{x}) = \sum (x_i - n\bar{x}) \quad (۱۵)$$

اگر حد بالا و پایین β که به این ترتیب به‌دست می‌آید هر دو مثبت باشند، روند افزایشی متغیر مورد مطالعه را می‌پذیریم. اگر حد بالا و پایین β هر دو منفی باشد روند کاهشی را خواهیم پذیرفت و اگر حد بالا و پایین β علامت‌های متفاوتی داشته باشند فرض وجود روند را تأئید نمی‌کنیم (دارند، ۱۳۹۰).

یافته‌ها و بحث

در این مطالعه در راستای رسیدن به هدف تحقیق یعنی آشکارسازی روند فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر و نیمه‌فراگیر ایران از دو روش آماری، یکی روش آماری ناپارامتریک تخمینگر شیب سنس و دیگری روش پارامتریک رگرسیون خطی بهره گرفته شد. در زیر به تفکیک نتایج حاصل از این دو روش برای یخبندان‌های فراگیر و نیمه‌فراگیر ایران ارائه خواهد شد.

روند تغییرات فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر

در این تحقیق روز همراه با یخبندان فراگیر به‌عنوان روزی تعریف شد که ۶۵ درصد و بیش‌تر از مساحت ایران در آن روز دمای صفر و زیر صفر درجه سانتی‌گراد داشته است. در مقیاس ماهانه مشاهده شد که در ماه‌های اکتبر و آوریل، روزی که همراه با یخبندان فراگیر بوده باشد مشاهده نگردید. لذا از این دو ماه در تحلیل روند فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر ایران صرفنظر شد. در ماه نوامبر تنها در سه سال یعنی سال‌های ۱۹۶۲، ۱۹۶۴ و ۱۹۹۵ به ترتیب ۶، ۲ و ۲ روز همراه با یخبندان فراگیر ثبت شد و در بقیه سال‌ها روزی که در ماه نوامبر یخبندان فراگیر رخ داده باشد مشاهده نگردید. در ماه مارس نیز روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر تنها در ۷ سال از ۴۳ سال مورد مطالعه مشاهده شد. این سال‌ها به‌ترتیب عبارتند از ۱۹۶۳ با یک روز، ۱۹۶۶ با یک روز، ۱۹۷۹ با چهار روز، ۱۹۸۳ با دو روز، ۱۹۸۵ با شش روز، ۱۹۹۲ با سه روز و ۲۰۰۳ با یک روز. لذا با توجه به فراوانی بسیار کم روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر در این دو ماه و همچنین پراکنش نامناسب آنها در طول ۴۳ سال مورد مطالعه هیچ‌گونه روند معناداری در سری زمانی آنها مشاهده نشد (جدول ۱). در جدول ۱، Q شیب خط روند، Qmin95 و Qmax95 حد بالایی و پایینی فاصله اطمینان در سطح ۹۵ درصد و B ضریب ثابت است (معادله ۱). اما بیش‌ترین فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر در ایران به ترتیب در ماه‌های ژانویه، فوریه و دسامبر مشاهده می‌شود. نتایج حاصل از اجرای روش ناپارامتریک تخمینگر شیب سنس بر روی سری زمانی این سه ماه نشان داد که جهت روند تغییرات روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر این سه ماه منفی بوده است یعنی تعداد روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر در ایران در این سه ماه رو به کاهش گذاشته است. اما این کاهش تنها در دو ماه دسامبر و ژانویه در سطح ۹۵ درصد معنادار است و در ماه فوریه معنادار نبوده است. معناداری دو ماه دسامبر و ژانویه در جدول ۱ با رنگ زرد مشخص شده است.

اما در مقیاس فصلی، به‌دلیل این‌که در دو فصل بهار و پاییز فراوانی وقوع این نوع یخبندان‌ها بسیار کم بوده است و این کم بودن باعث شده است که در سری زمانی آنها

صفر زیاد باشد لذا اجرای این مدل ناپارامتریک بر روی سری زمانی آن‌ها امکان‌پذیر نبود. به همین دلیل در جدول ۱، در ردیف های مربوط به این دو فصل هیچ عددی آورده نشده است. اما سری زمانی فصل زمستان حاکی از یک روند کاهشی در فراوانی روزهای همراه با یخبندان های فراگیر بوده است که در سطح ۹۵ درصد این روند معنادار بوده است. همچنین جهت روند تغییرات فراوانی یخبندان‌های فراگیر در مقیاس سالانه نیز با توجه به جدول ۱ منفی است که نشان از کاهش این نوع از یخبندان در مقیاس سالانه نیز دارد.

جدول (۱) نتایج حاصل از آزمون تخمینگر شیب سنس در سطح احتمالاتی ۵ درصد برای فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر ایران

مقیاس زمانی	Q	Qmin95	Qmax95	B
اکتبر	---	---	---	---
نوامبر	---	---	---	---
دسامبر	-۰/۰۷۱	-۰/۲۳۱	-۰/۰۲۱	۴/۸۶
ژانویه	-۰/۲۰۰	-۰/۳۷۵	-۰/۰۵۴	۱۳/۲۰
فوریه	-۰/۰۴۳	-۰/۱۳۰	۰	۳/۵۷
مارس	---	---	---	---
آوریل	---	---	---	---
پائیز	---	---	---	---
زمستان	-۰/۳۷۱	-۰/۶۳۷	-۰/۱۴۷	۲۳/۱۱
بهار	---	---	---	---
سالانه	-۰/۴۰۰	-۰/۷۹۰	-۰/۱۴۰	۲۴

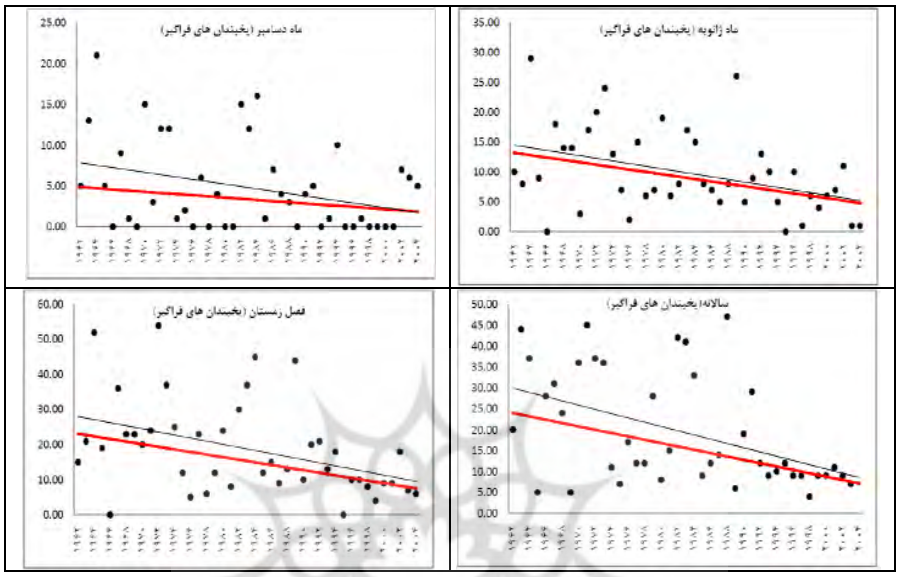
نتایج حاصل از اجرای رگرسیون خطی بر روی سری‌های زمانی ماهانه، فصلی و سالانه فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر تقریباً مشابه با نتایج حاصل از تخمینگر شیب سنس بود. یعنی در دو ماه دسامبر و ژانویه روند کاهشی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر توسط این مدل نیز تأیید می‌شود با این تفاوت که شیب تغییرات به‌دست آمده از رگرسیون خطی برای ماه دسامبر بیش‌تر از تخمین‌گر شیب سنس است. همچنین روند کاهشی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر فصل زمستان، به‌همراه روند کاهشی مقیاس

سالانه نیز توسط رگرسیون خطی مورد تأیید می‌باشد. چون‌که با توجه به جدول ۲ مشاهده می‌شود که حد بالا و پایین فاصله اطمینان مدل به‌دست آمده برای فصل زمستانو ماه‌های ژانویه و دسامبر و همچنین مقیاس سالانه منفی است که با توجه به شیب تغییرات یعنی β، روند کاهشی آنها از لحاظ آماری مورد تأیید است.

جدول (۲) نتایج حاصل از آزمون رگرسیون خطی در سطح احتمالاتی ۵ درصد برای فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر ایران

مقیاس زمانی	β	min95β	max95β	α
اکتبر	---	---	---	---
نوامبر	---	---	---	---
دسامبر	-۰/۱۴۵	-۰/۲۷۶	-۰/۰۱۳	۲۹۱/۶۷۰
ژانویه	-۰/۲۲۲	-۰/۳۸۲	-۰/۰۶۱	۴۴۹/۷۶۲
فوریه	-۰/۰۷۲	-۰/۱۹۶	۰/۰۵۱	۱۴۷/۸۵۵
مارس	---	---	---	---
آوریل	---	---	---	---
پائیز	---	---	---	---
زمستان	-۰/۴۳۹	-۰/۷۴۴	-۰/۱۳۴	۸۸۹/۲۸۷
بهار	---	---	---	---
سالانه	-۰/۵۰۸	-۰/۸۱۶	-۰/۲۰۰	۱۰۲۶/۴۳۷

در شکل (۴) نمودار پراکنش فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر ایران همراه با خط روند تـغییرات آنها که مربوط به ماه‌های دسامبر، ژانویه، فـصل زمستان و سالانه می‌باشد آورده شده است. در این نمودارها خط قرمز پررنگ مربوط به خط روند تخمینگر شیب سنس و خط سیاه نازک مربوط به خط روند رگرسیون خطی است. آنچه که از مشاهده و بررسی این نمودارها به‌دست می‌آید این است که برآورد هر دو روش بسیار به همدیگر نزدیک است، با این تفاوت که شیب خط روند رگرسیون خطی مقداری بیش‌تر از خط روند تخمینگر شیب سنس است.



شکل (٤) نمودار روند تغییرات روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر ایران. نمودار بالا سمت چپ: ماه دسامبر، نمودار بالا سمت راست: ماه ژانویه، نمودار پایین سمت چپ: فصل زمستان و نمودار پایین سمت راست: سالانه. خط قرمز پررنگ برآورد تخمینگر شیب سنس و خط سیاه نازک برآوردرگرسیون خطی

روند تغییرات فراوانی روزهای همراه با یخبندان های نیمه فراگیر

بر اساس تعریف ارائه شده برای یخبندان‌های نیمه‌فراگیر، یخبندان‌های نیمه‌فراگیر، یخبندان‌هایی هستند که در یک روز خاص بین ۲۵ تا ۶۵ درصد از مساحت ایران دمای صفر و زیر صفر درجه سانتی‌گراد داشته باشد. براساس این آستانه در ماه اکتبر تنها در سال ۱۳۸۴، دو مورد یخبندان نیمه‌فراگیر مشاهده شده است و در دیگر سال‌ها یخبندانی با این ویژگی مشاهده نگردیده است. ماه آوریل نیز دومین ماهی است که وقوع یخبندان‌های نیمه‌فراگیر آن بسیار اندک بوده است به‌طوری‌که فقط در سال های ۱۹۶۵، ۱۹۶۷، ۱۹۸۱ و ۱۹۹۷ آنهم به‌ترتیب ۱، ۴، ۲ و ۱ مورد یخبندان نیمه‌فراگیر داشته‌اند. لذا از این دو ماه در تحلیل‌های روند صرف‌نظر شده است. در ادامه با اجرای تخمینگر شیب سنس بر روی سری‌های زمانی دیگر ماه‌های باقیمانده، به‌همراه سری‌های زمانی فصلی و سالانه فراوانی

روزهای همراه با یخبندان‌های نیمه‌فراگیر ایران مشاهده شد که روند تغییرات ماه‌های نوامبر و دسامبر منفی و بقیه ماه‌ها دارای روند مثبت می‌باشند. در مقیاس فصلی نیز روند سه فصل پاییز، زمستان و بـهار و در مقیاس سالانه نیز رونـد مثبت بوده است. اما از لحاظ معناداری آماری، تنها روند افـزایشی ماه ژانویه در سطح ۵ درصد معنادار بوذه است و در دیگر مقیاس‌های ماهانه، فصلی و سالانه روند معناداری مشاهده نشد. در جدول ۳ نتایج حاصل از اجرای تخمینگر شیب سنس بر روی سری‌های زمانی فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های نیمه‌فراگیر آماده است. هم‌چنان‌که در جدول مشاهده می‌شود ماه ژانویه که روند افزایشی آن معنادار بوده است با رنگ زرد نشان داده شده است.

جدول (۳) نتایج حاصل از آزمون تخمینگر شیب سنس در سطح احتمالاتی ۵ درصد برای فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های نیمه‌فراگیر ایران

مقیاس زمانی	Q	Qmin95	Qmax95	B
اکتبر	---	---	---	---
نوامبر	-۰/۰۴۸	-۰/۱۷۷	۰/۰۳۱	۵/۸۱
دسامبر	-۰/۰۴۸	-۰/۲۰۰	۰/۱۰۵	۱۹/۱۴
ژانویه	۰/۱۴۳	۰/۰۱۲	۰/۲۹۴	۱۵
فوریه	۰/۰۵۰	-۰/۰۱۱	۰/۱۷۰	۱۶/۳۵
مارس	۰/۰۳۴	-/۰۶۰	۰/۱۴۳	۴/۷۲
آوریل	---	---	---	---
پائیز	۰/۰۵۰	-۰/۱۷۸	۰/۰۳۵	۵/۹۰
زمستان	۰/۱۴۳	-۰/۱۸۵	۰/۴۳۵	۵۰
بهار	۰/۰۳۱	-۰/۰۶۶	۰/۱۴۳	۴/۸۸
سالانه	۰/۰۷۷	-۰/۳۳۳	۰/۵۸۰	۶۶/۱۲

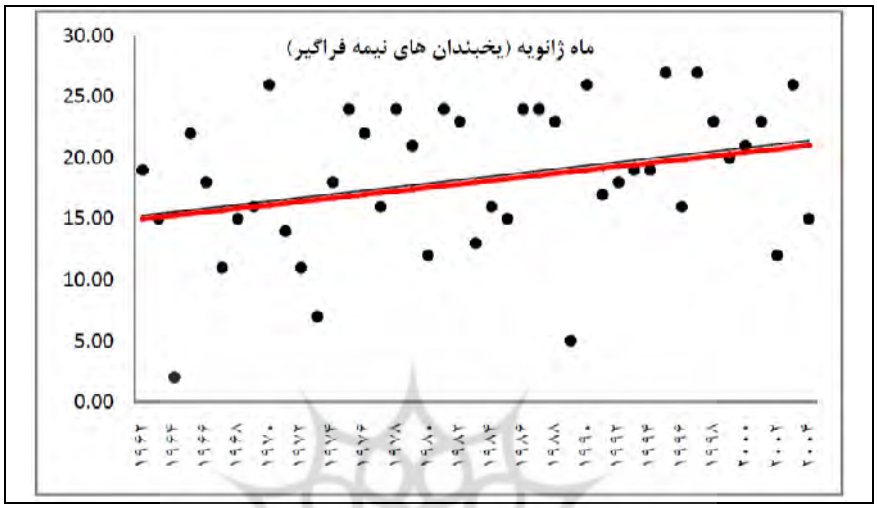
با اجرای رگرسیون خطی بر روی سری‌های زمانی ماهانه، فصلی و سالانه فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های نیمه‌فراگیر مشاهده شد که نتایج حاصل از آن مشابه نتایجی است که از اجرای تخمینگر شیب سنس به‌دست آمده بود. با مشاهده جدول ۴ و مقایسه آن با نتایج ارائه شده در حدول ۳ این مشابهت به روشنی قابل مشاهده است. بنابراین روش

پارامتریک رگرسیون خطی هم‌چون تخمینگر شیب سنس روند افزایشی روزهای همراه با یخبندان‌های نیمه‌فراگیر ایران را در ماه ژانویه در سطح معناداری ۵ درصد تأیید می‌کند. این معناداری در جدول ۴ با رنگ تیره‌تر مشخص شده است.

جدول (٤) نتایج حاصل از آزمون رگرسیون خطی در سطح احتمالاتی ۵ درصد برای فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های نیمه‌فراگیر ایران

مقیاس زمانی	β	β min95	β max95	α
اکتبر	---	---	---	---
نوامبر	-۰/۰۷۷	-۰/۱۹۶	۰/۰۴۲	۱۵۸/۸۱۶
دسامبر	-۰/۰۶۱	-۰/۲۱۵	۰/۰۹۴	۱۳۸/۸۷۰
ژانویه	۰/۱۴۷	۰/۰۰۴	۰/۲۸۹	-۲۷۲/۴۲۳
فوریه	۰/۰۷۷	-۰/۰۳۴	۰/۱۸۹	-۱۳۶/۷۶۱
مارس	۰/۰۴۱	-۰/۰۶۶	۰/۱۴۹	-۷۵/۴۲۳
آوریل	---	---	---	---
پائیز	-۰/۰۷۷	-۰/۱۹۵	۰/۰۴۱	۱۵۸/۲۶۳
زمستان	۰/۱۶۳	-۰/۰۸۶	۰/۴۱۳	-۲۷۰/۳۱۴
بهار	۰/۰۳۱	-۰/۰۸۲	۰/۱۴۳	-۵۳/۶۷۶
سالانه	۰/۱۰۷	-۰/۲۷۵	۰/۴۸۹	-۱۴۵/۱۹۲

در شکل ۵ نمودار پراکنش فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های نیمه‌فراگیر ایران همراه با خط روند دو روش تخمینگر شیب سنس و رگرسیون خطی برای تنها ماهی که روند تغییرات آن معنادار بوده است یعنی ماه ژانویه آورده شده است. هم‌چنان‌که در شکا مشاهده می‌شود خط روند حاصل از دو روش تقریباً بر یکدیگر منطبق شده‌اند که نشان از همسان بودن نتایج هم دارد.



شکل (۵) نمودار روند تغییرات روزهای همراه با یخبندان‌های نیمه‌فراگیر ماه ژانویه ایران. خط قرمز پررنگ برآورد تخمینگر شیب سنس و خط سیاه نازک برآوردرگرسیون خطی

نتیجه‌گیری

براساس یک اصل مکانی روزهای همراه با یخبندان در ایران به سه دسته یخبندان‌های فراگیر، نیمه‌فراگیر و محلی دسته‌بندی شدند. فراوانی این روزها در سه مقیاس ماهانه، فصلی و سالانه شمارش شدند. سپس با استفاده از دو روش آماری تخمینگر شیب سنس و رگرسیون خطی به مطالعه روند تغییرات یخبندان‌های فراگیر و نیمه‌فراگیر در ایران پرداخته شد.

نتایج نشان داد که روند تغییرات فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر ایران در ماه‌های دسامبر، ژانویه، فصل زمستان و سالانه دارای روند کاهشی معنادار از لحاظ آماری هستند. یعنی در طول ۴۳ مورد مطالعه از فراوانی روزهای همراه با یخبندان‌های فراگیر ایران کاسته شده است که این می‌تواند نتیجه تأثیر مستقیم گرمایش جهانی بر روی کاهش تعداد این ویژگی از یخبندان‌ها در ایران باشد. با بررسی شیب تغییرات نیز مشاهده شد که روند تغییرات به‌ترتیب در مقیاس سالانه بیش‌تر و در ماه دسامبر بسیار کم‌تر است.

اما برای فراوانی روزهای همراه با یخبندان های نیمه فراگیر مشاهده شد که تنها در ماه ژانویه روند تغییرات معنادار بوده است و جهت تغییرات آن نیز مثبت بوده است. یعنی در طول ۴۳ سال مورد مطالعه بر تعداد روزهای همراه با یخبندان های نیمه فراگیر افزوده شده است. بنابراین زمانی‌که از تعداد یخبندان‌های فراگیر در ماه ژانویه کاسته شده است از این طرف بر تعداد یخبندان‌های نیمه‌فراگیر افزوده شده است. برای دیگر مقیاس‌ها نیز همین قانون حکمفرما بوده است. بنابراین افزایش یخبندان‌های نیمه‌فراگیر می‌تواند نشانه‌هایی از تأثیر گرمایش جهانی بر روی ایران باشد.

مقایسه نتایج دو روش تخمین‌گر شیب سنس و رگرسیون خطی نیز نشان داد که نتایج این دور روش بسیار نزدیک و مشابه یکدیگر هستند که توانمند هر دو را در آشکارسازی روند تغییرات نشان می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ـ اسماعیلی، رضا؛ حبیبی نوخندان، مجید و غلامعباس فلاح قالهری (۱۳۸۹)، «ارزیابی تغییرات طول دوره رشد و یخبندان ناشی از نوسانات اقلیمی مطالعه موردی: خراسان رضوی»، ***پژوهش‌های جغرافیای طبیعی***، شماره ۷۳، پاییز، صص ۸۲-۶۹.

ـ اسماعیلی، رضا؛ عطائی، هوشمند و غلامعباس فلاح قالهری (۱۳۹۰)، «ارزیابی اثرات تغییر اقلیم بر مکان توسعه دو گونه هسته دار بادام و زردآلو (مطالعه موردی: خراسان رضوی)»، ***نشریه دانش کشاورزی و تولید پایدار***، جلد ۲۱/۲، شماره ۱، صص ۱۶۲-۱۴۵.

ـ جهانبخش، سعید و سیما ترابی (۱۳۸۳)، «بررسی و پیش‌بینی تغییرات دما و بارش در ایران»، ***فصلنامه تحقیقات جغرافیایی***، شماره ۷۴، صص ۱۲۵-۱۰۴.

ـ حجام، سهراب؛ خوشخو، یونس؛ شمس‌الدین وندی، ر. (۱۳۸۷). «تحلیل روند تغییرات بارندگی‌های فصلی و سالانه چند ایستگاه منتخب در حوزه مرکزی ایران با استفاده از روش‌های ناپارامتری»، ***پژوهش‌های جغرافیائی***، شماره ۶۴، تابستان، صص ۱۶۸-۱۵۷.

ـ دارند، محمد (۱۳۹۰)، «***تحلیل همدید سرماهای فرین ایران***»، رساله دکتری اقلیم‌شناسی، دانشکده علوم جغرافیایی و برنامه‌ریزی، دانشگاه اصفهان، ۱۲۲ ص.

ـ رحیم‌زاده، فاطمه و احمد عسکری (۱۳۸۳)، «نگرشی بر تفاوت نرخ افزایش دمای حداقل و حداکثر و کاهش دمای شبانه روزی دما در کشور»، ***فصلنامه تحقیقات جغرافیایی***، شماره ۷۳، صص ۱۷۱-۱۵۵.

ـ رزمی، رباب (۱۳۸۹)، «تغییر رژیم بارندگی آذربایجان ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقلیم‌شناسی، به راهنمایی دکتر حسین عساکره، دانشگاه زنجان، ۱۸۵ ص.

ـ صداقت کردار، عبدا... و فاطمه رحیم‌زاده (۱۳۸۶)، «تغییرات طول دوره رشد گیاهی در نیمه دوم قرن بیستم در کشور. ***فصلنامه پژوهش و سازندگی***، شماره ۷۵، تابستان، صص ۱۹۳-۱۸۲.

ـ عزیزی، قاسم و محمود روشنی (۱۳۸۷)، «مطالعه تغییر اقلیم در سواحل جنوبی دریای خزر به روش من – کندال»، ***پژوهش‌های جغرافیائی***، شماره ۶۴، تابستان، صص ۲۸-۱۳.

ـ علیجانی، بهلول؛ محمودی، پیمان؛ عبدالجبار چوگان (۱۳۹۲)، «بررسی روند تغییرات بارش‌های سالانه و فصلی ایران با استفاده از روش ناپارامتریک «برآوردکننده شیب سنس». ***پژوهش‌های اقلیم‌شناسی*** (پذیرش قطعی و در نوبت چاپ).

ـ علیجانی، بهلول، پیمان محمودی و علی پناهی (۱۳۹۰)، «مطالعه جابجایی هسته‌های زمانی و مکانی دماهای حداقل در غرب و شمال‌غرب ایران»، ***مجله جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی***، سال ۲۲، شماره پیاپی ۴۱، شماره ۱، صص ۶۸-۵۳.

ـ علیجانی، بهلول؛ نجار سلیقه، محمد؛ محمودی، پیمان و الهبخش ریگی چاهی (۱۳۸۹)، «بررسی تغییرات کمینه‌ها و بیشینه‌های سالانه دما در ایران»، ***فصلنامه تحقیقات جغرافیایی***، دوره ۲۴، شماره ۹۸، صص ۲۰-۱.

ـ کوچکی، عوض، حمیدرضا شریفی و اسکندر زند (۱۳۷۷)، ***«پیامدهای اکولوژیکی تغییر اقلیم»***، چاپ اول، انتشارات جهاد دانشگاهی دانشگاه فردوسی مشهد، ۳۴۳ ص.

ـ محمدی، حسین و فرحناز تقوی (۱۳۸۴)، «روند شاخص‌های حدی دما و بارش در تهران»، ***پژوهش‌های جغرافیایی***، شماره ۵۳، پائیز، صص ۱۷۲-۱۵۱.

ـ مسعودیان، سیدابوالفضل (۱۳۸۳)، «بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته. ***فصلنامه جغرافیا و توسعه***»، شماره ۲، صص ۱۸۴-۱۷۱.

- Baron, W.R., G.A. Gordon, H.W. Borns, D.C. Smith (1984), "Frost-free record reconstruction for Eastern Massachusetts", 1733-1980**.** ***Journal of Climate and Applied Meteorology***, Volume 23, Issue 2, pages 317-319.

-Brinkmann, W.A.R. (1979), "Growing season length as an indicator of climatic variations?" ***Climate Change***, Volume 2, Number 2, pages 127-138.

-Brown, J.A. (1976), "Shortening of growing season in the US Corn belt", ***Nature***, 260, pages 420-421.

-Cooter, E.J., & S.K. Leduc (1995), "Recent frost date trends in the Northern-Eastern USA." ***International Journal of Climatology***, Volume 15, Issue 1, pages 65-75.

-DeGaetano, A.T. (1996), "Recent trends in maximum and minimum temperature Threshold Exceedences in the northeastern United States", ***Journal of Climate***, Volume 9, Issue 7, pages 1646-1660.

-Easterling, D. R., J.L. Evans, P.Ya. Groisman, T.R. Karl, K.E. Kunkel, &P. Ambenje (2000), "Observed variability and trends in extreme climate events: A brief review", ***Bulletin of the American Meteorological Society***, Volume 81, Number 3, pages 417-426.

-Heino, R., F. Brazdi, E. Forland, H. Toumenvirta, H. Alexandersson, M. Bbeniston, C. Pfister, M. Rebetez, S. Roesner, G. Rosenhagen, &J. Wibig (1999), "Progress in the study of climatic extremes in Northern and Central Europe**, *Climate Change***, Volume 42, Number 1, pages 151-181.

-Jaagus, J., &A. Ahas (2000), "Space-time variations of climatic seasons and their correlation with the phonological development of nature in Estonia", ***Climate Research***, Volume 15, pages 207-219.

-Menzel, A., & P. Fabian (1999), "***Growing season extended in Europe",*** Nature, 397, page 659.

-Parmesan, C., T.L. Root, &M.R. Willig (2000), "Impacts of extreme weather and climate on terrestrial biota", ***Bulletin of the American Meteorological Society***, Volume 81, Number 3, pages 443-450.

-Robeson, S.M. (2002), "Increasing growing- season Length in Illinois during the 20th century", ***Climate Change***, Volume 52, Number 12, pages 219-238.

-Salinger, M.J., &G.M. Griffits (2001), "Trends in New Zealand daily temperature and rainfall extremes", ***International Journal of Climatology***, Volume 21, Issue 12, pages 1437-1452.

-Schwartz, M.D., & B.E. Reiter (2000), "Changes in North American spring", ***International Journal of Climatology***, Volume 20, Issue 8, pages 929-932.

-Sen, P.K., (1968), "Estimates of the regression coefficient based on Kendall's Tau", ***Journal of the American Statistical Association***. 63. pp 1379-1389.

-Sharrate, B.S. (1992), "Growing season trends in the Alaskan climate record", ***Arctic***, Volume 45, Number 2, pages 124-127.

-Skages, R.H., & D.G. Baker (1985), "Fluctuations in the length of the growing season in Minnesota", ***Climate Change***, Volume 7, Number 4, pages 403-414.

-Thiel, H. (1950), "A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis: part 3", Proceeding of Koninalijke Nederlandse Akademie van Weinenschatpen A. 53, pp 1397-1412.

-Zhai, P., A. Sun, F. Ren, X. Liu, B. Gao, &Q. Zhang (1999), Changes of climate extremes in China, ***Climate Change***, Volume 42, Number 1, pages 203-218.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی