

## احتمال تواتر و تداوم يخندان‌های زودرس و دیررس در شهر زنجان

حسین عساکره<sup>\*</sup>، استادیار گروه جغرافیا، دانشگاه زنجان

### چکیده

در این پژوهش، تواتر و تداوم يخندان‌های زودرس و دیررس شهر زنجان براساس قوانین احتمالی، به صورت فراینداتی تصادفی و با استفاده از تکنیک زنجیره‌های مارکوف تعزیه و تحلیل گردید. از آن جا که مضربرین يخندان‌ها مربوط به آغاز فصول انتقالی است و نیز طبق یافته‌های تحقیق حاضر از احتمال مؤثری برخوردارند، از آمار میانگین دمای حداقل روزانه ماههای مهر و فروردین مربوط به ۴۴ سال (۱۳۸۳-۱۳۳۹) ایستگاه زنجان بهره گرفته شد. ماتریس احتمال تغییر وضعیت دمای يخندان - بدون يخندان براساس روش درست‌نمایی بیشینه محاسبه و احتمال پایای هریک از دو حالت يخندان - فاقد يخندان روزانه برای تمامی روزهای دو ماه فروردین و مهر برآورد شد. احتمال وقوع يخندان در هر روز برای فروردین ۰/۳۵۱۹ و برای مهرماه ۰/۰۳۷۵ حاصل شده است. علاوه برآن، احتمالات وقوع يخندان‌ها در تداوم‌های ۲ تا ۵ روزه و نیز احتمال وقوع يخندان با شدت‌های مختلف (ضعیف، ملایم و شدید) برای تمامی روزهای ماه فروردین و مهر محاسبه و به صورت ترسیمی ارایه شد.

**واژه‌های کلیدی:** درست‌نمایی بیشینه، روز يخندان، زنجیره مارکوف، يخندان زودرس، يخندان دیررس

### مقدمه

يخندان دیررس (يخندان‌های بهاره) و زودرس (يخندان پاییزه) از دغدغه‌های کشاورزی این محل است. این يخندان‌ها از نظر کشاورزی مضربرین يخندان‌ها به شمار می‌آیند و عمولاً بر محصولات باگی و زراعی آثار ناهنجاری به جا می‌نهند. يخندان‌های زودرس بر محصولات کشت‌های تابستانه و يخندان‌های بهاره بر شکوفه‌های بهاری تأثیر سوء می‌گذارد، چرا که شرایط رشد گیاهان برای تولید شکوفه، تلقیح و تولید میوه در دمای مناسب و مداوم مهیا می‌شود. کاهش ناگهانی دمای محیط و تداوم آن در فصل گلدهی، مانع از بروز این

دمای شهر زنجان تحت تأثیر عرض جغرافیایی، ناهمواری‌ها و پوشش برفی نسبتاً مداوم نواحی کوهستانی محاط براین شهر، شدت و مدت تابش خورشید و یورش گاه و بی‌گاه توده‌های هوای سرد (نظیر توده‌های هوایی قفقاز و سیری) است. در بسیاری اوقات سال همدمای صفر درجه و کمتر، از شهر زنجان عبور می‌کند. به طور کلی، این بخش از کشور زمستان و فصول انتقالی (اوایل پاییز و بهار) سرد و گاهی بسیار سردی را تجربه می‌کند. به همین علت پدیده‌ایی به نام

طی زمان، مقادیر (مشاهدات) مختلفی را نشان می‌دهند. برای مثال، خشکسالی، ترسالی، وقوع سیلاب، وقوع بارش با مقدار معین، ریزش برف در یک زمان خاص، وقوع موج گرمایی، آستانه دمایی معین و ... را می‌توان فرایندهای تصادفی به شمار آورد. واضح است که وقوع رویدادهای مزبور به عوامل متعددی بستگی دارد که تغییر اندکی در هر کدام از این عوامل، ممکن است ماهیت آن را به میزان زیادی تغییر دهد یا حتی از رخ دادن آن جلوگیری کند.

اگرچه پدیده یخنبدان به عنوان پدیدهای تصادفی به طور دقیق قابل پیش‌بینی نیست، ولی از مشاهدات پیاپی آن آگاهی‌های مفیدی به دست می‌آید که از طریق قوانین احتمالی قابل تعریف است. بنابراین، فهم بخش مهمی از مکانیزم یخنبدان منوط به شناخت احتمال وقوع این پدیده است. در این تحقیق کوشش شده است که با بهره گیری از دانش احتمالات و براساس رویه‌ای موسوم به "زنجیره‌های مارکوف" برخی مشخصات احتمالاتی وقوع یخنبدان‌های زودرس و دیررس در ایستگاه زنجان بررسی شود.

زنجیره مارکوف یک روش ریاضی برای مدل‌بندی فرایندهای تصادفی است. این شیوه در مطالعات اقلیمی پرشماری به کار گرفته شده است. برای مثال، کاربرد این رویه در بررسی تغییر اقلیم به وسیله بنزی<sup>۱</sup> و همکاران (۱۹۸۳) ارایه شده است. عمدۀ کاربرد تکنیک زنجیره مارکوف برای کشف احتمال تواتر و تداوم دوره‌های

چرخه طبیعی و موجب ظهور یا افزایش عوامل بیماری زا نظری، قارچ‌ها و ویروس‌ها، یخ بستن آب سلول‌های گیاهی و... می‌گردد. علاوه براین، یخنبدان بر بسیاری فعالیت‌ها، سازه‌ها و زیرساخت‌های اقتصادی، نظیر حمل و نقل، سدها و آسفالت جاده‌ها، مصرف انرژی و نیز برآساش حرارتی انسان اثرگذار است. برای کاهش خسارات و آثار سوء یخنبدان، آگاهی از فراوانی، تداوم و شدت یخنبدان ضروری است.

اگرچه ریزش هوای سرد نواحی کوهستانی در ایجاد و تشکیل یخنبدان نقش عمده‌ای دارد و همان گونه که مجرد (۱۳۷۶) نیز برای منطقه آذربایجان اثبات نموده، وقوع یخنبدان، از ارتفاع تاثیر بیشتری می‌پذیرد تا عرض جغرافیایی، اما بسیاری یخنبدان‌های بهاره ایران از نوع انتقالی بوده‌اند (براتی ۱۳۷۵: ۱۴۹). براساس نظر براتی (۱۳۷۵: ۱۴۹)، جابه‌جای محورهای فروند در سطح ۵۰۰ هکتو پاسکال و پرفشارهای مهاجر در سطح زمین از غرب مدیترانه به سوی ایران و سپس ادغام آنها با پرفشار معمول و شدید سیبری به وقوع یخنبدان‌های بهاره می‌انجامد. بنابراین، عوامل متعددی در تکوین یخنبدان دخیل‌اند. تفکیک نقش هریک از این یخنبدان‌ها بسیار دشوار است (علیزاده و همکاران، ۱۳۷۳: ۳۹).

پدیده یخنبدان مصدق بارز یک فرایند تصادفی است که آماردانان به آن می‌پردازند. طبق تعریف: "فرایندهای تصادفی به پدیده‌هایی گفته می‌شود که نمی‌توان نتیجه آنها را پیش از رخ دادن به طور قطع معلوم کرد." یک فرایند تصادفی مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی است که

علیزاده و همکاران (۱۳۷۳: ۵۶-۳۸) یخنده‌های زودرس و دیررس استان خراسان را در شدت‌های مختلف بر مبنای روش‌های احتمالی بررسی نمودند. بر اتی (۱۳۷۵: ۱۵۰-۱۳۲) نقش پرفشارهای مهاجر را در تکوین یخنده‌های بهاره ایران در معرض توجه قرار داده است. مجرد (۱۳۷۶) نیز یخنده‌ها را برای منطقه آذربایجان در معرض تحلیل قرار داده است. حلجی (۱۳۷۸: ۱۲۶-۱۳۹) سرمای دیررس بهاره و یخنده زودرس پاییزه را برای تعدادی از گیاهان زراعی و باغی استان چهارمحال و بختیاری پیش‌بینی نمود. کمالی و صحرایی (۱۹۷۶: ۱۳۸۴-۲۰۹) نیز وقوع سرما و یخنده‌های بهاره و پاییزه در استان آذربایجان شرقی را از لحاظ آماری بررسی نموده‌اند. تغییرات طول دوره یخنده‌های برای آذربایجان غربی و شرقی نیز به وسیله پدرام و همکاران (۱۳۸۶: ۷۵-۸۸) در معرض تحلیل قرار گرفته است. هژبرپور و علیجانی (۱۳۸۶) الگوهای سینوپتیک مولد طولانی‌ترین، زودرس‌ترین و دیررس‌ترین یخنده‌های استان اردبیل را براساس آمار چهار ایستگاه این استان و برای دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۴ بررسی نمودند. خسروی و همکاران (۱۴۵-۱۶۲: ۱۳۸۷) نیز پدیده سرمازدگی (دماهای صفر و کم‌تر) دیررس را براساس قوانین احتمالی و با استفاده از تکنیک‌های سیستم اطلاعات جغرافیایی برای یکی از شهرستان‌های مرکزی استان خراسان رضوی تحلیل نموده‌اند. فتاحی کیاسری و صالحی پاک (۱۳۸۸-۱۳۶: ۱۲۷) یخنده‌های زمستانه کشور را از دیدگاه سینوپتیک تحلیل نمودند.

خشک و بارانی بوده است. برای مثال، در این زمینه می‌توان به تحقیق بایشاند<sup>۱</sup> (۱۹۷۸) و مون<sup>۲</sup> و همکاران (۱۹۹۴) اشاره نمود.

توجه به یخنده در مطالعات بی شماری قابل رویت است. برای مثال، تام و شو<sup>۳</sup> (۱۹۵۸: ۳۰۸-۲۹۵) نحوه بررسی و وارسی داده‌های یخنده را ارایه نموده‌اند. از اولین تحلیل‌های مکانی یخنده می‌توان به کار کاپریو<sup>۴</sup> (۱۹۶۱: ۳۴۸-۳۳۹) اشاره نمود. وی نحوه تهیه و تحلیل نقشه‌های یخنده را ارایه کرده است. وستال<sup>۵</sup> (۱۹۷۱: ۶۵۰-۶۵۲) زمان وقوع اولین و آخرین یخنده‌ها را برای دوره سرد سال ایالات متحده گزارش نمود. بوتسما<sup>۶</sup> (۱۹۷۶: ۴۴۳-۴۲۵) روش‌های پیش‌بینی و محافظت گیاهان در مقابل یخنده‌ها به وسیله آنینیموس<sup>۷</sup> (۱۹۷۸: ۲۴۶-۲۵۷) را ارایه نمود. اشمندلین و دیزیر<sup>۸</sup> (۱۹۸۶: ۸۸۹-۸۹۶) دریک تحلیل آماری، خطرات یخنده را برای نیویورک بررسی نمودند. واتکینس<sup>۹</sup> (۱۹۹۱: ۱۹۹۱) نیز ویژگی‌های دوره‌ای یخنده را برای انگلستان مرکزی تجزیه و تحلیل قرار نمود. کونتینس<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۰) بارش‌های رخ داده در درجه حرارت‌های یخنده را برای ناحیه دریاچه‌های پنجگانه ایالات متحده بررسی نمود.

1 - Buishand

2 - Moon

3 - Thom and Show

4 - Cprio

5 - Vestal

6 - Bootsma

7 - Anonymous

8 - Schmidlin and Detheir

9 - Watkins

10 - Continas

## ۱- داده‌ها

مارکوف نامیده می‌شود (هیگنر و مک نالتی، ۱۳۷۹):

۱۶۷). فرایندهای تصادفی که تنها به برآمد بلافارسله قبل از آن بستگی دارد، فرایند تصادفی با ویژگی مارکوف مرتبه اول نام دارد. در واقع، دراین رویه احتمال وقوع یک حالت اقلیمی در زمان  $t$  به وضعیت آن در زمان قبل، یعنی  $t-1$  بستگی دارد (علیزاده، ۱۳۸۵: ۲۸۴-۲۸۵). براین اساس، فرایند تصادفی که در ویژگی مارکوف مرتبه اول صدق کند، فرایند یا زنجیره‌های مارکوف مرتبه اول نامیده می‌شود (هیگنر و مک نالتی، ۱۳۷۹: ۱۷۰). فرایند مارکوفی مرتبه اول را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

(۱)

$$y_t = py_{t-1} + e_i$$

مثالاً احتمال یخنдан امروز با وضعیت دمایی روز قبل بررسی می‌شود. بنابراین، برای هر زوج رویدادهای متوالی یک احتمال وجود دارد. دراین صورت، احتمال تغییر هریک از مشاهدات از حالتی به حالت دیگر مشخص می‌شود. شایان توضیح است که فرایند مارکوفی مرتبه اول به مرتب بالاتری نیز قابل تعمیم است. برای مثال، در حالت کلی فرایند مرتبه  $p$  به صورت زیر قابل تعبیر است:

(۲)

$$y_t = p_1y_{t-1} + p_2y_{t-2} + \dots + p_py_{t-p}$$

دراین حالت زنجیره مارکوف به  $p$  دوره قبل بستگی دارد.

در بسیاری فرایندهای تصادفی، ممکن است برقراری ویژگی مارکوف معلوم نباشد. در این صورت، ویژگی

در این تحقیق داده‌های دمای حدائق روزانه ماههای مهر و فروردین ایستگاه زنجان برای دوره آماری ۱۳۳۹-۱۳۸۳ (۴۵ سال) مورد بررسی گردید. زنجان، مرکز استان زنجان بوده، در حاشیه شرقی فلات مرتفع آذربایجان واقع شده است. مختصات جغرافیایی ایستگاه سینوپتیک زنجان در  $41^{\circ} 36' 36''$  شمالی و  $48^{\circ} 29'$  شرقی در شمال غرب ایران قرار گرفته است. ارتفاع این شهر در محل ایستگاه هواشناسی حدود ۱۶۶۳ متر است. موقعیت و مقر استقرار این شهرستان؛ یعنی محصور شدن در ارتفاعاتی که بسیاری اوقات فصول انتقالی پوشیده از برف بوده، قرار گرفتن در مسیر توده‌های هواپی سرماز، نظیر سبیری و ناوه‌های شمالی و همسایگی با سرزمین قفقاز، شرایط دمایی ویژه‌ای برای آن مهیا نموده است؛ به طوری که در بسیاری اوقات، بویژه در بهار و پاییز نفوذگاه و بی‌گاه توده‌های هواز سرد مورد انتظار است (علیجانی، ۱۳۷۴: ۴۱-۴۶). این امر و شرایط ویژه اقتصادی، بخصوص پنهانه‌های مهم کشت و کار گیاهان پایا و ناپایا دلیلی معقول و قابل قبول برای مطالعه تواتر روزهای یخنдан دراین شهرستان است.

## ۲- روش‌ها

هربرآمد (نتیجه) فرایندهای تصادفی که به برآمددهای بلافارسله قبل از آن بستگی دارد، فرایند تصادفی با ویژگی مارکوف نامیده می‌شود. براین اساس، فرایند تصادفی که در ویژگی مارکوف صدق کند، فرایند یا زنجیره‌های

هوگلین<sup>۲</sup> و همکاران (۱۲۸-۱۲۵: ۲۰۰۶) فرض عدم پیروی داده‌ها از زنجیره مارکوف مرتبه مورد نظر که دراینجا ۲ است، و معنی داری فرض وجود روند، برپایه پیشنهاد سازمان جهانی هواشناسی<sup>۳</sup> (۲۳-۲۱: ۲۰۰۰) بررسی گردید. ازان جا که زنجیره مارکوف نوعی داده‌های رتبه‌ای حاصل از داده‌های نسبی است، برای آزمون علیه روند از روش رتبه‌ای بهره گرفته و با توجه به حدود بحرانی، فرض صفر (تصادفی بودن مقادیر) در ازای فرض مقابله (وجود روند در مقادیر) آزمون شد.

- در مرحله بعد ماتریس احتمال تغییر وضعیت براساس حداکثر (بیشینه) درستنمایی<sup>۴</sup> محاسبه گردید.

روش درستنمایی بیشینه متداول‌ترین رویه تخمین پارامترهای احتمالاتی است. این روش، براین اساس استوار است که رخدادهای مشاهداتی یا احتمال مرکب، همان حاصل ضرب احتمالات برای کلیه داده‌های مشاهده شده است. بنابراین، برآورد احتمال دراین روش شامل برآورده است که حداکثر احتمال وقوع مشاهدات را تولید می‌کند. این درستنمایی غالباً با  $p$  نشان داده می‌شود. برای مثال، هر گاه آمار  $n$  روز را داشته باشیم و رویدادی معین  $m$  بار رخ دهد، آن گاه به  $\frac{m}{n}$  فراوانی نسبی گفته می‌شود. فراوانی نسبی را می‌توان به عنوان برآورده از ارزش احتمال ( $p$ ) در نظر گرفت (Navidi, 2006: 54).

مارکوف یک فرض درنظر گرفته می‌شود. با این وصف، روش‌های معتبری برای آزمون برقراری ویژگی مارکوف وجود دارد که عمده‌ترین آنها آزمون استقلال و آزمون علیه روند<sup>۱</sup> است (زارعی و شاهکار، ۱۳۸۱: ۵۱۳-۱۳۶). هرچند اقلیم شناسان عمدتاً برای بررسی تواتر و تداوم بارش - خشکی از مدل زنجیره مارکوف بهره گرفته‌اند، اما از آن جا که این یک رویه احتمالی است، برای هر عنصر اقلیمی دیگر قابل استفاده است. برای مثال، همان‌گونه که در این تحقیق نیز مورد استفاده قرار گرفته، می‌توان احتمال وقوع یا عدم وقوع دماهای معینی را برآورد نمود.

به منظور تحلیل مارکوفی یخندهانهای زودرس - دیررس شهر زنجان و نیز برای دستیابی به اهداف این تحقیق مراحل زیر به انجام رسید:

- داده‌های دمای روزانه به صورت زنجیره‌ای مارکوفی و برحسب آستانه صفر مرتب شدند. دراین روش، روزهای با دمای صفر وکمتر روز یخندهان و مقادیر بیشتر از صفر روز آزاد از یخ به حساب آمد. سپس فراوانی وقوع هریک از حالات دوگانه (یخندهان و آزاد از یخ) و تغییر حالات به هم محاسبه شد، تا براساس آنها محاسبات مرحله بعدی (محاسبه ماتریس احتمال تغییر حالت) به دست آید. برای ارزیابی نیکویی برآذش این ماتریس فراوانی با فرایند دو حالت مارکوفی دو آزمون استقلال و آزمون علیه روند انجام شد. درآزمون استقلال براساس روش ارایه شده به وسیله

2 - Hoaglin

3 - WMO

4 - Maximum Likelihood

1 - Against Trend

## ۳- بحث

## ۱- مشخصات توصیفی یخندهانهای دیررس و زودرس

جدول شماره ۱ فراوانی وقوع و تداوم یخندهانهای فروردين و مهرماه را برای ایستگاه زنجان نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، فراوانی وقوع یخندهانهای مهرماه ۱۳۸۳-۱۳۳۹ جمعاً ۲۶ یخندهان با تداوم‌های ۱ تا ۳ روزه بوده و طی دوره آماری هیچ یخندهانی بیش از ۳ روز طول نکشیده است. همچنین در بسیاری از سال‌ها مهرماه فاقد یخندهان بوده است. در فروردين ماه تعداد ۱۹۵ یخندهان رخ داده است. تداوم یخندهانهای فروردين از ۱ تا ۶ و ۹ و ۱۳ روزه نیز بوده است. بیشترین تداوم‌ها در فروردين ماه مربوط به یخندهانهای یک روزه (۹۶ بار) و دو روزه (۵۱ بار) است. همچنین، در این ماه و در طی دوره آماری یک بار یخندهان ۹ روزه (سال ۱۳۴۴) و یک بار یخندهان ۱۳ روزه (سال ۱۳۴۳) رخ داده است. فروردين ماه ۱۳۴۳ سرددترین فروردين طی دوره آماری بوده است. در این ماه ۱۶ روز توأم با یخندهان رخ داده است. بر حسب این مقادیر و با توجه به جدول (۱) فروردين ماه هم به لحاظ فراوانی و هم به لحاظ تداوم، برتر از مهرماه است. به عبارت دیگر، یخندهانهای زودرس کمتر از یخندهانهای دیررس رخ داده‌اند. از این رو، خطر وقوع یخندهان در انتهای تابستان کمتر از آغاز بهار است. لذا رویش‌های بهاره بیش از محصولات انتهایی تابستان در معرض هجوم یخندهان هستند.

شایان توضیح است که همه توانهای ماتریس احتمال ( $P^k$ ) نیز ماتریس تصادفی خواهند بود. همچنین، از یک مقدار به بعد با افزایش  $k$  هیچ تغییری در ماتریس احتمال ایجاد نمی‌شود و مقادیر ردیف‌های متناظر در ماتریس یکسان و برابر خواهند بود. در این حالت گفته می‌شود که ماتریس به ایستایی(پایایی) رسیده است. این ماتریس احتمال وقوع را ماتریس ایستا (پایا) گویند. از آنجا که ردیف‌های این ماتریس برابرند، می‌توان این ماتریس را به شکل یک بردار و با  $\pi$  نشان داد. عناصر  $\pi$  یک توزیع احتمال را تشکیل می‌دهد.  $\pi$  بردار احتمال حالت پایا و درایه‌های آن به احتمال‌های حالت پایا موسوم‌اند (چینلار، ۱۳۸۰: ۱۹۷). بردار احتمال حالت پایا نشان می‌دهد که در مدت طولانی احتمال وقوع مثلاً یخندهان و آزاد از یخندهان است. در مرحله بعد، براساس بردار احتمال پایا تداوم یخندهانها برای دوره‌های ۲ تا ۵ روزه محاسبه شد.

در نهایت، سه شدت مختلف یخندهان تعریف شد و کلیه مراحل فوق برای شدت‌های مختلف یخندهانهای روزهای فروردين و مهرماه محاسبه و احتمالات مربوط برآورد گردید. نتایج همه مراحل با استفاده از تکنیک‌های ترسیمی - تحلیلی ارایه شد.

جدول شماره ۱: فراوانی وقوع و تداوم یخندهانهای فروردین و مهر ماه زنجان طی دوره ۱۹۶۱-۲۰۰۴

سال	فروردین										جمع
	تمام به روز										
سال	۳	۲	۱	۱۳	۹	۶	۵	۴	۳	۲	۱
۱۳۴۰										۲	۲
۱۳۴۱	۱								۲	۴	-
۱۳۴۲							۱				۱
۱۳۴۳	۲	۱							۱	۱	
۱۳۴۴			۱						۳	۱	
۱۳۴۵					۱				۲	۱	
۱۳۴۶	۱			۱				۱	۲	۲	
۱۳۴۷					۱	۱			۱	۱	
۱۳۴۸								۲	۲		
۱۳۴۹								۱		۳	
۱۳۵۰	۲			۱					۲	۲	
۱۳۵۱					۱				۲	۱	
۱۳۵۲							۲			۴	
۱۳۵۳	۱	۱							۱	۵	
۱۳۵۴	۱	۱					۱	۱			
۱۳۵۵				۱	۱					۱	
۱۳۵۶									۲	۱	
۱۳۵۷						۱				۲	
۱۳۵۸										۱	
۱۳۵۹											۱
۱۳۶۰											۲
۱۳۶۱										۱	۳
۱۳۶۲							۴		۲	۲	
۱۳۶۳	۱								۲	۴	
۱۳۶۴									۱	۵	
۱۳۶۵						۱				۲	
۱۳۶۶	۱							۲		۱	۳
۱۳۶۷						۱	۱			۱	۲
۱۳۶۸	۱						۱		۲	۱	
۱۳۶۹	۱							۳	۱	۴	
۱۳۷۰									۲	۳	
۱۳۷۱				۲				۱		۵	
۱۳۷۲	۱	۱		۱				۱	۱	۳	
۱۳۷۳	۱							۱		۱	
۱۳۷۴	۳					۱			۲	۱	
۱۳۷۵	۱				۱					۳	
۱۳۷۶					۱				۳	۲	
۱۳۷۷									۱	۴	
۱۳۷۸									۲	۴	
۱۳۷۹										۴	
۱۳۸۰	۱									۱	
۱۳۸۱									۱	۲	
۱۳۸۲								۱	۲	۱	
۱۳۸۳								۱		۲	
جمع	۳	۵	۱۸	۱	۱	۹	۴	۱۶	۱۷	۵۱	۹۶

ایستگاه زنجان با فرض دو حالت بودن در ماتریس فراوانی ( $f$ ) و ماتریس احتمال تغییر حالت ( $P$ ) به صورت زیر مرتب شده است:

۲-۳- تواتر یخندان ماهانه  
وضعیت کلی احتمال یخندان ( $F$ ) و بدون یخندان ( $N$ ) برای تمامی روزهای ماههای فروردین و مهر

$f = \begin{bmatrix} F & N \\ N & F \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 308 & 166 \\ 165 & 722 \end{bmatrix}$	$\rightarrow$	$P = \begin{bmatrix} F & N \\ N & F \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.65 & 0.35 \\ 0.19 & 0.81 \end{bmatrix}$	فروردین (۳)
$P = \begin{bmatrix} F & N \\ N & F \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.41 & 0.59 \\ 0.023 & 0.977 \end{bmatrix}$	$\rightarrow$	$f = \begin{bmatrix} F & N \\ N & F \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 20 & 29 \\ 29 & 1239 \end{bmatrix}$	مهر (۴)

بنابراین، با توجه به تعداد تغییر وضعیت‌ها به حالت‌های دیگر و نیز با عنایت به تعریف احتمال، ماتریس احتمال تغییر حالت از ماتریس فراوانی حاصل شد و در سمت راست ماتریس فراوانی (با نماد  $P$ ) ارایه شده است. در ماتریس احتمال تغییر حالت اندیس سطری با حالت کنونی و اندیس ستونی با حالت بعدی متناظر است. برای مثال، این که فرایند برای مهرماه دریک مرحله از یخندان به یخندان ( $F \rightarrow F$ ) انتقال یابد، برابر با  $p_{(F \rightarrow F)} = 0.65$  است؛ در صورتی که احتمال انتقال از حالت یخندان به حالت بدون یخندان ( $N \rightarrow F$ ) دریک مرحله برابر  $0.35$  است.

شایان ذکر است که برای فرایندهای با حالت‌های بیشمار، ماتریس تغییر وضعیت می‌تواند دارای ابعاد نامتناهی باشد. محاسبه احتمالی را که یک زنجیره مارکوف در زمان‌های  $1, 2, \dots, n$  وارد حالت‌های

در ردیف اول ماتریس‌های فراوانی، برای مثال ماتریس مربوط به فروردین عدد ۳۰۸ گویای تعداد تغییر وضعیت از روز یخندان به روز یخندان بعدی ( $F \rightarrow F$ ) است. در واقع، طی ۴۷۴ روز آمار موجود ۳۰۸ روز، روزهای یخندانی است که بعد از روز یخندان دیگر رخ داده است. عدد ۱۶۶ در ردیف اول نشان می‌دهد که طی ۴۷۴ روز بعد از روز یخندان، ۱۶۶ روز بدون یخندان رخ داده است ( $F \rightarrow D$ ). در ردیف دوم، ماتریس تبدیل وضعیت از روز بدون یخندان به روز یخندان و بدون یخندان است که به ترتیب ۱۶۵ و ۷۲۲ روز بوده است. با آزمون ماتریس فراوانی، اولاً معلوم شد که داده‌ها از زنجیره مارکوف دو حالتی پیروی می‌کند و دوم اینکه داده‌ها فاقد روند بوده، ایستایی زنجیره را نشان می‌دهد. در واقع، این قضیه گویای این امر است که فراوانی‌ها با زمان تغییر زیادی ندارند.

(۵)

$$p[s_{(0)} \rightarrow s_{(1)}] p[s_{(1)} \rightarrow s_{(2)}] \dots p[s_{(n-1)} \rightarrow s_{(n)}]$$

برای مثال، احتمال تغییر وضعیت از یخنده‌ان به یخنده‌ان و مجدداً یخنده‌ان (یعنی سه روز متوالی یخنده‌ان) در فروردین ماه به صورت زیر است:

$$P[F \rightarrow F] P[F \rightarrow F] P[F \rightarrow F] = (0.65)(0.65)(0.65) = 0.274625$$

دراین فرمول مجموع حالت‌های ممکن فرایند است. این عبارت، مربع ماتریس تغییر وضعیت یک مرحله‌ای است و به ماتریس تغییر وضعیت دو مرحله‌ای موسوم است. ماتریس  $P^4$  را ماتریس تغییر وضعیت چهار مرحله‌ای می‌نامند. به طور کلی، احتمال‌های تغییر وضعیت  $k$  مرحله‌ای از به توان  $k$  ام رساندن ماتریس تغییر وضعیت یک مرحله‌ای به دست می‌آید. برای ماتریس تغییر وضعیت  $k$  مرحله‌ای وقتی  $k$  بزرگ می‌شود، پدیده جالب توجهی رخ می‌دهد. دراین حالت، همه سطرهای ماتریس تغییر وضعیت باهم برابر می‌شوند، به طوری که اگر به توان رساندن ماتریس تغییر وضعیت را به توان‌های بالاتر ادامه دهیم، درایه‌ها هیچ‌گونه تغییری نخواهند نمود. برای ماتریس فراوانی حالت یخندهان بدون یخندهان شهر زنجان، ماتریس تغییر وضعیت  $k$  مرحله‌ای در مرحله بیستم (فروردین ماه) و یازدهم (مهرماه) به این شرایط رسید؛ یعنی:

$s_{(n)}, \dots, s_{(2)}, s_{(1)}$  شود، با این فرض که زنجیره از حالت  $s_{(0)}$  آغاز کرده است، درنظرمی‌گیریم. دنباله‌ای از حالت‌ها که به وسیله آنها فرایندی می‌تواند حرکت کند، مسیر فرایند نامیده می‌شود. احتمال یک مسیر، دقیقاً برابر حاصل ضرب احتمال‌های تغییر وضعیت یک مرحله‌ای است (هیگنر و مک نالتی، ۱۳۷۹: ۲۱۱).

(۶)

بدیهی است با تغییر نقطه آغاز و مسیر، نتایج متفاوتی به دست خواهد آمد. محاسبه احتمال‌های تغییر وضعیت دو مرحله‌ای، به این مفهوم است که با آغاز یک وضعیت پس از دو تغییر به حالت اول برگرد. برای مثال، یخندهان ← بدون یخندهان ← بدون یخندهان ← یخندهان یک تغییر وضعیت دو مرحله‌ای است. بنابراین، تغییر حالات پرشماری می‌توان برای زنجیره مارکوف تصور و برآورد نمود، اما جمع بندی این تغییر حالات در یک عبارت کلی می‌توان تصویری ساده و روشن را ارایه نماید. برای به دست آوردن عبارت کلی احتمال‌های دو مرحله‌ای، فهرستی از مسیرهای ممکن را که فرایند در رفتان از  $i$  به  $j$  در دو مرحله می‌تواند دنبال کند، تصور می‌کنیم. این مسیرها برای مثال،  $i \leftarrow s \leftarrow j$  است. احتمال همه این مسیرها را محاسبه نموده، نتایج را با هم جمع می‌کنیم تا  $P_{(s \rightarrow j)}$  حاصل شود. بنابراین :

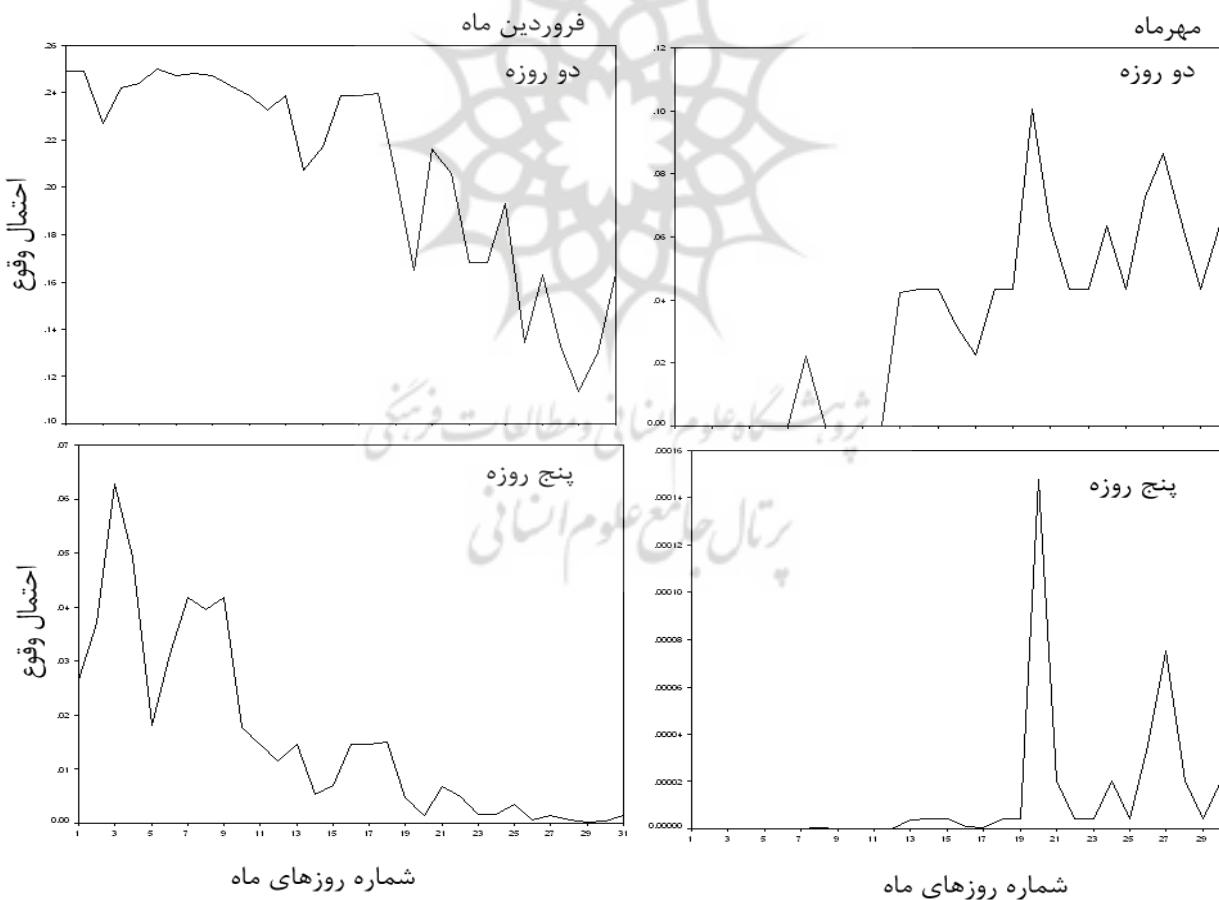
(۷)

$$P_{(j \rightarrow i)}^2 = \sum_s P_{(i \rightarrow s)} P_{(s \rightarrow j)}$$

سطری این ماتریس گویای احتمال وقوع وضعیت بلند مدت یخبندان – عدم یخبندان است. بنابراین، در فروردین ماه احتمال وقوع یخبندان بدون توجه به نقطه آغاز و مسیر آن  $0/3519$  و در مهرماه  $0/0375$  است. توجه کنید که این احتمال از احتمال اولیه‌ای که در ماتریس‌های احتمال تغییر حالت به دست آمد، بسیار متفاوت است؛ چه، ماتریس مجبور احتمال حاصل از فراوانی نسبی در تبدیل حالات را محاسبه می‌کند، درحالی که احتمال حاصل از این رویه یک مقدار احتمال بدون توجه به تبدیل حالات را ارایه می‌نماید.

$P^{20} = \begin{bmatrix} F & N \\ N & F \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.3519 & 0.6481 \\ 0.3519 & 0.6481 \end{bmatrix}$	(۸) فروردین
$P^{11} = \begin{bmatrix} F & N \\ N & F \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.0375 & 0.9625 \\ 0.0375 & 0.9625 \end{bmatrix}$	(۹) مهر

شرایط بدون توجه به خانه آغازی، بعداز تقریباً ۲۰ وضعیت برای فروردین با احتمال‌های  $0/3519$  و  $0/6481$  و ۱۱ وضعیت برای مهرماه با احتمال‌های  $0/0375$  و  $0/9625$  به شرط حالت پایا می‌رسد. درواقع، بردار



شکل شماره ۳: احتمال وقوع یخبندان‌های دو و پنج روزه طی مهر و فروردین ماه برای ایستگاه زنجان

نسبت داد. اگرچه این ویژگی به صورت روندی نزولی (برای فروردین) و صعودی (برای مهرماه) دیده می‌شود، اما بیشینه احتمال وقوع (فرین‌های احتمال) در اول فروردین یا آخر مهر دیده نمی‌شود. برای مثال بیشترین احتمال یخبندان پنج روزه در بیستم مهرماه و سوم فروردین ماه دیده می‌شود. این ویژگی از تفاوت‌های قابل توجه یخبندان‌های زودرس و دیررس است. به بیان دیگر، فاصله بیشینه احتمال از آغاز حداکثر روند آن در فروردین بیش از فاصله بیشینه احتمال مهرماه تا حداکثر احتمال مهرماه است.

همچنین، چنانکه قبل<sup>۱</sup> نیز اشاره شد، احتمال تداوم یخبندان‌های مهرماه در دو مقیاس بسیار کمتر از احتمال تداوم آن در فروردین ماه است. برای مثال، یخبندان‌های دو روزه در مهرماه با حداقل و حداکثر احتمالات صفر و ۰/۰ رخ می‌دهد، درحالی که این ارقام برای فروردین ماه ۰/۱۱ و ۰/۲۵ است. احتمال وقوع یخبندان‌های پنج روزه نیز برای مهرماه در دامنه صفر و ۰/۰۰۰۲ و برای فروردین ماه در دامنه صفر و ۰/۰۶ در نوسان است.

#### ۴-۳- شدت - تداوم یخبندان‌ها

یکی از مشخصات یخبندان شدت آن است. شناخت شدت‌های مختلف یخبندان امکان اتخاذ تدبیر مدیریتی مناسب و متناسب را ممکن می‌سازد. بدیهی است بر حسب اهداف مطالعاتی معیارهای مختلفی برای شدت یخبندان می‌توان تعریف نمود. یکی از معیارهای عام طبقات سه‌گانه یخبندان‌هاست که توسط علیزاده و همکاران (۱۳۷۳: ۴۱) به صورت زیر تعریف شده است:

-۱- یخبندان ضعیف: درجه حرارت‌های ۰ تا -۱/۵

درجه سلسیوس

-۲- یخبندان ملایم: درجه حرارت‌های -۱/۵ تا -۳-

درجه سلسیوس

#### ۳-۳- تداوم یخبندان‌های روزانه

از کاربردهای تکنیک زنجیره مارکوف، برآورد احتمال تداوم  $m$  روزه فرایندهاست. منظور از تداوم، تعداد روزهایی متواتی است که یک فرایند در آن رخ داده باشد. برای مثال، تداوم دو روزه یخبندان، به معنی وقوع دماهای زیر صفر درجه در دو روز متواتی است، ولی اگر قبل از روز اول و بعد از روز دوم درجه حرارت بالای صفر باشد، احتمال مزبور براساس رابطه زیر به دست می‌آید(Berger and Goossens , 1983,p30) :

(۱۰)

$$P_m = p^{m-1}(1-p)$$

در رابطه بالا  $p$  احتمال فرایند در زمان مورد نظر و  $m$  تداوم به روز ،  $P_m$  احتمال وقوع  $m$  روزه است. با برآذش مدل مارکوف مرتبه اول بر دماهای روزانه و باقراردادن مقادیر مختلف از ۲ و ۵ به ازای  $m$  ، احتمال یخبندان با تداوم‌های ۲ و ۵ روز برای هریک از روزهای فروردین و مهر ماه محاسبه شد. بدیهی است، تداوم‌های بین ۲ و ۵ از میان سنجی مقادیر ارایه شده در نمودارهای شکل ۱ دست یافتنی است. توجه کنید که مقیاس احتمال برای دو ماه متفاوت است. اولین مشاهده حاصل از این نمودارها، کاهش احتمال یخبندان با افزایش تداوم آن است. این کاهش بویژه در مهرماه نمایان‌تر است.

چنانکه دیده می‌شود، یخبندان‌های فروردین و مهر طی روزهای ماه در تداوم‌های مختلف رفتارهای معکوس نشان می‌دهند. به این معنی که در فروردین ماه از ابتدای ماه به سمت انتهای آن احتمال وقوع یخبندان کاهش می‌یابد، درحالی که برای مهرماه این وضعیت معکوس است. این ویژگی بدیهی را می‌توان به جایه‌جایی تدریجی سیستم‌های سرما زا به سمت شمال (در فروردین) و سمت جنوب (در مهرماه) زنجان و ایران

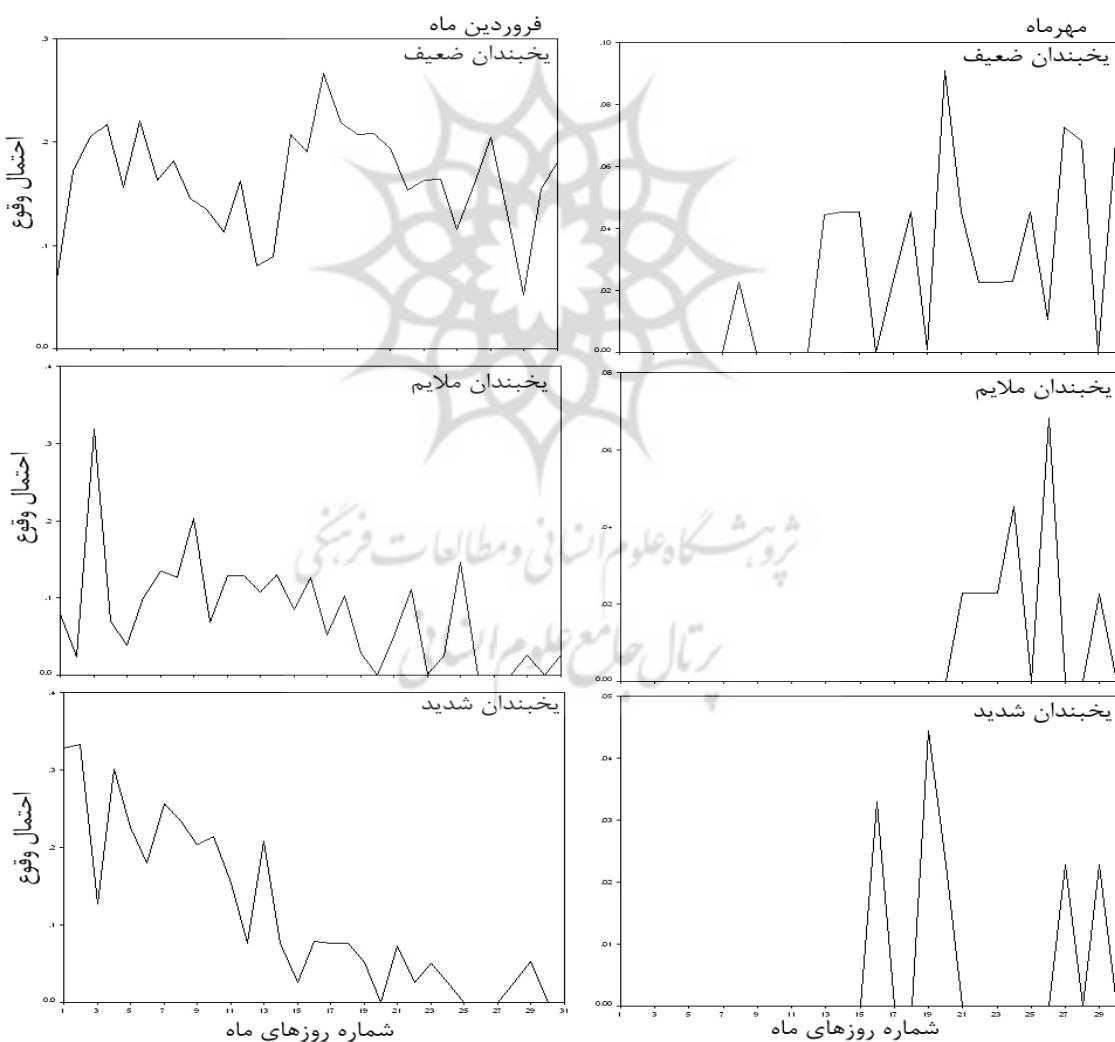
نمودارها توجه کنید). چنانکه دیده می‌شود بیشترین احتمال وقوع یخبندان‌های مهرماه به یخبندان‌های ضعیف اختصاص دارد و از هفته دوم مهرماه به صورت منقطع و ناپیوسته خود را نشان می‌دهد، در حالی که یخبندان‌های ملایم در ده روز انتهایی ماه با ناپیوستگی کمتر نمود بیشتری دارند. یخبندان‌های شدید نیز از ۱۵ تا ۲۱ ماه مهر با فواصل پرشده به وسیله احتمال وقوع یخبندان‌های ضعیف و شدید احتمال وقوع بیشتری دارند.

### -۳- یخبندان شدید: درجه حرارت‌های کمتر از -۳

#### درجه سلسیوس

تمامی محاسبات مارکوفی و آزمون‌های مربوط برای شدت‌های مختلف یخبندان‌های دو ماه مهر و فروردین محاسبه شد. نتایج این محاسبات در شکل ۲ ارایه شده است.

نمودارهای سمت راست این شکل احتمال وقوع یخبندان با شدت‌های مختلف را برای مهرماه و نمودارهای سمت چپ این احتمالات را برای فروردین ماه نشان می‌دهد (به تفاوت مقیاس در محور عمودی



شکل شماره ۴: احتمال وقوع یخبندان‌های ضعیف، ملایم و شدید طی مهر و فروردین ماه برای ایستگاه زنجان

آزمون‌های معتبر آماری، معلوم شد که زنجیره مارکوف دو حالت برازش مناسبی بر حالت‌های دمای روزانه زنجان دارد و برآوردها نشان داد که احتمال وقوع یخبندان در هر روز برای فروردین ۰/۳۵۱۹ و برای مهرماه ۰/۰۳۷۵ و همچنین تداوم‌های مختلف یخبندان‌ها در فروردین ماه بیش از مهرماه است. این ویژگی برای شدت‌های مختلف یخبندان صادق است. علاوه براین، یخبندان‌های هرماه عمدتاً از نوع ضعیف بوده، در حالی که تمام انواع یخبندان برای فروردین ماه محتمل است. توضیح اینکه: احتمالات حاصل از زنجیره مارکوف در این مطالعه نوعی برآورد و پیش‌بینی تلقی می‌شود؛ با این تفاوت که در مدل‌های آماری پیش‌بینی و در توزیع‌های احتمال، برآورد به ازای تاخیر زمانی بیان می‌شود، در حالی که زنجیره مارکوف نوعی برآورد احتمال "جامعه" از روی "نمونه" تلقی می‌شود. بنابراین، احتمالات حاصل از مدل زنجیره مارکوف قابل تعمیم بر هر بازه زمانی است. از این رو، احتمال وقوع برای تمامی روزهای ماه فروردین و مهر برآورد شد تا تصویری از احتمال وقوع آن ارایه گردد. علاوه بر آنچه گفته شد، ردیابی علت یا علل پدیده‌ها از صلاحیت‌های زنجیره مارکوف نیست و نیز از آنجا که شناخت علل این رویدادها نیاز به ارزیابی و مطالعات سینوپتیک دارد، پیشنهاد مشخص این تحقیق، مطالعه سیستم‌های سینوپتیک و نحوه عمل آنها در تولید یخبندان در این دو

در سرتاسر فروردین ماه احتمال وقوع یخبندان‌های ضعیف وجود دارد (با احتمال حداقل ۰/۰۵ در ۲۹ فروردین تا ۰/۲۷ در ۱۷ فروردین). بنابراین، برخلاف مهرماه پیوستگی احتمال وقوع یخبندان در فروردین ماه بیشتر است. این ویژگی در یخبندان‌های ملایم و شدید نیز مشهود است. در فروردین ماه بیشترین احتمال وقوع یخبندان‌های شدید به ترتیب در دوم (۰/۳۳۴) و اول فروردین (۰/۳۲۸) دیده می‌شود. در حالی که یخبندان‌های ملایم در سوم فروردین بیشترین احتمال وقوع را دارند. از ویژگی‌های درخور توجه یخبندان‌های فروردین، این است که احتمال وقوع یخبندان‌های ضعیف با افت و خیزهای شدید حول یک مقدار در نوسان است، اما احتمال یخبندان‌های ملایم با روندی آرام و احتمال یخبندان‌های شدید با روندی قابل ملاحظه کاهش می‌یابد.

#### ۴- نتیجه

یکی از روش‌های تحلیل پدیده‌های اقلیمی، تحلیل احتمالی، این رویدادهای است. تحلیل‌های احتمالی روش‌هایی مفید برای شناخت و پیش‌بینی پدیده‌هایی، نظری یخبندان به شمار می‌آیند. یکی از این روش‌ها، روش زنجیره مارکوف است. در این رویه می‌توان احتمال وقوع و دوره بازگشت پدیده‌های اقلیمی را محاسبه نمود. با استفاده از این روش و با به کارگیری آمار دمای حداقل روزانه حدود نیم قرن شهر زنجان و نیز براساس

خلجی، مهدی.(۱۳۷۸). پیش‌بینی سرمای دیررس بهاره و یخنده زودرس پاییزه برای تعدادی از گیاهان زراعی و بااغی در استان چهارمحال و بختیاری، مجله نهال و بذر ج ۱۷، ش ۲، صص ۱۳۹-۱۲۶.

زارعی، حسن و شاهکار، غلامحسین.(۱۳۸۰). بررسی احتمال تواتر روزهای بارانی و خشک مناطق خرمدره-اردک و زشک، سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی، دانشگاه اصفهان ، صص ۱۳۴-۱۴۴ و ۷ شهریور ماه.

سازمان هواشناسی کل کشور، آمار دمای حداقل روزانه شهر زنجان طی دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۴.

علیجانی، بهلول.(۱۳۷۴). آب و هوای ایران، انتشارات پیام نور تهران، ۱۳۷۴

علیزاده، امین. (۱۳۸۵). اصول هیدرولوژی کاربردی، چاپ بیست و یکم، مشهد انتشارات دانشگاه امام رضا.

علیزاده، امین. موسوی بایگی، محمد و کمالی ، غلامعلی.(۱۳۷۳). «تاریخ وقوع اولین یخنده‌های پاییزه و آخرین یخنده‌های بهاره در خراسان» مجله نیوار ش ۲۴، صص ۳۸-۵۶ .

فتاحی کیاسری ، ابراهیم و صالحی پاک ، تهمینه.(۱۳۸۸). «تحلیل الگوهای سینوپتیکی

ماه و پیش‌بینی آن است. با این وصف، به نظر می‌رسد که اتخاذ اقدامات پیشگیرانه و مدیریت یخنده‌ان با احتمال خطر پیشتر در فروردین ماه بیش از مهرماه است.

#### منابع

براتی ، غلامرضا.(۱۳۷۸). «روابط سیستمی پرفشارهای مهاجر و یخنده‌های بهاره ایران»، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. ش ۵۴ و ۵۵ صص ۱۳۲-۱۵۰ . پدرام، مژده ، رحیم زاده ، فاطمه ، صحرائیان ، فاطمه و نوحی ، کیوان ، «بررسی تغییرات طول دوره بدون یخنده و تعداد روزهای یخنده در استان‌های آذربایجان غربی و شرقی» ، مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان ، ج ۲۴، ش ۳، صص ۸۸-۷۵

چینلار، ارهان.(۱۳۸۰). آشنایی با فرایندهای تصادفی، ترجمه غلامحسین شاهکار و ابوالقاسم بزرگ نیا، تهران: موسسه انتشارات علمی دانشگاه صنعتی امیرکبیر.

خسروی ، محمود، حبیبی نوختندهان، مجید و اسماعیلی، رضا.(۱۳۸۷). «پنهانه بنده اثر خطر سرمازدگی دیررس بر روی باغات . مطالعه موردنی : شهرستان مه ولات»، مجله‌جغرافیا و توسعه ش ۱۲، صص ۱۴۵-۱۶۲ .

- 19- Bootsma, A (1976). Estimating minimum temperature and climatological freeze risk in hilly terrain. *Agricultural Meteorology*, 16. 425-443
- 20-Buishand, T.A. 1978. 'Some remarks on the use of daily rainfall models', *J. Hydrol.*, 36, 295–308.
- 21-Caprio, J.M. 1961 : " A Rational Approach to the Mapping of Freeze Dates. *Bull. Amer.Meteo.* 13: 339-348.
- 22-Continas, J V; (2000) A Climatology of Freezing Rain in Great Lake region of North America. *Mon , Wea.Rev.*128
- 23-Hoaglin, David C. Mosteller, Frederick and Tukey , John W.(edit) 2006: Exploring Data Table, Trends, and Shapes. John Wiley & Sons.Inc.U.S.A .
- 24-Moon. Eull.S , Boom Ryoo. S , Gi Kwon. J .1994: A Markov Chain Model for Daily Precipitation Occurrence in South Korea. *Inter.Jour.Climato*
- 25-Navidi, William,( 2006), Statistics for Engineers and Scientists , The McGrow – Hill Companies Inc , New York.
- 26- Schmidlin, T.W. and Detheir, B.C (1986) "A statistical analysis of Freeze hazard in New York State, Physical Geography, 7(3) 246- 257.
- 27- Thom, H. C . and Show. R. H. 1958: Climatological Analysis of Freeze Data For Iowa. *Monthly Weather Review*.8 b(7) 251-257
- یخبندان‌های زمستانه ایران»، مجله جغرافیا و توسعه، ش ۱۳، صص ۱۲۷-۱۳۶.
- کمالی، غلامعلی و صحرائیان، فاطمه.(۱۳۸۴). بررسی آماری وقوع سرما و یخبندان‌های بهاره و پاییزه در استان آذربایجان شرقی. ش ۱۵ ، صص ۱۹۷-۲۰۹
- مجرد قره باغ ، فیروز.(۱۳۷۶). « تحلیل و پیش بینی یخبندان در آذربایجان»، پایان نامه دکتری . تهران: دانشگاه تربیت مدرس .
- هژبرپور، قاسم و علیجانی ، بهلوو. « تحلیل همدید یخبندان‌های استان اردبیل»، مجله جغرافیا و توسعه. ش ۱۰ ، صص ۸۹-۱۰۶
- هیگنز، جیمز.ج و مک نالتی، سالی کلر.(۱۳۷۹). مفاهیم احتمال و مدل بنده تصادفی، ترجمه علی مشکانی، مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی.
- 16-Anonymous. 1978. Technique of Frost Prediction and Methods of Frost Protection, W.M.O. No 487. Geneva, Switzerland.
- 17-Benzi .G , A.Parisi. and A. Sutera and A. Vulpiani, 1983: " A theory of Stochastic reasons in climatic change, *Siam J. Appl.Math.*,43, 565-578
- 18- Berger, A. and Goossens, C.H.R. 1983. 'Persistence of wet and dry spells at Uccle (Belgium)', *J. Climatol.*, 3, 21–34.

- 28- Watkins, S.C. (1991) "The annual period of freezing temperatures in central England 1850-1959 International Journal of Climatology. 11(8) 889-896.
- 29- W.M.O. 2000: Detecting Trend and Other Change in Hydrological Data. WMO/ TD- NO.1013

