

بررسی تداوم روزهای یخنیدان در ایران، با استفاده از مدل زنجیره مارکوف

بهلول علیجانی - استاد اقلیم‌شناسی، دانشگاه تربیت معلم تهران

پیمان محمودی* - دانشجوی دکترای اقلیم‌شناسی، دانشگاه سیستان و بلوچستان

البخش ریگی چاهی - کارشناس ارشد ریاضیات، مرکز تحقیقات هواشناسی کاربردی استان سیستان و بلوچستان

پرویز خسروی - دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت فناوری اطلاعات، دانشگاه شهید بهشتی

پذیرش مقاله: ۱۳۸۸/۸/۳۰ تأیید مقاله: ۱۳۸۹/۷/۴

چکیده

یکی از عوامل مهم آب و هوایی که در طی دوره سرد سال در بیشتر مناطق کشور بروز می‌کند، پدیده سرما و یخنیدان است. برای مطالعه و بررسی تداوم روزهای یخنیدان در ایران زمین از مدل زنجیره مارکوف، مرتبه‌های یک و دو و سه حالت (یخنیدان و غیریخنیدان) بهره برده شد. با استفاده از این مدل، ماتریس فراوانی و ماتریس احتمالات انتقال برای یک دوره ۱۵ ساله (۱۹۹۱-۲۰۰۵) از ماه اکتبر تا ماه مه در ۵۸ ایستگاه مورد مطالعه محاسبه گردید. سیس وابستگی روزهای یخنیدان و غیریخنیدان به یکدیگر، به همراه ایستایی و همگنی مکانی آنها مورد آزمون قرار گرفت و نتایج در قالب نقشه‌های پهنه‌بندی تداوم‌های مختلف در گستره ایران زمین گردید. از مهم‌ترین نتایج به دست آمده می‌توان به این موارد اشاره کرد: (الف) موقع روزهای یخنیدان در گستره ایران زمین، به جز نواحی شمالی و جنوبی کشور که عموماً فاقد یخنیدان‌اند، ویژگی زنجیره مارکوف را دارا هستند. به عبارت دیگر، تداوم روزهای یخنیدان در ایران تصادفی نیست بلکه وقوع روز یا روزهای یخنیدان به شرایط اقلیمی روزهای گذشته وابسته است. (ب) موقع یخنیدان‌های دو ماه اکتبر و مه، که به تقریب به یخنیدان‌های زودرس پاییزی و یخنیدان‌های دیررس بهاری مشهور هستند، دارای ویژگی زنجیره مارکوف مرتباً اول دو حالت‌های اند؛ یعنی وقوع یخنیدان فقط به شرایط اقلیمی روز گذشته مرتبط است. به عبارت دیگر، حاکمیت با تداوم‌های دو روزه است. (ج) توزیع فضایی تداوم‌های دو روزه در گستره ایران زمین در ماه اکتبر محدود به نواحی مرتفع غرب، شمال غرب و شمال شرق ایران است، در حالی که این نوع از تداوم در ماه مه فقط در نواحی مرتفع شمال غربی ایران مشاهده می‌شود. (د) ماه‌های نوامبر، دسامبر، ژانویه، فوریه، مارس و آوریل ماه‌هایی هستند که به نسبت‌های متفاوت، با تداوم‌های دو یا سه و چهار روزه مواجه‌اند. از این‌دو آزمون‌های آماری نشان می‌دهند که ویژگی زنجیره مارکوف وقوع روزهای یخنیدان ایستا از زمان هستند.

کلیدواژه‌ها: ایران، تداوم یخنیدان، خسروی تداوم، زنجیره مارکوف.

مقدمه

یکی از عوامل مهم آب و هوایی که در طی دوره سرد سال در بیشتر مناطق کشور بروز می‌کند، پدیده سرما و یخندهان است. یخندهان با پایین آمدن دما و نزول آن به آستانه بحرانی مشخص شروع می‌شود و با تأثیراتی که در سطح زمین ایجاد می‌کند، زندگی انسان‌ها و همچنین فعالیت‌های عمرانی و رشد بازدهی محصولات زراعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

با توجه به وضعیت جغرافیایی کشور و ارتفاع نسبتاً بالای بیشتر مناطق آن از سطح دریا و ورود جبهه‌های متفاوت به این سرزمین، وقوع سرما و یخندهان هر ساله بیشتر نقاط کشور - و در برخی از سال‌ها حتی قسمت‌های جنوبی آن - را در بر می‌گیرد و خسارات زیادی را به بار می‌آورد. برای نمونه می‌توان به یخندهان بهاره اردیبهشت ماه ۱۳۶۸ اشاره کرد که نزدیک به یک هفته بر قسمت‌هایی از شمال و غرب کشور حکم‌فرما بود و حدود یک میلیارد و چهارصد میلیون تومان خسارت به بار آورد (براتی، ۱۳۷۵).

یخندهان‌ها با توجه به منشأ پیدایش‌شان به انواع مختلفی همچون تشعشعی، انتقالی و تبخیری تقسیم می‌شوند که هر کدام ویژگی‌های خود را دارند (کریمی خواجه‌لنگی، ۱۳۸۶). از بین این ویژگی‌ها (اولین یخندهان پاییزی، آخرین یخندهان بهاره، شدت، مدت، فراوانی و جز اینها). تداوم یخندهان - چه در مقیاس ساعتی و چه در مقیاس روزانه - اهمیت ویژه‌ای دارد. به عنوان مثال، موقعی که دما به مدت ۴ الی ۵ ساعت به زیر صفر درجه سانتیگراد یا به مدت چند دقیقه به ۲/۲ درجه سانتیگراد یا پایین‌تر تنزل یابد، خسارات فراوانی به بافت‌های برگ، ساقه و پوست گیاهان وارد می‌شود (مجرد قره‌باغ، ۱۳۷۶).

پیشینه تحقیقاتی در زمینه این پدیده اقلیمی و ویژگی‌های آن، پیشینه‌ای غنی است. در ادامه به نتایج برخی از این تحقیقات، چه در سطح جهانی و چه در سطح ایران اشاره می‌گردد. هربر و اشمیر (به نقل از کمالی، ۱۳۸۱) شاید جزء اولین محققانی بودند که در سال ۱۹۳۶ مشخص کردند که گونه‌های سوزنی برگ، اولین سرماهای پاییزه را از تمامی گیاهان دیگر بهتر تحمل می‌کنند و آستانه حرارتی حداقل آنها از سایر گیاهان پایین‌تر است. تام و شاو (۱۹۵۸) نشان دادند که تاریخ‌های وقوع یخندهان‌ها تصادفی‌اند و از توزیع نرمال تعیت می‌کنند. روزنبرگ و مایرز (۱۹۶۲) با پذیرفتن نظریه تام و شاو مبنی بر نرمال بودن توزیع تاریخ‌های یخندهان، نوع وقوع یخندهان را برای مقاصد برنامه‌ریزی کشاورزی، مناسب‌تر از تاریخ متوسط وقوع یک دمای حداقل معین تشخیص داده‌اند.

ویلن (۱۹۸۸) با تحلیل احتمالاتی ویژگی‌های یخندهان، تاریخ‌های آغاز و خاتمه یخندهان، سردرین دما و ریسک وقوع دوره‌های سرد را در فلوریدای مرکزی بررسی، و توزیع احتمالی آن را پیش‌بینی کرده است. واتکینز (۱۹۹۱) به‌منظور پی‌بردن به تغییرات بلندمدت طول فصل یخندهان، با تحلیل دماهای روزانه، شروع و خاتمه یخندهان‌ها را در انگلستان مرکزی مطالعه کرد. بوئر و همکاران (۱۹۹۳) بر مبنای پنج ویژگی یخندهان، یکی از مناطق گندم‌خیز استرالیا را به چهار ناحیه همگن تقسیم کردند و بر مبنای فرم وزنی تحلیل رگرسیون به این نتیجه رسیدند که ارتفاع، بهترین عامل پیش‌بینی کننده ویژگی‌های یخندهان است و از این نظر عرض جغرافیایی و سایر عوامل در درجه بعدی اهمیت قرار می‌گیرند. مولر و همکارانش (۲۰۰۰) رابطه بین چرخه‌های انسو و فراوانی یخندهان را در ناحیه مرکزی آرژانتین مورد

بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که بخشی از تغییرپذیری فراوانی یخیندان را می‌توان به وسیله این چرخه تشریح کرد. تات و ژنگ (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های ماهواره‌ای ویژگی‌های یخیندان ناحیه اوتاگو در کشور نیوزیلند را مورد مطالعه قرار دادند و نقشه‌های زمان آغاز و خاتمه یخیندان را با استفاده از سیستم اطلاعات جغرافیایی برای این ناحیه تهیه کردند. مدلین و بلتراند (۲۰۰۵) پراکندگی مکانی یخیندان‌های دیررس بهاره و عوامل تأثیرگذار بر روی آن را در ناحیه تاکداری شمال فرانسه مورد مطالعه قرار دادند. آنها عوامل تأثیرگذار بر پراکندگی مکانی یخیندان را در دو مقیاس ماکروکلیما (طول و عرض جغرافیایی) و توبوکلیما (عوامل محلی و توبوگرافی) مدنظر قرار دادند.

از میان کارهای انجام شده در داخل، قدیمی‌ترین کار مربوط به هاشمی (۱۳۴۸) است. جوادی (۱۳۵۰) روش‌های تجربی پیش‌بینی یخیندان‌ها و حفاظت در برابر آنها را مطالعه کرده است. رحمتی سایه (۱۳۶۱) با استفاده از نمودارهای شبانه‌روزی دما، درجه حرارت حداقل، و مقدسی (۱۳۶۱) با استفاده از توزیع گامبل خطر وقوع سرمای بهاره را در همدان مورد مطالعه قرار داده‌اند. گرجی بحری و ثابت طالبی (۱۳۷۱) با بررسی تأثیر سرمای دیررس بر راشستان‌های منطقه گلبد و نوشهر به این نتیجه رسیدند که ارتفاع نقش تعیین‌کننده‌ای در وارد آوردن خسارت بر درختان راش دارد. خواجه نوری (۱۳۶۸) تدبیر مؤثر حفاظتی را در برابر یخیندان‌ها توضیح داده و آستانه‌های بحرانی گیاهان و محصولات مختلف کشاورزی را در مراحل مختلف رشد ذکر کرده است.

با وارد شدن به دهه هشتاد شمسی، حجم مطالعات انجام گرفته بر روی یخیندان روند افزایشی عمدتی - چه از لحاظ کمی و چه از لحاظ کیفی - به خود گرفت و تحقیقات گرانبهایی در این زمینه ارائه گردیدند. علیزاده و همکاران (۱۳۷۳) در این دهه با استفاده از آمار دمای حداقل روزانه ۱۵ ایستگاه هواشناسی استان خراسان، تاریخ‌های اولین وقوع یخیندان پاییزه و آخرین وقوع یخیندان بهاره را در سه آستانه حرارتی با توزیع‌های احتمالاتی مطابقت داده و چنین نتیجه‌گیری کرده‌اند که وقوع یخیندان‌های زودرس پاییزه و دیررس بهاره از توزیع گامای دوپارامتری تبعیت می‌کند. براتی (۱۳۷۵) برای اولین بار برای تحلیل و پیش‌بینی الگوهای سینوپتیکی یخیندان‌های بهاره ایران، ۶۲ مورد یخیندان بهاره را طی دوره‌ای ۲۰ سال (۱۳۶۶-۱۳۴۷) با استفاده از آمار روزانه ۶۰ ایستگاه هواشناسی برگزید و سپس آنها را از لحاظ شدت و مدت و گسترش مکانی تحلیل کرد. علیجانی و براتی در سال ۱۳۷۵، در تحقیقات دانشگاهی، براتی یخیندان اوایل فروردین سال ۱۳۶۶ را به عنوان مطالعه‌ای موردنی از دیدگاه سینوپتیکی مورد بررسی قرار دادند. مجرد قره‌باغ (۱۳۷۶) در رساله دکتری خود براساس تئوری تقاطع^۱ ویژگی‌های یخیندان آذربایجان را نظاموار مورد مطالعه قرار داد. براتی در سال ۱۳۷۸ در طی مطالعات خود که بر الگوهای سینوپتیکی به وجود یخیندان‌ها متمرکز بود، نقش پژوهش‌های مهاجر و ارتباط آنها را با یخیندان‌های ایران مورد بررسی قرار داد.

شروع دهه نود با چاپ مقالات مختلف و برگزاری کنفرانس‌های ملی و بین‌المللی درخصوص مخاطرات همراه بود که یخیندان را نیز شامل می‌گردید. خلجی (۱۳۸۰) زمان وقوع سرماهای دیررس بهاره و یخیندان‌های زودرس پاییزه را در سه آستانه صفر، ۱ و ۳- درجه سانتی‌گراد برای استان چهارمحال و بختیاری مورد بررسی قرار داد. کاویانی و

همکاران (۱۳۸۱) با بهره‌گیری از روش‌های آماری، درصد احتمال وقوع و دوره‌های بازگشت سرمای بهاره در مراحل مختلف رشد بادام را با استفاده از معادله ویبول برای منطقه سامان چهارمحال و بختیاری محاسبه کردند. کمالی (۱۳۸۱) سرماهای زیان‌آور برای کشاورزان را در قالب معیارهای احتمالاتی برای ایستگاه تهران، و بهیار (۱۳۸۲) عوامل مؤثر دینامیکی و همدیدی را بر روی سرمازدگی و یخندان در استان چهارمحال و بختیاری مورد بررسی قرار دادند. در ادامه کارهای انجام شده قبلی عزیزی (۱۳۸۳) یخندان‌های نیمه غربی ایران را از دیدگاه سینوپتیکی، حجازی‌زاده و ناصرزاده (۱۳۸۴) ساعت‌های تداوم یخندان را در استان لرستان، کمالی و صحرائیان (۱۳۸۴) تاریخ وقوع اولین سرما و یخندان پاییزه و آخرین سرما و یخندان بهاره را با برای استان آذربایجان شرقی، و توکلی و حسینی (۱۳۸۵) یخندان‌های رخ داده در ایستگاه اکباتان همدان را مورد بررسی قرار دادند.

با مروری که بر منابع خارجی و داخلی صورت گرفت، مشاهده گردید که بیشتر مطالعات انجام شده به خصوص در داخل کشور بر روی برخی ویژگی‌های یخندان، همچون فراوانی و شدت وقوع، طول فصل یخندان و شاخص‌هایی مانند متوسط روز آغاز و خاتمه و طول فصل رشد متumer کز بوده است. این در حالی است که در مورد دیگر ویژگی‌های این پدیده اقلیمی، همچون دوره‌های کوتاه یخندان و غیریخندان، روزهای انجماد - ذوب و تداوم یخندان مطالعات بسیار اندکی صورت گرفته است. از دلایلی که شاید بتوان در این زمینه بدان اشاره کرد، فقدان یا نقص اطلاعات و عدم دسترسی به آمار ساعتی دما در طول شباه روز برای یک مدت طولانی است. بنابراین در این مورد همواره ترجیح داده شده است تا تداوم یخندان در طول فصل یخندان یا دوره‌های کوتاه یخندان مطالعه شود.

هدف این تحقیق تعیین تداوم‌های دو و سه و چهار روزه یخندان و تعیین ساختار احتمالی آن با استفاده از زنجیره مارکوف است. بنابراین، برای دستیابی به این هدف، ابتدا فراوانی تداوم‌ها و توزیع فضایی آنها در ایران بررسی می‌شود و سپس با استفاده از ضریب تداوم زنجیره مارکوف، خود همبستگی تداوم‌های دو و سه و چهار روزه محاسبه می‌گردد.

مواد و روش‌ها

برای بررسی تداوم روزهای یخندان در ایران زمین و دستیابی به الگوی زمانی و مکانی در این زمینه، داده‌های مربوط به دمای حداقل روزانه ۵۸ ایستگاه هواشناسی سینوپتیک در دوره‌ای ۱۵ ساله (۱۹۹۱-۲۰۰۵) برای ماههای اکتبر تا مه از سازمان هواشناسی کشور برگرفته شد. توزیع و پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه در سطح کشور در شکل ۱ آورده شده است. همگنی داده‌ها نیز با استفاده از روش ران تست برای کل ایستگاه‌ها مورد آزمون قرار گرفت و همگنی آنها در سطح بالای پذیرفته شد.

مطالعه یخندان شامل فرایندی گسترده با چندین زیرسیستم است که در قالب نگرشی سیستمی مورد توجه قرار می‌گیرد. سه زیرسیستم این فرایند عبارت‌اند از (مجرد قره‌باغ، ۱۳۷۶):

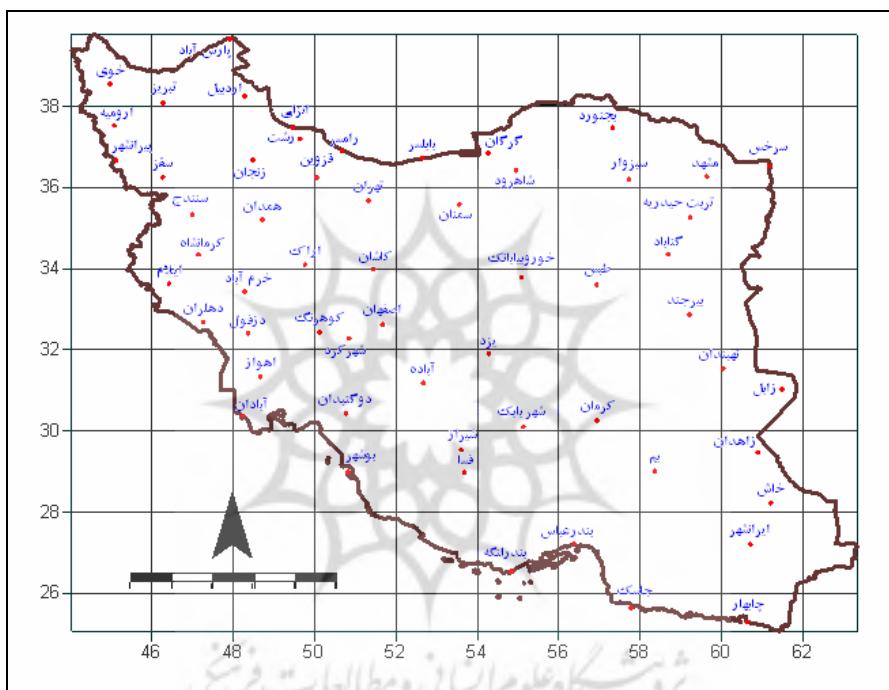
۱. تحلیل آماری: شامل تحلیل ویژگی‌ها و شاخص‌های یخندان، بررسی وضعیت توزیع فضایی شاخص‌ها، قابلیت وقوع یخندان و پیش‌بینی آماری یخندان.

۲. تحلیل سینوپتیکی: شامل بررسی ویژگی‌های سیستم‌های سینوپتیک با استفاده از نقشه‌های فشار، مطالعه علل

وقوع و انواع یخنдан‌ها و پیش‌بینی سینوپتیک.

۳. اصول و روش‌های حفاظت در برابر یخندان.

در این تحقیق، مراحل مطالعاتی زیرسیستم تحلیل آماری یخنдан با استفاده از مدل زنجیره مارکوف و در حد پاسخگویی به هدف مورد نظر، که بررسی تداوم‌های دو و سه و چهار روزه یخندان در ایران زمین است، مدنظر قرار داده شده است.



شکل ۱. نقشه موقعیت و پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه

فرایند زنجیره مارکوف

مدل زنجیره مارکوف از تکنیک‌های ریاضی برای تحلیل پدیده‌های تصادفی است که تداومی از مشاهدات را در طول زمان نشان می‌دهد (طالشی، ۱۳۸۴). در واقع در روش زنجیره مارکوف یک سری از مشاهدات و تغییر هر کدام از مشاهدات از حالتی به حالت دیگر مورد بررسی قرار می‌گیرد (علیزاده، ۱۳۸۳). استفاده از این مدل به دلیل توانمندی‌هایی که در محاسبه دوره‌های یخنдан و بدون یخنдан و همچنین ساده کردن حل بسیاری از مسائل مربوط به فرایندهای وابسته دارد، بسیار مورد توجه محققان مختلف در رشته‌های گوناگون قرار گرفته است (استرن، ۱۹۸۲، مون و همکاران، ۱۹۷۷؛ کتز، ۱۹۹۴؛ دهال و همکاران، ۱۹۹۴؛ چین، ۱۹۷۷؛ کاسکی، ۱۹۹۷؛ مارتین وايد و گومز، ۱۹۹۹؛ جعفری بهی، ۱۹۹۴؛ قادرمرزی، ۱۳۸۰؛ علیجانی و همکاران، ۱۳۸۴؛ حجازی‌زاده و شیرخانی، ۱۳۸۴).

فرض کنید ($X_{n,1}, X_{n,2}, \dots, X_{n,n}$) فرایندی تصادفی است که در آن n می‌تواند هر مقدار متناهی یا شمارا از

مقادیر ممکن را به خود اختصاص دهد. اگر $X_n = i$ باشد، آن‌گاه این فرایند منعکس کننده حالت i در زمان n خواهد بود. پس می‌توان نتیجه گرفت که هر گاه این فرایند در وضعیت i باشد، با احتمال ثابتی (p_{ij}) می‌توان تغییر حالت آن به زرا در آینده برآورد کرد؛ یعنی:

$$\text{probability}(X_{n+1} = j | X_n = i, X_{n-1}, \dots, X_0 = i_0) = p_{ij} \quad (\text{رابطه } 1)$$

که برای همه حالت‌های j, i_1, i_2, \dots, i_n و همه $n \geq 0$ ها صادق است. پس توزیع شرطی هر حالت آتی X_{n+1} ، با توجه به حالت موجود X_n و حالت‌های گذشته X_0, X_1, \dots, X_{n-1} ، فقط وابسته به حالت موجود و مستقل از حالت‌های گذشته است؛ یعنی وابستگی شرایط اقلیمی فردا فقط به شرایط اقلیمی امروز و مستقل از شرایط اقلیمی روزهای گذشته است. چنین فرایند تصادفی‌ای را زنجیره مارکوف می‌نامند. در این فرایند p_{ij} که از آن با عنوان احتمال ثابت نام برده شد، بیانگر احتمال انتقال از حالت i به حالت j است. حال اگر P علامت ماتریس احتمالات یک مرحله‌ای (p_{ij}) در نظر گرفته شود، ماتریس احتمالات انتقال بدین صورت خواهد بود:

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{01} & \dots \\ p_{10} & p_{11} & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ p_{i0} & p_{i1} & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix}$$

اکنون ماتریس فراوانی انتقالات n_{ij} و ماتریس احتمالی انتقالات p_{ij} بین دو حالت متوالی وقوع روزهای یخنیان می‌تواند بدین شرح ارائه شود:

$$N = \frac{W}{D} \begin{bmatrix} n_{00} & n_{01} \\ n_{10} & n_{11} \end{bmatrix} \quad P = \frac{W}{D} \begin{bmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{bmatrix}$$

که n_{ij} و p_{ij} به ترتیب بیانگر فراوانی و احتمال حالت‌های انتقال از حالت i به دیگر حالت‌های ممکن j هستند (Moon et al., 1994). بسط همین خاصیت مارکوفی که در رابطه مذکور بیان شد، در زنجیره‌های مارکوف مرتبه دوم و سوم بدین صورت است:

$$P_r = \{X_{t+1} | X_t, X_{t-1}, \dots, X_1\} = P_r\{X_{t+1} | X_t, X_{t-1}\} = P_{ijk} \quad (\text{رابطه } 2)$$

$$P_r = \{X_{t+1} | X_t, X_{t-1}, \dots, X_1\} = P_r\{X_{t+1} | X_t, X_{t-1}, X_{t-2}\} = P_{ijkh} \quad (\text{رابطه } 3)$$

پس ماتریس فراوانی انتقالات و ماتریس احتمال انتقال آنها نیز به ترتیب می‌تواند بدین صورت ارائه گردد:

$$n = \begin{bmatrix} n_{...} & n_{...} \\ n_{..1} & n_{..1} \\ n_{.1..} & n_{.1..} \\ n_{1..} & n_{1..} \\ n_{11..} & n_{11..} \end{bmatrix} \quad p = \begin{bmatrix} p_{...} & p_{...} \\ p_{..1} & p_{..1} \\ p_{.1..} & p_{.1..} \\ p_{1..} & p_{1..} \\ p_{11..} & p_{11..} \end{bmatrix}$$

$$n = \begin{bmatrix} n_{....} & n_{....} \\ n_{...1} & n_{...1} \\ n_{..1..} & n_{..1..} \\ n_{.1..1} & n_{.1..1} \\ n_{1..1..} & n_{1..1..} \\ n_{11..1} & n_{11..1} \\ n_{111..} & n_{111..} \\ n_{1111..} & n_{1111..} \end{bmatrix} \quad p = \begin{bmatrix} p_{....} & p_{....} \\ p_{...1} & p_{...1} \\ p_{..1..} & p_{..1..} \\ p_{.1..1} & p_{.1..1} \\ p_{1..1..} & p_{1..1..} \\ p_{11..1} & p_{11..1} \\ p_{111..} & p_{111..} \\ p_{1111..} & p_{1111..} \end{bmatrix}$$

بعد از فراهم ساختن ماتریس فراوانی انتقالات و ماتریس احتمالی انتقالات، وابسته یا مستقل بودن روزهای یخنдан به یکدیگر با فرمول زیر آزموده شد (Moon et al., 1994)

$$\alpha = \sum_{i,j}^m n_{ij} \ln(p_{ij}/p_j) \quad \text{رابطه (۴)}$$

در نهایت نتیجه حاصل از این معادله با توزیع χ^2 در سطح احتمالاتی 0.05 و با درجه آزادی $(m-1)$ برای هر سه مرتبه زنجیره مارکوفی آزمون شد. در این فرمول m تعداد کل حالتها (در این مطالعه $m=2$) و p_j بیان کننده احتمالات حاشیه‌ای برای ستون j از ماتریس احتمالی انتقالات است که از معادله زیر بدست می‌آید:

$$p_j = \sum_i^m n_{ij} / \sum_{i,j}^m n_{ij} \quad \text{رابطه (۵)}$$

سپس ایستایی سری زمانی با فرمول χ^2 سنجیده شد (Moon et al., 1994)

$$\beta = \sum_t^T m_{i,j} n_{ij}(t) \ln [p_{ij}(t)/p_{ij}] \quad \text{رابطه (۶)}$$

در این معادله T نشان‌دهنده تعداد زیردوره‌ها (در این مطالعه $T=3$)، $n_{ij}(t)$ و $p_{ij}(t)$ به ترتیب i امین و j امین مؤلفه ماتریس فراوانی و ماتریس احتمالی انتقال t امین زیرمجموعه است. اگر زنجیره مارکوف ایستا باشد، آماره β از معادله (۶) دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی $(T-1)m(m-1)$ است.

و در نهایت همگنی مکانی ویژگی‌های زنجیره مارکوف با استفاده از معادله زیر آزموده شد (Moon et al. 1994):

$$\gamma = \sum_s^S \sum_{i,j}^m n_{ij}(s) \ln(p_{ij}(t)/p_{ij}) \quad \text{رابطه (۷)}$$

این آماره نیز دارای تابع توزیع χ^2 با درجه آزادی $(m-1)(m-1)$ است. در این معادله S تعداد ایستگاه‌ها (در این مطالعه $s=58$) و n_{ij} و p_{ij} به ترتیب زامین و زامین مؤلفه ماتریس فراوانی و ماتریس احتمالی انتقال زامین ایستگاه هستند.

در ادامه با استفاده از ماتریس‌های احتمالی انتقالات که قبلاً برای هر کدام از ایستگاه‌ها و ماه‌ها به طور جداگانه محاسبه گردیده بودند، پارامتر تداوم که نشان‌دهنده میزان خودهمبستگی روزهای یخ‌بندان با یکدیگر است، با استفاده از معادلات (۸)، (۹) و (۱۰) برای مرتبه مناسب هر ایستگاه محاسبه شد. در این معادلات صفر نشان‌دهنده روز بدون یخ‌بندان و ۱ نشان‌دهنده روز دارای یخ‌بندان است.

$$r_i = P_{\dots} - P_i \quad \text{رابطه (۸)}$$

$$r_j = P_{\dots\dots} - P_{\dots j} \quad \text{رابطه (۹)}$$

$$r_{ij} = P_{\dots\dots\dots} - P_{\dots\dots ij} \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

لازم به ذکر است که تمام مراحل مذکور، چه استخراج ماتریس فراوانی انتقالات و چه انجام آزمون‌های مختلف، همگی در محیط نرم‌افزاری Matlab برنامه‌نویسی شده است. نقشه‌ها نیز در محیط نرم‌افزاری Surfer و با استفاده از روش درون‌یابی گریجینگ رسم گردیده‌اند.

یافته‌های تحقیق

برای مطالعه و بررسی تداوم روزهای یخ‌بندان در ایران‌زمین، ماتریس فراوانی و ماتریس احتمالی انتقالات زنجیره مارکوف مرتبه‌های ۱ و ۲ و ۳ با دو حالت یخ‌بندان و غیریخ‌بندان برای دوره ۱۵ ساله (۱۹۹۱-۲۰۰۵) از ماه اکتبر تا ماه مه برای کل ۵۸ ایستگاه مورد مطالعه محاسبه گردید؛ و تعداد ماتریس‌هایی که در این مرحله به دست آمد در مجموع به ۳۴۸ ماتریس رسید. بنابراین به منظور رعایت اصل خلاصه‌نویسی و همچنین با توجه به اینکه خطرهای ناشی از وقوع سرما و یخ‌بندان بیشتر در اوایل فصل پاییز و همچنین اوایل فصل بهار مشاهده می‌شود، لذا فقط نتایج حاصل از ماه‌های شروع و خاتمه یخ‌بندان بیشتر بسط و تشریح خواهند گردید.

فراوانی تداوم‌های دو و سه و چهار روزه یخ‌بندان‌ها با استفاده از ماتریس‌های فراوانی انتقالات به تفکیک ماه و برای همه ایستگاه‌های مورد بررسی استخراج گردید. همچنین برای دستیابی به الگوی فضایی تداوم‌های دو و سه و چهار روزه این پدیده، نقشه‌های توزیع فضایی آنها به تفکیک برای تداوم‌های مختلف در گستره ایران تهییه گردید.

براساس شکل ۲ که نشان دهنده توزیع فضایی یخنдан‌های با تداوم دو روزه است، مشاهده می‌شود که اولین یخندان‌های با تداوم دو روز در ماه اکتبر و در غرب و شمال غرب ایران روی داده است، به طوری که هسته مکانی این یخندان‌ها با میانگین فراوانی ۳ بار تکرار، مربوط به ایستگاه‌های سقز و شهرکرد و همدان بوده است. با ادامه فصل سرما مشاهده می‌شود که تمام ایران به جز نوار شمالی و جنوبی کشور در ماه‌های نوامبر، دسامبر، ژانویه، فوریه و مارس، با یخندان‌های دارای تداوم دو روز، اما با فراوانی‌های مختلف مواجه‌اند.

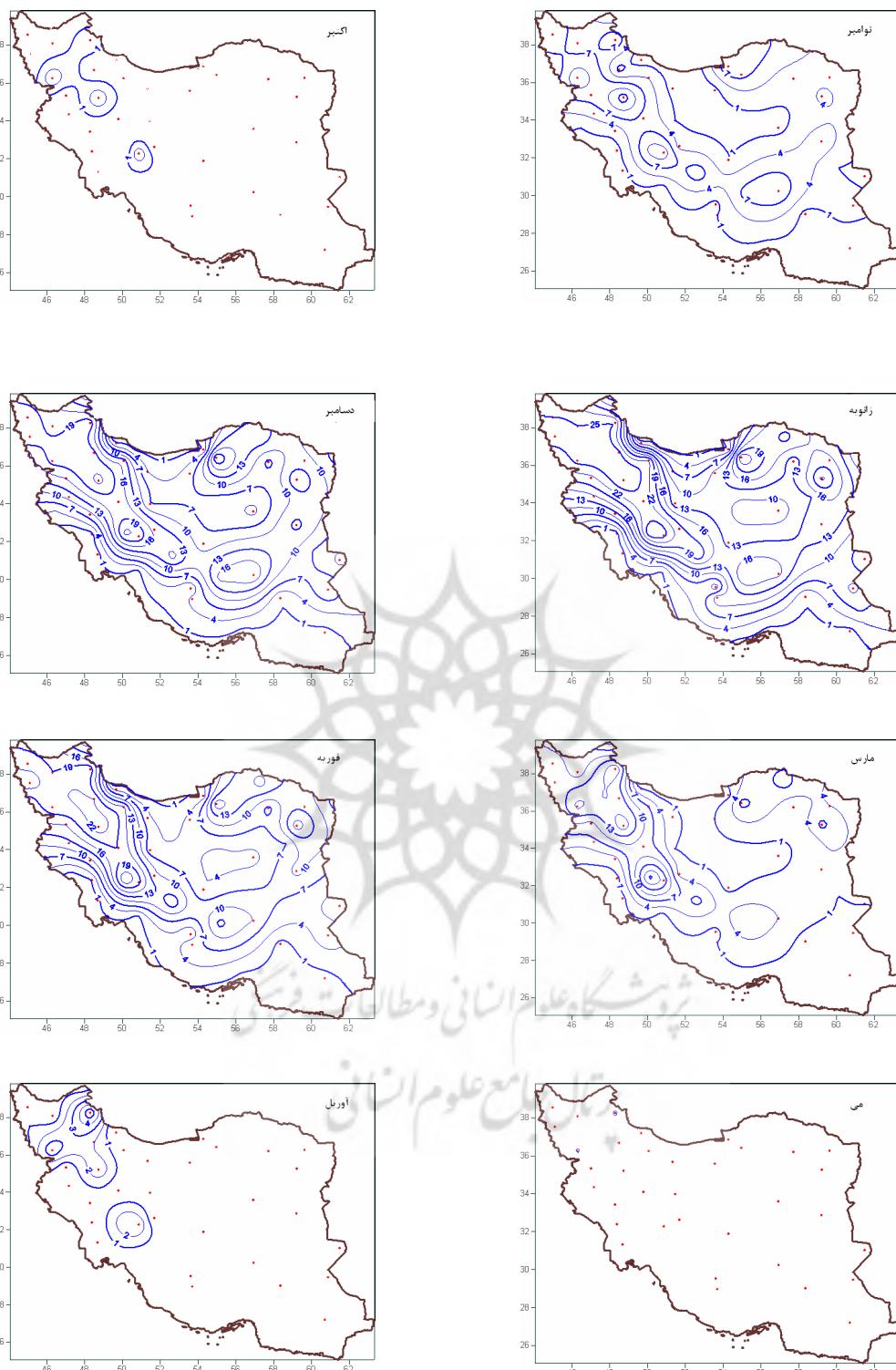
با آغاز ماه آوریل مشاهده می‌شود که قسمت اعظم ایران از سیطره یخندان‌های با تداوم دو روز خارج‌اند و فقط غرب و شمال غرب ایران تحت تأثیر این تداوم باقی می‌مانند، به طوری که هسته مکانی بیشترین فراوانی این تداوم با ۶ و ۴ و ۳ مورد مربوط به ایستگاه‌های اردبیل، سقز، همدان و کوهرنگ است. این تداوم حتی در ماه مه نیز مشاهده می‌شود؛ اما فقط دو ایستگاه سقز و اردبیل، آن‌هم با یک مورد این نوع از تداوم را ثبت کرده‌اند.

یخندان‌هایی با تداوم سه روز که در شکل ۳ توزیع فضایی فراوانی آنها در هشت ماه مورد مطالعه به تفکیک ترسیم شده است، نشان می‌دهد که در ماه اکتبر فقط به صورت نقطه‌ای و آن‌هم در غرب و شمال غرب ایران نشانه‌هایی از این تداوم مشاهده گردیده است. در واقع ایستگاه‌های سقز و شهرکرد و اردبیل هر کدام با ۳ و ۲ و ۱ مورد، تنها ایستگاه‌هایی بوده‌اند که در ایران این نوع از تداوم‌ها را ثبت کرده‌اند. اما با شروع ماه نوامبر مشاهده می‌گردد که به جز نواحی جنوبی، جنوب شرقی، و همچنین نوار باریک شمالی و داخلی ایران بقیه نقاط کشور با این نوع از تداوم‌های سه روزه – اما با فراوانی‌های مختلف – مواجه بوده‌اند.

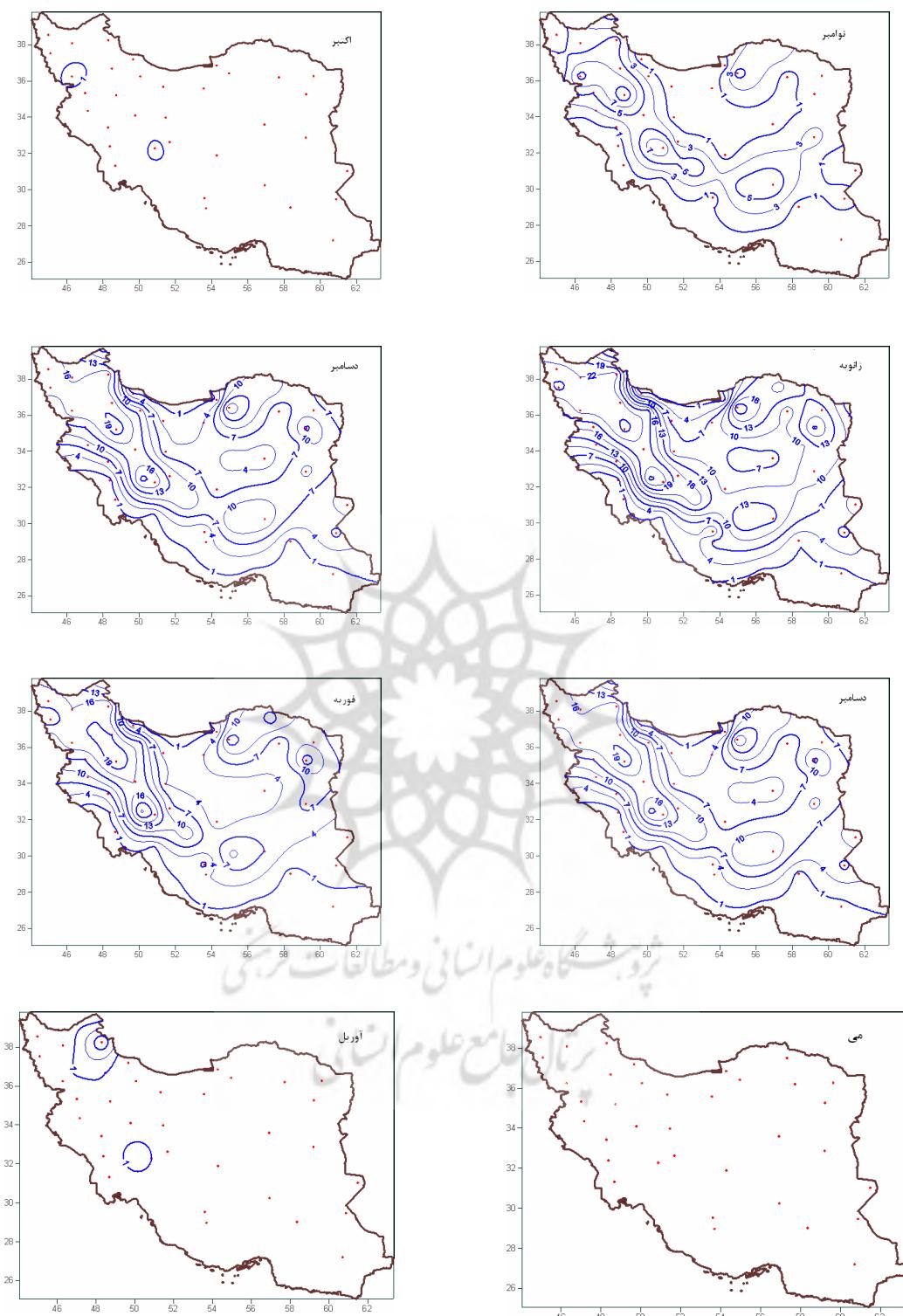
ماه‌های دسامبر و ژانویه و فوریه که سرديگرین ماه‌های سال ایران به شمار می‌روند، حداکثر پوشش کشوری با این تداوم را دارند. اما با آغاز ماه مارس قسمت اعظمی از ایران در شمال، مرکز، جنوب و جنوب غربی از سیطره این تداوم خارج می‌شود و در ماه آوریل فقط در شمال غربی ایران نشانه‌هایی از این تداوم را می‌توان مشاهده کرد، به طوری که بیشترین فراوانی این تداوم‌ها با ۴ و ۲ مورد متعلق به ایستگاه‌های اردبیل و کوهرنگ است و در بقیه ایستگاه‌ها همچون زنجان، شهرکرد، همدان، بجنورد، خوی و سقز فقط یکبار این تداوم ثبت شده است. ماه مه نیز موسیمی بوده است که در دوره ۱۵ ساله مورد مطالعه هیچ‌گونه تداوم سه روزه‌ای را به خود ندیده است.

فراوانی تداوم‌های چهار روزه در ایران نشان می‌دهد که در ماه اکتبر فقط سه ایستگاه سقز و اردبیل و شهرکرد – که در واقع مرتفع‌ترین ایستگاه‌های ایران نیز هستند – آن‌هم فقط برای یک بار در دوره مورد مطالعه، چنین تداومی را ثبت کرده‌اند. با وارد شدن به ماه‌های نوامبر، دسامبر، ژانویه و فوریه مشاهده می‌شود که گسترش این تداوم ابتدا بر روی مناطق کوهستانی کشور بهویژه غرب و شمال غرب ایران بوده است که در ادامه دیگر قسمت‌های آن، به استثنای شمال و جنوب کشور تحت سیطره این تداوم واقع می‌شوند.

در ماه مارس که در واقع ماه روند کاهشی این تداوم بر روی ایران است، مشاهده می‌شود که گسترش آن فقط بر روی رشته کوه زاگرس و قسمت‌هایی از شمال شرق کشور است، به طوری که روند گسترشی آن دقیقاً منطبق بر روند گسترشی رشته کوه زاگرس یعنی گسترش شمال غرب جنوب شرق است.



شکل ۲. توزیع فضایی تداوم‌های دو روزه یخ‌بندان در ایران، از ماه اکتبر تا ماه مه



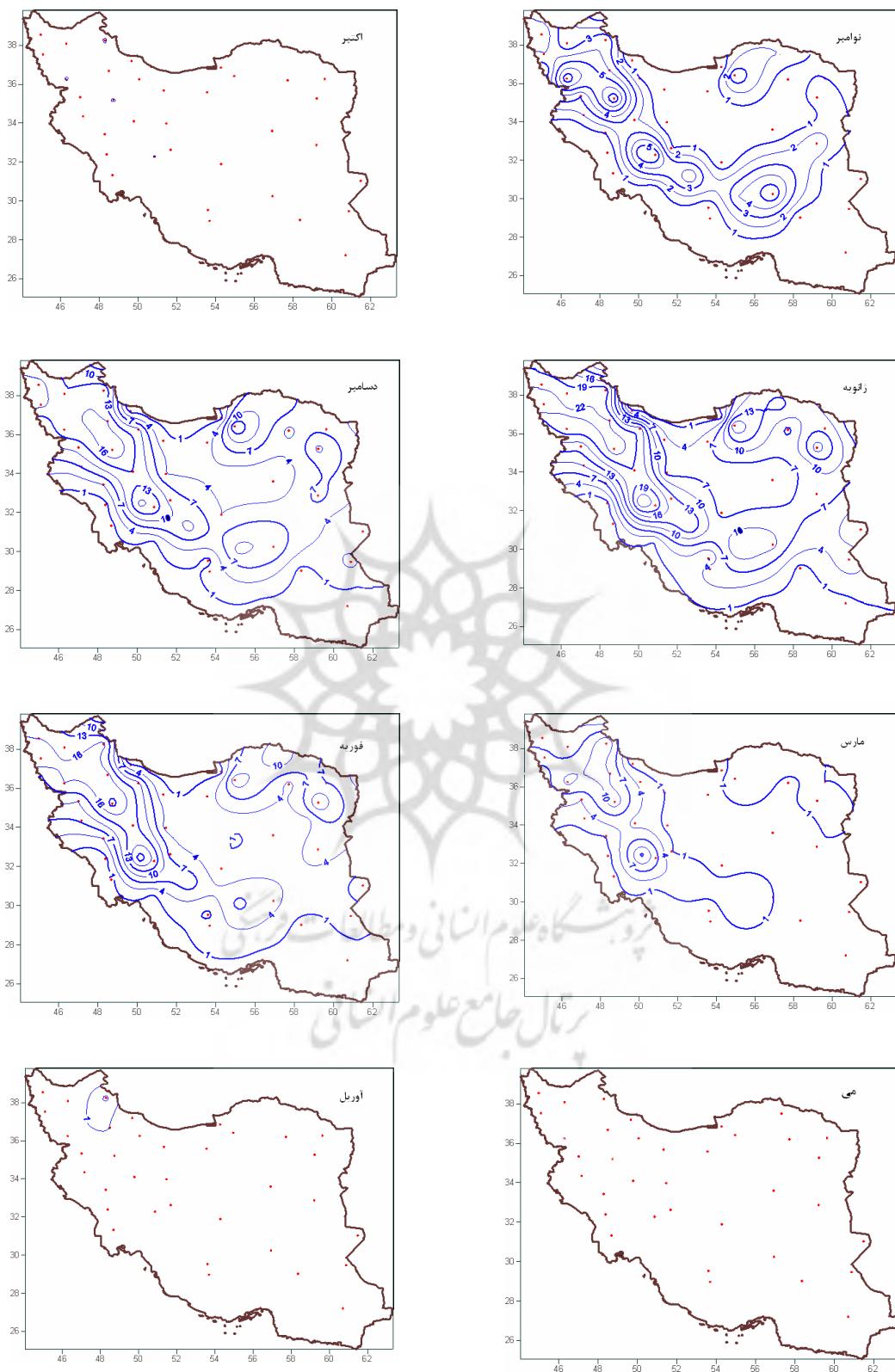
شکل ۳. توزیع فضایی تداوم‌های سه روزه یخندهان در ایران از ماه اکتبر تا ماه مه

با آغاز ماه آوریل، این نوع تداوم فقط در شمال غربی ایران مشاهده می‌شود، به طوری که هسته مکانی بیشترین فراوانی وقوع این نوع تداوم با دو بار تکرار متعلق به ایستگاه اردبیل بوده است؛ هر چند در دیگر ایستگاه‌های مرتفع کشور همچون سقز، همدان، زنجان و کوهرنگ نیز از این نوع تداوم اما با فراوانی یک بار تکرار مشاهده شده است. در ماه مه دیگر عملاً تداومی از این نوع یخنیان مشاهده نمی‌گردد (شکل ۴).

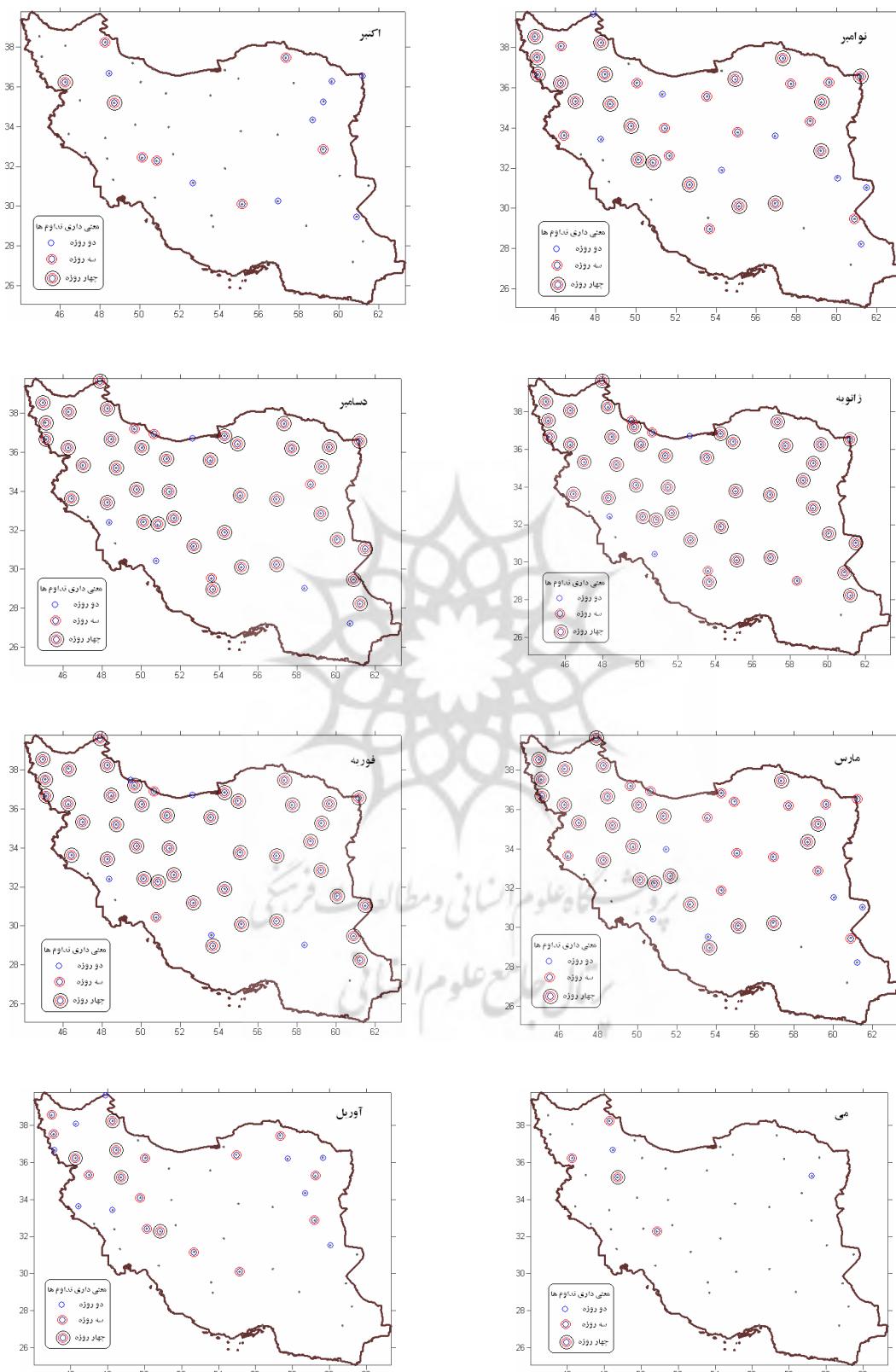
بعد از استخراج تداوم‌های مختلف و تشریح توزیع فضایی آنها، وابستگی روزهای یخنیان به یکدیگر با استفاده از آماره α مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاصل از این آزمون به دلیل حجم بسیار بالای آن، به اجبار در قالب نقشه‌هایی که به طور گویا معنی‌دار بودن وابستگی روزهای یخنیان به یکدیگر را نشان می‌دهد ارائه گردیده‌اند، که نتایج آن در شکل ۵ آورده شده است. در این نقشه‌ها وابستگی دو روز یخنیان پشت سر هم که با آزمون α تأیید شده باشند – یعنی مقادیر آنها بیشتر از مقادیر جدول، $3/84$ در سطح احتمالاتی $0/05$ با درجه آزادی ۱ بوده است – با نشان داده شده‌اند. بدین ترتیب در این مورد می‌توان فرضیه صفر خود را، که توالی انتقالات مستقل از یکدیگر، رد کرد و نتیجه گرفت که انتقالات وقوع روزهای یخنیان به یکدیگر وابسته‌اند و ویژگی زنجیره مارکوف مرتبه اول را دارند؛ یعنی یخنیانی که امروزه به فرض مثال در ایستگاه سنتنچ اتفاق افتاده به شرایط اقلیمی دیروز آن وابسته است. همین آزمون برای تداوم‌های (انتقالات) دو و سه روزه نیز انجام گرفت. سپس ایستگاه‌هایی که با آزمون α تداوم سه روزه‌شان تأیید شده باشد با علامت در نقشه‌ها نشان داده شد؛ و ایستگاه‌هایی که تداوم‌های چهار روزه آنها با هم تأیید شده باشند با علامت نشان داده شده‌اند. لازم به اشاره است هنگامی که مثلاً تداوم چهار روزه‌ای با آزمون α تأیید شد، بدان معناست که دیگر تداوم‌های پایین‌تر از آن نیز مورد تأیید آماری قرار گرفته‌اند.

با مقایسه و روی هم قرار دادن نقشه‌های شکل ۵ با نقشه‌های شکل‌های ۲ و ۳ و ۴، مشاهده می‌شود که از لحظه آماری در اکثر ایستگاه‌هایی که در آنها یخنیانی با تداوم‌های مختلف ثبت شده، وابستگی آماری آنها با آزمون آلفا تأیید گردیده است.

به منظور بررسی اینکه آیا ویژگی‌های زنجیره مارکوف وقوع روزهای یخنیان ایستا هستند یا نه (از نظر مدل زنجیره مارکوف سری زمانی موقعی ایستاست که احتمال تبدیلی در تمام دوره مورد مطالعه تقریباً یکسان باشد)، داده‌های روزانه یخنیان ۱۵ ساله هر ۵۸ ایستگاه به ۳ زیر دوره ۵ ساله تقسیم گردیدند و ماتریس فراوانی و ماتریس احتمالی انتقالات هر کدام از زیردوره‌ها دوباره محاسبه شدند. مقادیر به دست آمده در مقایسه با مقدار «چی دو» حاصل از جدول یعنی $9/49$ در سطح احتمالاتی ۵ درصد مقایسه و ایستایی آنها تأیید گردید. لازم به ذکر است که فرض صفر ما عبارت بود از اینکه «روزهای یخنیان ایران ایستا هستند»؛ و فرض مقابل این خواهد بود که «روزهای یخنیان در ایران ایستا نیستند» و چون مقادیر به دست آمده برای β کمتر از مقدار جدول بوده است، لذا فرض مقابل رد و فرض صفر پذیرفته خواهد شد. آماره ۷ برای همگنی مکانی ویژگی‌های زنجیره مارکوف نیز در ۵۸ ایستگاه محاسبه و با مقدار جدول یعنی $139/9$ در سطح احتمالاتی ۵ درصد با درجه آزادی 114 مقایسه و همگنی مکانی آنها تأیید گردید.



شکل ۴. توزیع فضایی تداوم‌های چهار روزه یخنдан در ایران، از ماه اکتبر تا ماه مه

شکل ۵. نتایج آزمون آلفا α برای وابستگی روزهای یخنداش به یکدیگر، در ایستگاه‌های مورد مطالعه

پس از اطمینان از اینکه روزهای یخنдан در ایران دارای ویژگی‌های زنجیره مارکوف هستند، در مرحله بعد از ضریب تداوم زنجیره مارکوف، که بیانگر میزان خودهمبستگی روزهای یخندان به یکدیگر است، استفاده گردید. نتایج مثبت حاصل از این ضریب بدان معناست که احتمال اینکه یک روز یخنдан روز یخنдан دیگری را دنبال کند، بیشتر از آن است که روزی غیریخنдан را در پی داشته باشد.

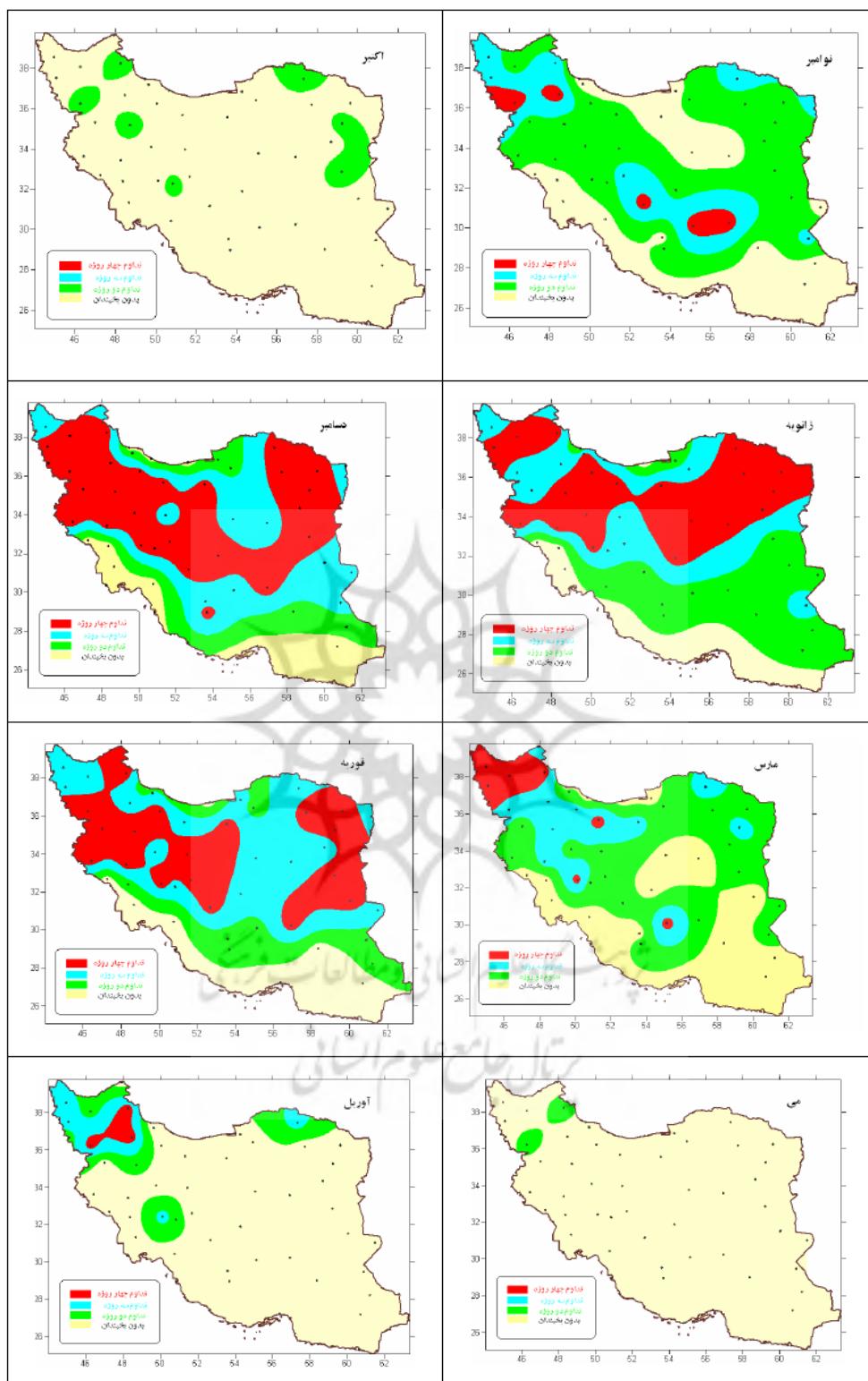
حال اگر سری زمانی مورد مطالعه خاصیت خودهمبستگی نداشته باشد، یعنی $P_{11} = P_{00} = 0$ باشد، در این صورت سری زمانی مورد مطالعه از قوانین حاکم بر احتمال شرطی خارج و سری زمانی، زنجیره‌ای از دسته‌های بینوم مستقل ($N=1$) خواهد بود. توزیع بینوم ($N=1$) می‌تواند به عنوان زنجیره مارکوف مرتبه صفر دو حالته نیز مورد بررسی قرار گیرد (جعفری بهی، ۱۳۷۸). همین قانون برای خودهمبستگی‌های منفی حاصل از سه معادله اشاره شده معتبر و جاری است.

اکنون می‌توان ایستگاه‌هایی را که تداوم یخنдан‌های آنها دارای ضریب خودهمبستگی مثبت است – یعنی یخنдан امروز با دیروز، دو روز قبل و روزهای قبلی وابستگی دارد – تعیین کرد.

شکل ۶ نقشه‌های نهایی توزیع فضایی تداوم روزهای یخنдан را نشان می‌دهد که دارای خودهمبستگی مثبت‌اند. در این نقشه‌ها پهنه‌هایی که با رنگ زرد روشن نشان داده شده‌اند پهنه‌های فاقد یخنдан بوده‌اند. پهنه‌هایی با رنگ سبز پهنه‌های دارای تداوم دو روزه، پهنه‌های آبی رنگ دارای تداوم سه روزه، و پهنه‌های قرمز دارای تداوم چهار روزه‌اند. به عبارت دیگر، پهنه‌هایی که مثلاً نشان‌دهنده تداوم چهار روز هستند بدین معنی است که در آنها علاوه بر تداوم چهار روزه که دارای خودهمبستگی مثبت است، سایر تداوم‌ها همچون تداوم سه روزه و دو روزه نیز دارای خاصیت خودهمبستگی‌اند. اکنون با مقایسه نقشه‌های تهیه شده در شکل ۶ با نقشه‌های شکل‌های ۳ و ۴ و ۵ به خوبی می‌توان کارایی این مدل را در بررسی تداوم یخنдан‌ها، به خصوص یخندان‌های جبهه‌ای که ماندگاری آنها در قیاس با انواع یخنдан‌های دیگر بیشتر است درک کرد. به علاوه، با توجه به اینکه ماندگاری سیستم‌های سینوپتیک از لحاظ زمانی در یک منطقه حداقل چندین روز به طول می‌انجامد، این مدل در پیش‌بینی تداوم یخندان‌ها می‌تواند کارایی خود را به بهترین نحو ممکن نشان دهد.

یخندان‌های رخ داده در دو ماه اکتبر و مه که به یخنдан‌های زودرس پاییزی و یخندان‌های دیررس بهاری مشهورند، دارای اهمیت‌اند. براساس شکل ۶ مشاهده می‌شود که در این ماه‌ها حاکمیت با یخندان‌های دارای تداوم دو روز و آن هم فقط در نقاط پراکنده، به خصوص در نقاط مرتفع در سطح کشور مشاهده می‌شود.

علت یخندان‌های زودرس پاییزی ایران در ماه اکتبر، عامل سرمایش شبانه است که خود ناشی از سه عامل – عرض جغرافیایی بالا، ارتفاع زیاد و دوری از منابع رطوبتی – است. اما در مورد یخندان‌های دیررس ماه‌های آوریل و مه که بیشتر آن ریشه در الگوهای سینوپتیکی دارد، ذکر شده است که اینها غالباً جابه‌جایی سیستم‌های فشار از عرض‌های بالاتر و گردش آنها برخلاف جهت حرکت عقرقه‌های ساعت، یخندان‌های شدید و فرآگیر را به وجود می‌آورند. همچنین جابه‌جایی سیستم‌های فشار از عرض‌های پایین‌تر و گردش آنها در جهت حرکت عقرقه‌های ساعت به یخندان‌های ضعیف و نیمه فرآگیر می‌انجامد (براتی، ۱۳۷۵).



شکل ۶. توزیع فضایی تداوم روزهای یخنده دارای خودهمبستگی مثبت، از ماه اکتبر تا ماه مه

اما الگوهای سینوپتیکی یخنдан‌های شدید و فراگیر ایران در ماه‌های دسامبر، ژانویه، فوریه و مارس نشان می‌دهد که تیپ‌های هوای پرفشار اروپای شمالی، پرفشار سیبری و پرفشار اروپای شرقی بیشترین تأثیر را در موقع این پدیده دارند (فتاحی و صالحی پاک، ۱۳۸۸؛ علیجانی و هوشیار، ۱۳۸۷). علاوه بر این نبایستی سرمایش تابشی سطح زمین را که از عوامل اصلی سرماهای شدید است فراموش کرد (علیجانی و هوشیار، ۱۳۸۷).

نتیجه‌گیری

در این مقاله ویژگی‌های زنجیره مارکوف وقوع روزهای یخنдан در گستره ایران‌زمین و تداوم‌های دو، سه و چهار روزه آنها مورد مطالعه قرار گرفت و مشاهده گردید وقوع روزهای یخندان در گستره ایران‌زمین، به جز نواحی شمالی و جنوبی کشور که غالباً فاقد هرگونه یخنданی هستند، ویژگی زنجیره مارکوف را دارند. به عبارت دیگر، تداوم روزهای یخندان در ایران تصادفی نیست بلکه وقوع یک روز یخنдан به شرایط اقلیمی روزهای گذشته وابسته است.

وقوع یخندان‌های دو ماه اکتبر و مه، که به یخندان‌های زودرس پاییزی و یخندان‌های دیررس بهاری مشهورند، ویژگی زنجیره مارکوف مرتبه اول دو حالت را دارند؛ یعنی وقوع یخندان فقط به شرایط اقلیمی روز گذشته مرتبط است. به عبارت دیگر، حاکمیت با تداوم‌های دو روزه است. توزیع فضایی این نوع از تداوم‌ها در گستره ایران‌زمین در ماه اکتبر محدود به نواحی مرتفع غرب و شمال غرب و شمال شرق ایران است. در حالی که این نوع از تداوم در ماه مه فقط در نواحی مرتفع شمال غربی ایران مشاهده می‌شود (شکل ۶). دیگر ماه‌های مورد مطالعه – یعنی ماه‌های نوامبر، دسامبر، ژانویه، فوریه، مارس و آوریل – آنها بی‌هستند که به نسبت با تداوم‌های دو و سه و چهار روزه مواجه‌اند.

نتایج حاصل از انجام آزمون ایستایی بر روزهای یخنдан نشان داد که ویژگی زنجیره مارکوف وقوع روزهای یخندان ایستا از زمان است؛ یعنی احتمالات آنها مستقل از زمان‌اند.

علت یخندان‌های زودرس پاییزی ایران در ماه اکتبر را می‌توان عامل سرمایش شبانه و یخندان‌های دیررس بهاره را عوامل سینوپتیکی دانست. الگوهای سینوپتیکی یخندان‌های شدید و فراگیر ایران در ماه‌های دسامبر، ژانویه، فوریه و مارس نشان می‌دهد که تیپ‌های هوای پرفشار اروپای شمالی، پرفشار سیبری و پرفشار اروپای شرقی بیشترین تأثیر را در وقوع این پدیده دارند. با توجه به اینکه ماندگاری سیستم‌های سینوپتیک از لحظه زمانی در یک منطقه حداقل چندین روز به طول می‌انجامد، این مدل در پیش‌بینی تداوم یخندان‌ها می‌تواند کارایی خود را به بهترین نحو ممکن نشان دهد. در نهایت می‌توان نتیجه گرفت که زنجیره مارکوف برای مطالعات تداوم روزهای یخندان، مدل مناسبی است.

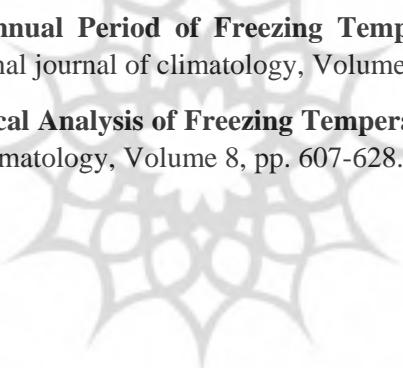
منابع

- Alijani, B., M. Hoshiar, 2007, **Recognition of Synoptic Patterns of Severe Colds of West North of Iran**, Physical Geography Research Quarterly, Vol. 65. pp.1-16.
- Alijani, B., Z. Jafarpur, and H. Ghaderi, 2005, **Precipitation Analysis and Prediction of Larestan Region using Markov Chain**, Quarterly geographical journal of Territory, 2(7).

- Alizadeh, A., 2004, **Principles of Applied Hydrology**, Emam Reza University Publication, Mashhad.
- Barati, G., 1996, **Designing and Forecasting the Patterns of Spring Frost Days in Iran**, Ph.D. Thesis of physical geography (climatology), Faculty of humanities sciences, Tarbiat Modarres University, p. 213.
- Barati, G., 1999, **System Relationships of Migratory High Pressures and Spring Frosts of Iran**, Geographical Research Quarterly, 14 (3 and 4), pp. 132-150.
- Behyar, M.B., 2003, **Investigation Reason Synoptic and Dynamic Freezing and Chilling in Charmahal & Bakhtiary Province**, Geographical Research Quarterly, 18 (2(69)), pp. 107-120.
- Boer, R., L.C. Campbell., and D.J. Fletcher, 1993, **Characteristics of Frost in a Major Wheat – growing Region of Australia**, Australian journal of agricultural research, Volume 44, Number 8, pp. 1731-1743.
- Caskey, J. E., 1963, **A Markov Chain Model for the Probability of Precipitation Occurrence in Intervals of Various Lengths**, Mon, Weather Rev., 101, pp. 281- 301.
- Chin, E., **Modeling Daily Precipitation Occurrence Process with Markov Chain**, Water. Resour. Res. 13(6), 1977.
- Dahale, S.D. et al., 1994, **Persistence in Rainfall Occurrence Over Tropical Southeast Asia and Equatorial Pacific**, Theoretical and applied climatology, Volume 49, pp. 27-39.
- Fatahi, I., and T. Salehi Pak., 2009, **A Synoptic Patterns Analysis of Winter Freezing in Iran**, Geography and development, 7(13), pp. 127-136.
- Ghader Marzi, H, 2005, **Analysis and Prediction of Climatic Fluctuations in Kurdistan Province using Markov Chain Model**, M.Sc. thesis of climatology, faculty of literature and humanities, Tarbiat Moallem University.
- Ghasemi, A., 2004, **Synoptic Assessment of Spring Widespread Frost in the West of Iran**, Modarres Human Sciences, 8(1(Tome 32)), pp. 99-116.
- Gorji Bahri, Y., and KH. Sagheb Talebi, 1992, **Late Cold Effect of 1987 on Beech Forests in Golband Region of Nooshaher**, Pajouhesh & Sazandegi Journal, 4(15), pp 18-21.
- Hashemi, F., 1969, **Statistical Analysis from Cold of Tehran**, Meteorological Organization of Iran, Tehran.
- Hejazizadeh, Z., and A. Shir Khani, 2005, **Analysis and Predict of Statistical Drought and Short Period Dry Spells in Khorasan Region**, Geographical Research Quarterly, 37(52), pp. 2-20.
- Hejazizadeh, Z., and M. H. Naserzadeh, 2005, **Calculation and Analysis of Frost Duration by Using Delphi Programming: A Case Study of Lorestan, Iran**, Geographical Research Quarterly, 20(1(76)). pp.139-150.
- Jafari Behi, Kh., 1999, **Statistical Analysis of Wet and Dry Periods of Rainfall in Several Climatic Sample of Iran using Markov Chain**, M.Sc. thesis of agricultural meteorology, Agriculture faculty, Tehran University.

- Javadi, Sh., 1971, **Agrometeorology, Cold and Heat Effect on Plants**, Tabriz University Publications, Tabriz, pp. 445-475.
- Kamali, GH., 2002, **Probability of Damaging Colds in Iran Agriculture Case Study of Tehran**, Geographical Research Quarterly, 16-17 (4-1(63-64)), pp. 149-165.
- Kamali, Gh., and F. Sahraeian, 2005, **Statistical Study of Spring and Fall Chilling and Freezing Occurrence in East Azerbaijan Province**, Journal of Agricultural sciences (university of Tabriz), 14 (4), pp. 197-209.
- Karimi Khajeh-Lengi, S., 2005, **Effect of Arctic Oscillation Index on Frost Occurrence in Iran (Case study: Shahre Kurd)**, M.Sc. thesis of climatology, geography and regional planning faculty, Sistan and Baluchestan University.
- Kaviani, M.R., S.H. Hossini Abari, and E. Asadi Broujeni, 2002, **Probability of Occurrence and Return Period of Minimal Temperature in Almond Orchards at Saman Region During March, April and May**, Journal of agricultural sciences and natural resources, 9(3), pp. 49-57.
- Khajeh Noori, A., 1989, **Hazardous Phenomenon of Frost in Agriculture and Prevention Method or its Probable Risk Decrease**, Soil and Water Journal, 5(2), pp. 110-129.
- Khalaji, M., 2001, **Estimation of Late Spring Cold and Early Autumn Freezing for Some Crops in Charmahal and Bakhtiari Province**, Seed and plant, 17(2), pp. 126-139.
- Katz, R.W., 1977, **Precipitation as a Chain – dependent Process**, Journal of Applied Meteorology, Volume 16, pp. 671- 676.
- Madelin, M., and G. Beltrando, 2005, **Spatial Interpolation – Based Mapping of the Spring Frost Hazard in the Champagne Vineyards**, Meteorological applications, Volume 12, pp. 51-56.
- Martin-Vide, J. and Gomez, L., 1999, **Regionalization of Peninsular Spain based on the Length of Dry Spells**, Int. J. Climatol., 19.
- Moghadasi, F., 1982, **Estimation of Spring Cold Risk Probability in Hamedan**, Meteorological Organization Journal, Tehran, 100(51), pp. 22-31.
- Mojarad Ghareh Bagh, F., 1997, **Analysis and Prediction of Frost in Azerbaijan**, Ph.D. Thesis of physical geography (climatology), Faculty of humanities sciences, Tarbiat Modarres University, p. 186.
- Moon, S.E., Ryoo, S.B. and Kwon, J.G., 1994, **A Markov Chain Model for Daily Precipitation Occurrence in South Korea**, International Journal of climatology, Volume 14, pp. 1009-1016.
- Muller, G.V., M.N. Nunez., and M.E. Seluchi, 2000, **Relationship between ENSO Cycles and Frost Events within the Pampa Humeda Region**, International journal of climatology, Volume 20, Issue 13, pp. 1619-1637.
- Rahmati Sayeh, M., 1983, **Study of Minimum Temperature Occurrence Time in Iran**, Meteorological Organization Journal, Tehran, 100(65), pp. 1-12.

- Rosenberg, N.J., and R.E. Myers, 1962, **The Nature of Growing Season Frosts in and Along the Platte Valley of Nebraska**, Monthly weather review, Volume 90, Issue 11, pp. 471-476.
- Stern, R.D., 1982, **Computing a Probability Distribution for the Start of the Rains from a Markov Chain Model for Precipitation**, Journal of Applied Meteorology, Volume 21, pp. 420-423.
- Tait, A., and X. Zheng, 2003, **Mapping Frost Occurrence Using Satellite Data**, Journal of applied meteorology, Volume 42, Issue 2, pp. 193- 203.
- Taleshi, A., 2005, **Modeling of Annual Precipitation of Iran using Markov Chain Method**, M.Sc. thesis of climatology, Social and Humanities Sciences faculty, Tabriz University.
- Tavakoli, M., and M. Hosayni, 2006, **Studying and Determination the Freezing Indexes and its Beginning of Autumn Freezing in Iran (Case Study Ekbatan Station)**, NIVAR journal, No. 60 and 61, pp. 31-41.
- Thom, H.C.S., and R.H. Shaw, 1958, **Climatological Analysis of Freeze Data for Iowa**, Monthly weather review, Volume 86, Issue 7, pp. 251-257.
- Watkins, C., 1991, **The Annual Period of Freezing Temperatures in Central England: 1850-1989**, International journal of climatology, Volume 11, Issue 8, pp. 889-896.
- Waylen, P.R., 1988, **Statistical Analysis of Freezing Temperatures in Central and Southern Florida**, Journal of climatology, Volume 8, pp. 607-628.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی