

جغرافیا و توسعه شماره ۴۷ تابستان ۱۳۹۶

وصول مقاله: ۱۳۹۵/۰۳/۲۴

تأیید نهایی: ۱۳۹۵/۰۸/۱۷

صفحات: ۱۴۹ - ۱۶۲

بررسی الگوی نواحی هم شیب تغییرات میانگین دمای سالانه ایران

دکتر حسین عساکرها^۱، مهدی دوستکامیان^۲

چکیده

دما یکی از عناصر مهم آب و هوایی است که از عوامل متعددی تأثیر می‌پذیرد. بررسی آن می‌تواند نقش عوامل مذکور را منعکس کند. هدف از این مطالعه، بررسی الگوی نواحی هم شیب تغییرات میانگین دمای سالانه ایران می‌باشد. بدین منظور میانگین دمای سالانه‌ی ایران طی دوره‌ی آماری ۵۰ ساله بررسی گردیده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که شیب تغییرات دمای ایران به پنج ناحیه‌ی تغییرات افزایشی شدید (ناحیه ۱)، تغییرات افزایشی متوسط (ناحیه ۲)، تغییرات کاهشی (ناحیه ۳)، تغییرات افزایشی کم (ناحیه ۴) و تغییرات افزایشی بسیار شدید (ناحیه ۵) قابل تقسیم است. نواحی هم شیب تغییرات دمای ایران به جز در ناحیه‌ی سوم (تغییرات کاهشی) در سایر نواحی از روند افزایشی برخوردار بوده است. تنوع و برآکنده‌ی نواحی هم شیب تغییرات نشان داد که توزیع و برآکنده‌ی نواحی هم شیب تغییرات به شدت تحت تأثیر عواملی محلی به ویژه ارتفاعات می‌باشند. به کمک روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، سلول نماینده برای هر ناحیه استخراج گردید. الگوسازی ARIMA برای نماینده‌ی هر ناحیه از هم شیب تغییرات انجام شد. نتایج بیانگر این بود که الگوی حاکم بر دمای سلول هر ناحیه بسیار ساده بوده است؛ بطوری که در هر پنج ناحیه با تقریب قابل قبولی دما تابعی از مؤلفه‌های تصادفی یک تا دو سال گذشته‌ی خود بوده است. برای مثال دو الگوی ARIMA(0, 1, 1) و ARIMA(1, 0, 1) بهترین الگوی برآش بافته بر میانگین دمای سالانه‌ی نواحی با شیب تغییرات افزایشی کم بوده است.

کلیدواژه‌ها: میانگین دما، هم شیب تغییرات، تحلیل مؤلفه‌ها اصلی، مدل‌سازی آریما، ایران.

قابل مشاهده است (محمدی و تقیوی، ۱۳۱۴: ۷۲-۷۱).

در مطالعه‌ای دیگر عزیزی و همکاران (۱۳۱۴: ۴۳-۲۵) با بکارگیری روش‌های آماری چند متغیره و مدل‌های پیش‌بینی باکس جنکینز تغییر آب و هوایی را از طریق بررسی داده‌های ماهانه‌ی ۱۶ متغیر آب و هوایی در قالب دو گروه متغیرهای دمایی و رطوبتی و طی دوره ۵۰ ساله ارزیابی کردند و به این نتیجه رسیدند که متغیرهای دمایی دارای روند تغییرات معنی‌دار و لی با جهت‌های متفاوت بودند، درحالی که مشاهدات رطوبت و بارش غالباً از روند تغییرات معنی‌داری برخوردار نبوده‌اند.

دما و دگرگونی‌های آن از عوامل متعددی (نظیر ناهمواری‌ها، عرض جغرافیایی محل، همسایگان و سامانه‌های گردش جوی و...) تأثیر می‌پذیرد. بررسی دما می‌تواند نقش و میزان بازیگری این عوامل آشکار و نهان و نیز روابط آنها را انعکاس دهد. یکی از نکات قابل توجه این است که تمامی عناصر آب و هوایی و از جمله دمای هر محل، با نواحی مجاور مشابه خواهد بود. این‌ویژگی به تعبیر عساکره و سیفی‌پور (۱۳۹۱: ۱۹) نمودی از یکی از قوانین جغرافیایی به نام "اصل نزدیکی همانندی" می‌باشد. در این حالت بدیهی است که تغییرات ایجاد شده در یک فضای معین و نیز تا فاصله‌ی معینی بر فضاهای نزدیک به خود تأثیر خواهد گذاشت. از این رو عوامل فاصله و فضا و روابط فضایی یکی از ویژگی‌های بنیادی در محاسبات و واکاوی‌های فضایی است (حسنی‌پاک، ۱۳۱۹: ۷۶).

واکاوی فضایی همگام با توسعه و گسترش الگوها و ابزارهای رایانه‌ای و نیز بر اساس مشخصات دراز مدت عناصر، پدیده‌ها و عوامل عمدۀ آب و هوایی توسعه‌ی بسیاری یافت. این نوع مطالعات در سطح جهانی بطور گستردۀ انجام شده است. در این زمینه می‌توان به

مقدمه

آب و هوایی از عوامل مهم و مؤثر در زندگی انسان است. دگرگونی‌های آب و هوایی در عصر حاضر یکی از چالش‌های مهم زیست‌محیطی می‌باشد. این دگرگونی‌ها عمده‌اً حاصل تأثیرات بشر روی محیط، بویژه از طریق افزایش گسیل گازهای گلخانه‌ای به جو است (خلیلی و همکاران، ۱۳۹۴: ۰۱-۰۵).

دگرگونی‌های آب و هوایی بر زندگی انسان، چشم‌انداز و استراتژی اقتصادی-اجتماعی تأثیر ژرفی به جا می‌نهد. به همین دلیل انسان همواره در پی مطالعه‌ی چگونگی دگرگونی‌های آب و هوایی بوده است (عساکره، ۱۳۱۳: ۲۳۱-۰۳).

مطالعات زیادی نشان‌دهنده تغییر عناصر آب و هوایی، بویژه بارش و دما در سطح جهانی است. دما را می‌توان یکی از مهم‌ترین عناصر دستگاه آب و هوایی دانست که دگرگونی‌های آن می‌تواند شرایط آب و هوایی هر محلی را دگرگون سازد (مسعودیان، ۱۳۸۳: ۰۶-۱۰). این تغییرات به دلیل توزیع ناهمگونی در دریافت انرژی گرمایی خورشید به‌وسیله‌ی سطح زمین، به‌شكل‌های گوناگونی رخ می‌دهد (ناظم‌السادات، ۱۳۱۱: ۶۴). از آنجاکه دما از عناصر اساسی شکل‌گیری آب و هواست و تغییرات آن می‌تواند ساختار آب و هوایی هر منطقه‌ای را دگرگون سازد، لذا بررسی روند دگرگونی‌های آن بخش بزرگی از پژوهش‌های آب و هواشناسی را به خود اختصاص می‌داده است (مسعودیان ۱۳۹۰: ۴۵-۰۴).

در ایران نیز مطالعات زیادی در زمینه‌ی دگرگونی‌های دما صورت گرفته است. برای مثال مطالعه‌ی روند نمایه‌های فرین دما و بارش در تهران نشان داد که یک روند کاهشی در نمایه‌های فرین سرد و یک روند کاملاً افزایشی در روند دماهای کمینه و متوسط روزانه

کومار^۳ و همکاران (۲۰۰۹) جریان سطحی مناطق مرطوب جنوب حاره را با استفاده از ARIMA الگوسازی نمودند. چاتوپادھای و چاتوپادھای^۴ (۲۰۱۰) سری‌های زمانی بارش‌های موسمی تابستانه را با استفاده از ARIMA و الگوی شبکه عصبی مصنوعی الگوسازی کرده و نتایج حاصل از این الگوسازی را مورد مقایسه قرار دادند. در ایران مطالعات چندانی در زمینه‌ی دما و الگوسازی آن با استفاده از ARIMA انجام نشده است و بیشتر مطالعات انجام شده مربوط به عنصر دمای ایستگاه‌ها آن هم به صورت موردنی می‌باشد. برای مثال عساکره (۱۳۸۱: ۳۳-۲۴) در الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز یک الگوی آریمای (0,1,2) ARIMA را شناسایی کرده است.

با توجه به آنچه که قبلاً نیز اشاره شد مطالعات انجام شده بر روی الگوسازی دما عمدتاً به صورت اعمال الگوها بر مشاهدات ایستگاه‌های اندازه‌گیری عناصر جوی بوده است و الگوسازی عناصر اقلیمی به صورت پنهانی کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در پژوهش حاضر به منظور جبران این خلأ پژوهشی، الگوسازی پنهانی مورد توجه بوده است. بدین ترتیب واکاوی و الگوسازی نواحی از ایران مورد توجه قرار خواهد گرفت که شب تغییرات میانگین دمای سالانه آنها یکسان است. در این راستا از الگوسازی در خانواده ARIMA بهره گرفته شده است.

داده‌ها و روش شناسی

به منظور الگوسازی نواحی هم شب تغییرات دمای سالانه‌ی ایران، پایگاه میانگین دمای سالانه ایران طی دوره‌ی آماری ۵۰ ساله استخراج گردیده است. این

تحلیل سری‌های زمانی اشاره کرد. تحلیل سری‌های زمانی معمولاً دو هدف درک یا الگوسازی فرایندهای به ظاهر تصادفی و پیش‌بینی مقادیر آینده بر مبنای گذشته آن را دنبال می‌کند (Kondrashov & Berloff, 2015: 1543-1553; Michael et al, 2015: 701-707) برای تحلیل یک سری زمانی فرض می‌شود این تغییرات در چهار مؤلفه‌ی اصلی روند، تغییرات فصلی، تغییرات دوره‌ای و تغییرات نامنظم تجلی می‌یابد. تجزیه مفهومی سری زمانی به اجزاء "رونده"، "فصلی"، "دوره‌ای" و "نامنظم" ما را در توصیف بیشتر سری زمانی یاری خواهد کرد (Biyat, ۱۳۸۹: ۶۱). این تحلیل‌ها معمولاً بر روی مشاهدات خودهمبسته (که از ویژگی عناصر آب و هوایی است)، قابل انجام است. همین وابستگی بین مشاهدات متوالی است که امکان پیش‌بینی را در تحلیل سری‌های زمانی میسر می‌سازد. یکی از این الگوها موسوم به الگوی ARIMA است. الگوی ARIMA ابتدا توسط باکس و جنکینز (۱۹۷۰) معرفی شد (Zahang et al, 2011: 2703-2683). در این نوع مدل‌سازی یک استراتژی سه مرحله‌ای شامل تشخیص (شناسایی)، برآش و آزمون صحت مدل و پیش‌بینی با حدود اطمینان مشخص در نظر گرفته می‌شود (عساکره، ۱۳۸۱: ۳۳-۲۴). برخی از پژوهشگران الگوی ARIMA را به تنها ی و برخی همراه با چند الگوی دیگر (مثلًا شبکه‌ی عصبی مصنوعی) به کار برده‌اند. برای مثال موهان و دولا^۱ (۱۹۹۵) الگوسازی بارش هند را با استفاده از این نوع الگوها انجام داده‌اند. الفندی و همکاران^۲ (۱۹۹۴) الگوی ARIMA را برای الگوسازی بارش اتیوپی و سیلانگ‌های رود نیل مورد استفاده قرار دادند.

³-Kumar

⁴-Chattopadhyay S, Chattopadhyay

¹-Mohan S, Vedula

²-El-Fandy

پراش دما در امتداد زمان در نقطه‌ی i و j می‌باشد که به شرح رابطه‌ی ۲ به دست می‌آید:

$$S_{y,x} = \frac{[y'y - \hat{\beta}'_{(x_0, x_{x1}, y)} \times (x'_{(x_0, x_{x1})} \times y)] / (df)}{\Sigma(x_i - \bar{x})^2} \quad 2$$

در رابطه‌ی ۲، $\hat{\beta}'_{(x_0, x_{x1}, y)}$ شیب تغییرات میانگین دمای سالانه که برابر با $(x'x)^{-1} \times x'y$ است. Σy^2 می‌باشد. همچنین $(y'y)$ را می‌توان معادل $(S_{y,x})_i$ دانست. به عبارتی دیگر در فرمول فوق اگر $(S_{y,x})_i$ معادل SSE بدانیم، آنگاه داریم:

$$(S_{y,x})_i, (S_{y,x})_j = \frac{(SSE)_i + (SSE)_j}{(df)_i + (df)_j} \quad 3$$

در فرمول ۳، SSE خطای الگوی برازش یافته (مجموع مجذورات باقیمانده) در نقطه i و j می‌باشد. درجه آزادی در این روش به شرح رابطه‌ی ۴ به دست می‌آید:

$$df = (n_1) + (n_2) \quad 4$$

در صورتی که TR محاسبه شده از جدول بزرگتر باشد فرض صفر ($H_0 = b_1 = b_2$) رد می‌شود و فرض مقابل ($H_1 = b_1 \neq b_2$) پذیرفته می‌شود. بر اساس روش‌هایی که در بالا ذکر شد (پنج ناحیه هم شیب که شیب تغییرات آنها با هم تفاوت معنی‌داری نداشته‌اند)، تشخیص داده شد.

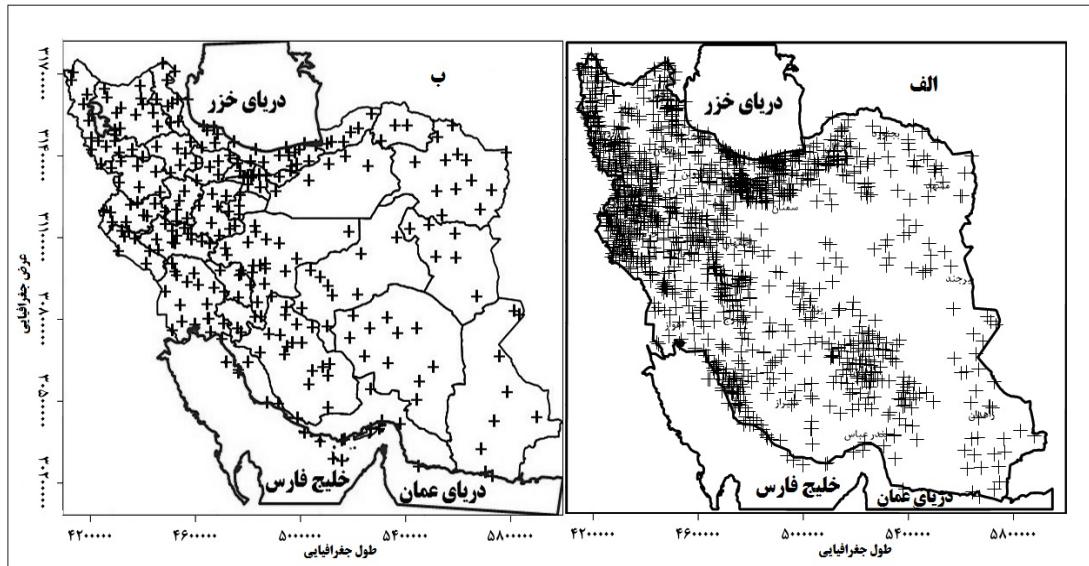
پایگاه داده از طریق میان‌یابی مقادیر دمای روزانه برای دوره‌ی آماری ۱۳۴۰ تا ۱۳۹۰ به دست آمده است. این داده‌ها در دو گام تهیه شده‌اند: بخش اول، داده‌های میان‌یابی شده‌ی میانگین دمای روزانه‌ی ۱۴۳۷ ایستگاه برای دوره‌ی ۱۳۴۰/۱/۱ تا ۱۳۸۳/۱۰/۱۱ می‌باشد که در سال ۱۳۸۳ توسط مسعودیان در دانشگاه اصفهان با عنوان پایگاه داده‌ی اسفزاری تولید شده است. داده‌های این پایگاه دارای تفکیک مکانی 15×15 کیلومتر بوده و در سیستم تصویر لامبرت مخروطی^۱ و در قالب یک ماتریس 15992×7187 با آرایش S (زمان در سطرها و مکان در ستون‌ها) تولید شده است. به منظور تکمیل دوره‌ی آماری و افزایش توان تفکیک زمانی، بخش دوم داده‌ها، شامل داده‌های میانگین دمای روزانه ۲۸۳ ایستگاه همدید و اقلیم‌شناسی از تاریخ ۱۳۸۳/۱۰/۱۲ تا ۱۳۹۰/۱۲/۲۹، مرتب و میان‌یابی شد. در شکل ۱ توزیع و پراکنش ایستگاه‌ها آورده شده است.

نواحی با شیب تغییرات یکسان به نواحی گفته می‌شود که تغییرات دما در آنها یکسان باشد و به لحاظ آماری اختلاف معنی‌داری با هم نداشته باشند. برای بررسی هم شیب تغییرات دما از آزمون TR به شرح رابطه‌ی ۱ استفاده شده است

:(Zar et al, 2009: 186-190)

$$TR = \frac{b_i - b_j}{\sqrt{(S_{y,x})_i - (S_{y,x})_j}} \quad 1$$

در این رابطه b شیب میانگین دمای سالانه در نقطه i و j می‌باشد به عبارت دیگر اختلاف شیب استاندارد در نقطه i و j می‌باشد. همچنین $S_{y,x}$



شکل ۱: توزیع و پراکنش ایستگاههای مورد مطالعه برای پایگاه اسفزاری (الف) توزیع و پراکنش ایستگاههای

مورد مطالعه برای تکیل پایگاه اسفزاری (ب)

تهییه و ترسیم: نگارندگان، ۱۳۹۵

شود. به منظور رعایت ایجاز از بیان تفصیلی مراحل و روش‌های برازش این نوع الگوهای پرهیز شده است. به منظور شناخت دقیق مراحل الگوسازی برای مثال به عساکر (۱۳۸۸: ۱۵۶۲۲-۱۵۶۰۱) مراجعه کنید. در ابتدا برای اینکه نمای کلی از دمای هر بخش به دست آید، مانایی یا نامانایی سری زمانی هر بخش که اولین گام در الگوسازی خانواده آریما می‌باشد، برای هر ناحیه مورد بررسی قرار گرفت. برای ایستایی به لحاظ میانگین از آزمون الکساندرسون و به لحاظ ایستایی در پراش از آزمون وان نیومون استفاده شده است. نتایج حاصل از این دو آزمون بیانگر این است که در هر پنج بخش داده‌های ما به لحاظ پراش ایستا، ولی به لحاظ میانگین نایستا بوده است. به منظور کنترل مجدد متغیرها بعد از عملیات تفاضل‌گیری مجدد آماره الکساندرسون محاسبه شد. با تفاضل‌گیری مرتبه اول سری به لحاظ میانگین ایستا شد. بعد از انتخاب فراسنچ‌های الگو جهت انتخاب مناسب ترین الگو از معیارهای مختلفی استفاده شده است که یکی از

بعد از مشخص شدن نواحی همشیب تغییرات، به کمک تحلیل مؤلفه‌های اصلی (فرشادفر، ۱۳۸۹: ۳۵۱-۴۵۰) یاخته‌ای را که بیشترین پراش و در عین حال بیشترین ضربیت همبستگی را با سایر یاخته‌های دیگر داشت، جهت الگوسازی آریما، به عنوان نماینده‌ی آن ناحیه انتخاب گردید. بطورکلی در یک الگوی آریما، تابع بر اساس سه مؤلفه پارامتریک خطی شکل گرفته است (عساکر ۱۳۸۸: ۱۵۶۰۱-۱۵۶۲۲):

خودهمبستگی P (AR)	جمع بسته (I) d با	میانگین متحرک q (MA)	ARIMA (p, d, q)
-------------------	-------------------	----------------------	-----------------

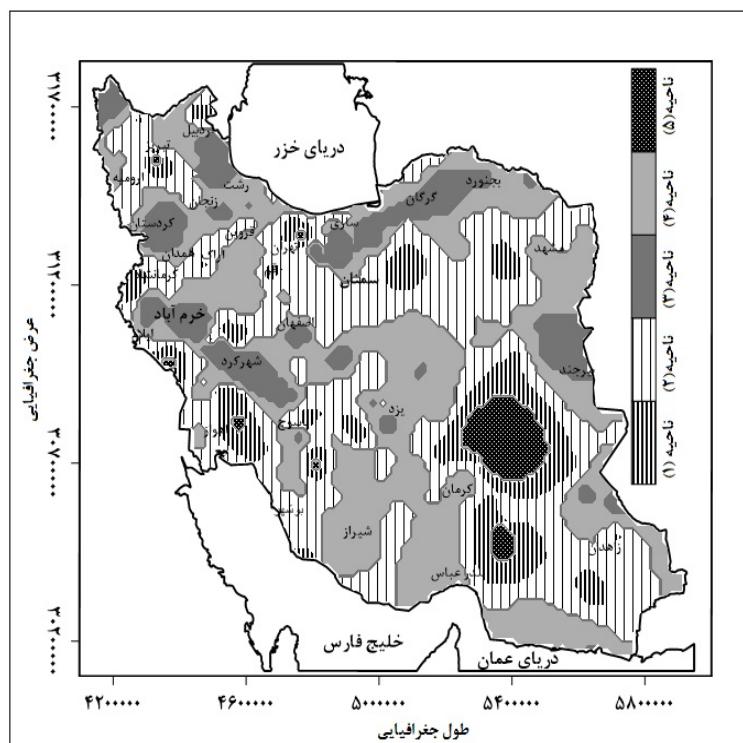
الگوی آریما (که به الگوهای باکس-جنکیز نیز معروفند) از الگوهای پرکاربرد در واکاوی سری‌های زمانی است. در این الگوسازی تلاش بر این است که با تعیین فرایندهای مناسب میانگین متحرک، خودهمبستگی و نیز فرایند تفاضلی کردن، مناسب‌ترین و دقیق‌ترین الگو بر مشاهدات سری زمانی برآش داده

سری از معیار کمینه شدن ریشه میانگین مجذور خطاهای (RMSE) بهره گرفته شد. علاوه بر این باقیماندهای الگو به لحاظ بهنجار و مستقل بودن بررسی و وارسی شد.

یافته‌ها

نتایج حاصل از واکاوی این نواحی هم شیب تغییرات نشان داد که میانگین دمای ایران دارای پنج ناحیه با شیب تغییرات همراستا می‌باشد. شکل ۲ نواحی با شیب تغییرات دمای همراستا را در ایران نشان می‌دهد.

رایج‌ترین و با اهمیت‌ترین آنها معیار AIC می‌باشد که نتایج ارزیابی آنها برای هر الگو و هر ناحیه در جدول ۳ ارایه گردیده است (برای آشنایی با این معیار برای مثال به وئی ۱۳۸۶ مراجعه کنید). این معیار بر اساس مفهوم آشفتگی (آنتروپی) بنا شده است و نشان می‌دهد که استفاده از یک الگوی آماری به چه میزان باعث از دست رفتن اطلاعات می‌شود. به عبارت دیگر، این معیار تعادلی میان دقت الگو و پیچیدگی آن برقرار می‌کند. با توجه به داده‌ها، چند الگوی رقیب ممکن است با توجه به مقدار AIC رتبه‌بندی شوند و الگوی دارای کمترین AIC بهترین است. علاوه بر معیار AIC برای انتخاب مناسب‌ترین الگو برای هر



شکل ۲: توزیع مکانی نواحی هم شیب تغییرات میانگین دمای سالانه ایران طی نیم سده‌ی اخیر
تهییه و ترسیم: نگارندگان، ۱۳۹۵

بيان داشته‌اند، دمای ایران به شدت تحت تأثیر عوامل آب و هوایی بویژه ارتفاع و عرض جغرافیایی قرار دارد.

همان‌گونه که قبلاً مسعودیان (۱۳۹۱: ۱۳۶)، علیجانی (۱۳۸۵: ۱۴۱-۱۴۹) و کاویانی و علیجانی (۱۳۸۶: ۴۳)

می شود که ناحیه پنج (ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و بسیار شدید) کمترین تنوع مکانی را در بین سایر نواحی دیگر دارند (شکل ۲)، درحالی که ناحیه‌ی یک (ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و شدید) با شب ۰/۰۸۵ از بیشترین تنوع مکانی برخوردار می‌باشد. در جدول ۱ هم شب تغییرات و درصد سطح معنی‌داری آن برای هر بخش ذکر گردیده است؛ برای مثال در ناحیه‌ی چهار از ۳۹ درصد شب مشترک تنها ۲۵/۱۱ درصد آن در سطح ۹۵ درصد اطمینان معنی‌دار می‌باشد و مابقی فاقد معنی آماری است.

پراکندگی نواحی هم شب نیز این واقعیت را نشان می‌دهد. از این رو عدم پیوستگی مکانی نواحی هم شب بهوضوح قابل تشخیص است. تنفاوت و تنوع مکانی‌شب تغییرات دما می‌تواند منجر به تنوع مکانی پدیده‌های مرتبط با دما شود؛ برای مثال حجازی‌زاده و ناصرزاده (۱۳۹۴: ۱۵۹-۱۳۹) با بررسی‌یخندان‌های استان لرستان، ارتفاع را مهمترین عامل در تعیین تنوع مکانی تعداد فراوانی‌یخندان در استان ذکر کرده‌اند. همان‌گونه که دیده می‌شود، عواملی محلی بویژه ارتفاعات نقش بارزی در تنوع پراکندگی نواحی هم شب تغییرات دما ایفا می‌کرده است بطوری که ناهمواری‌ها و ارتفاعات از هم شب تغییرات مکانی یکسانی برخوردار می‌باشند. با این حال مشاهده

جدول ۱: مشخصات مکانی میانگین هم شب تغییرات و درصد تحت پوشش

ناحیه	درصد پوشش	معادله هم شب تغییرات	درصد پوشش معنی‌داری
ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و شدید (ناحیه ۱)	۹/۴۶	$T = 17.55 + 0.0853(t_i)$	معنی‌داری ۹/۴۶
			عدم معنی‌داری *
ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و متوسط (ناحیه ۲)	۳۷/۷۱	$T = 17.29 + 0.0524(t_i)$	معنی‌داری ۳۷/۷۱
			عدم معنی‌داری *
ناحیه‌ای با هم شب تغییرات کاهشی (ناحیه ۳)	۹/۳۱	$T = 14.87 - 0.0231(t_i)$	معنی‌داری ۲/۹۲
			عدم معنی‌داری ۶/۳۸
ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی بسیار کم (ناحیه ۴)	۳۹/۹۷	$T = 16.99 + 0.0121(t_i)$	معنی‌داری ۲۵/۱۱
			عدم معنی‌داری ۱۴/۸۶
ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و بسیار شدید (ناحیه ۵)	۳/۵۵	$T = 16.55 + 0.1461(t_i)$	معنی‌داری ۳/۵۵
			عدم معنی‌داری *

مأخذ: نگارندگان، ۱۳۹۵

(کاروالیو^۱ و همکاران، ۲۰۰۷: ۷۲۳-۷۳۳). برای مثال و یاهونگ کیان^۲ و همکاران (۲۰۰۷: ۱۸۹-۱۶۷) وجود ناهنجاری‌ها و تنوع تغییرات مکانی در دما و بارش چین را ناشی از تغییرات رژیم آب و هوایی در چین و

برخی پژوهشگران براین باورند که تنوع تغییرات شیو دما علاوه بر عوامل محلی از ناهنجاری‌های جوی در عرض‌های میانه و فرایندهای جوی در منطقه استوایی و عرض‌های میانه و همچنین عامل پرفشار جنوب‌حراره با جریان‌های اقیانوسی تأثیر می‌پذیرند

نواحی دارای شیب تغییرات افزایشی بوده است (شکل ۲). این افزایش طی سالیان اخیر پیامدهای بی سابقه‌ی زیادی نظیر کاهش یخبندان‌ها چه در سطح جهانی و چه در سطح ملی داشته است؛ برای مثال فرونفلد^۱ و همکاران (۲۰۰۷) نمایه‌های یخبندان در قرن بیستم را مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که در سرتاسر آمریکای شمالی، کانادا و آلاسکا نمایه‌های یخبندان در فصل سرد روند کاهشی داشته‌اند.

الگوسازی نواحی هم شیب تغییرات دما

به منظور استخراج یاخته‌ی نماینده در هر ناحیه از تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده شد. نتایج حاصل از این واکاوی برای انتخاب یاخته‌ها در جدول ۲ نمایش داده شده است. همان‌طوری که مشاهده می‌شود مقدار ویژه برای ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و شدید ۱۴۳۸/۳۰۴ درصد حاصل شده است که این عامل درصد توجیه پراش با ۸۹/۷ درصد مربوط به ناحیه‌ای ۶۹/۵۲ با هم شیب تغییرات افزایشی و بسیار شدید می‌باشد. درصد ضریب همبستگی این روز با روزهای دیگر در ناحیه، پیکسلی با هم شیب تغییرات افزایشی و بسیار شدید ۰/۶۹۳۷ است. با این وجود بالاترین ضریب همبستگی با ۰/۷۷۱ برای ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و شدید می‌باشد. کمترین درصد توجیه پراش با ۴۶/۶۵ شیب تغییرات افزایشی و کم با ضریب همبستگی ۰/۰۷۲۱ است.

تعامل گردش جریان غربی و جریان‌های موسمی بهنگام عبور از فلات تبت در شرق آسیا می‌داند. همان طوری که در شکل ۲ دیده می‌شود، ناحیه‌ی چهار (ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی بسیار کم) که به صورت پراکنده شهرهای نظیر شیراز، کرمان، یزد، مشهد و اراک را در خود جای می‌دهد با ۳۹/۹۷ درصد و بطور متوسط با تغییرات افزایشی ۰/۰۱۲ درجه سلسیوس در سال می‌باشد (جدول ۱). پس از ناحیه‌ی چهار ناحیه‌ی دو (هم شیب تغییرات افزایشی و متوسط) با ۳۷/۷۱ درصد بیشتر نواحی شیب مشترک را به خود اختصاص داده است (جدول ۱). این ناحیه به صورت پراکنده عمده‌ای در استان‌های بوشهر، سیستان و بلوچستان، سمنان، تهران، و بخش‌هایی از شمال غرب کشور پراکنده شده‌اند (شکل ۲). ناحیه‌ی سه (هم شیب تغییرات کاهشی) که با ۹/۳ درصد کمترین مقدار مساحت هم شیب تغییرات را به خود اختصاص داده است، دارای شیب تغییرات ۰/۰۲۳۱ منطبق بر ارتفاعات و ناهمواری‌ها بوده است (جدول ۱). بعضی از پژوهشگران (عباسی و اثمری، ۱۳۹۰: ۷۰؛ عباسی و همکاران، ۱۳۱۹: ۹۱-۱۱۰) نیز نشان داده‌اند که تغییرات دمای ارتفاعات و ناهمواری‌ها کاهشی بوده است.

شیب‌های تغییرات همراستا در ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و بسیار شدید که بیشتر به صورت هسته‌ای در جنوب شرق کشور را شامل می‌گردد (شکل ۲)، تقریباً ۹ درصد از مساحت ایران را به خود اختصاص داده است (جدول ۱). روند افزایشی در این بخش از کشور ۰/۰۸۵ درجه سلسیوس در هر سال بوده است. بنابراین اگر دقت شود دما به جز در ناحیه‌ی سه (هم شیب تغییرات کاهشی) در سایر

جدول ۲: نتایج حاصل از اجرای تحلیل مؤلفه‌ها

همبستگی	درصد توجیه پراش	مقدار ویژه	روز نماینده
0.771	69.52902	1438.304	ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و شدید (ناحیه ۱)
0.612	58.94801	2675.891	ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و متوسط (ناحیه ۲)
0.611	59.15385	735.1466	ناحیه‌ای با هم شب تغییرات کاهشی (ناحیه ۳)
0.721	46.6574	1667.459	ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و کم (ناحیه ۴)
0.7937	89.7	1590.1	ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و بسیار شدید (ناحیه ۵)

مأخذ: گزارندگان ۱۳۹۵

می‌روند. اگر قدر مطلق مقدار t بزرگتر یا مساوی باشد، در سطح معناداری ۹۵ درصد قضاآت می‌کنیم که فراسنچ متناظر با آن بطور معنی‌دار با صفر تفاوت دارد.

در جدول ۳ مناسب‌ترین الگوی آریما برای هر سری آورده شده است. اعدادی که در داخل پرانتز زیر برآورد فراسنچ‌های هر الگو نوشته شده‌اند، مقادیر آماره t هستند که برای آزمون معنی‌دار بودن فراسنچ‌ها بکار

جدول ۳: مدل‌های انتخابی برای ناحیه‌های هم شب تغییرات

الگوی مناسب	باقیمانده‌ها	AIC	الگو
ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و شدید			
	نرمال و ناهمبسته	137.9	2.134
	نرمال و همبسته	139.1	2.185
*	نرمال و ناهمبسته	135.6	2.04
$z_t = (-0.39) z_{t-1} - (0.74) a_{t-1} - (0.33) a_{t-2} + a_t$ (2.18) (5.93) (2.69)			
ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و متوسط			
*	نرمال و ناهمبسته	40.34	0.3285
$z_t = (0.3803) z_{t-1} - (0.9642) a_{t-1} + (0.021) a_t$ (2.42) (11.28) (7.39)			
	نرمال و ناهمبسته	42.43	0.3162
	نرمال و ناهمبسته	43.18	0.3296
ناحیه‌ای با هم شب تغییرات کاهشی			
	نرمال و ناهمبسته	57.38	0.4264
*	نرمال و ناهمبسته	51.53	0.3793
	نرمال و ناهمبسته	49.64	0.3201
$z_t = (-0.47) z_{t-1} - (0.33) z_{t-2}$ (-3.42) (-2.62)			
ناحیه‌ای با هم شب تغییرات افزایشی و کم			
*	نرمال و ناهمبسته	71.30	0.5633
$z_t = (0.76) a_{t-1} + a_t$ (8.08)			
*	نرمال و ناهمبسته	71.29	0.5631

ادامه جدول ۳

الگوی مناسب	باقیمانده‌ها	AIC		الگو
	$z_t = (0.76)a_{t-1} + a_t$ (8.08)			
*	نرمال و ناهمبسته	71.29	0.5631	
	$z_t = (0.33)z_{t-1} - (0.7642)a_{t-1} + a_t$ (824.76)			
	نرمال و ناهمبسته	73.18	0.5848	
	نرمال و ناهمبسته	73.32	0.5865	
	ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و بسیار شدید			
	نرمال و ناهمبسته	71.83	0.6548	
	$z_t = (0.46)z_{t-1} - (0.95)a_{t-1} + (0.073)a_t$ (2.92)			
*	نرمال و ناهمبسته	73.00	0.7177	
	نرمال و ناهمبسته	90.63	0.8291	
	نرمال و ناهمبسته	82.00	0.6977	
	نرمال و ناهمبسته	82.01	0.6978	

مأخذ: نگارنده‌گان ۱۳۹۵

زمانی دما تابعی از بارش ۱ تا ۲ سال گذشته و مؤلفه‌های تصادفی ۱ تا ۳ سال گذشته می‌باشد. این امر گواهی بر سادگی الگوهای برازنده بر دمای نواحی هم‌شیب تغییرات افزایشی متوسط و کم می‌باشد، در حالی که دما در ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی شدید پیچیده‌تر بوده است؛ بطوری که دما در این نواحی تابعی از مؤلفه‌های تصادفی یک تا دوسال گذشته خود می‌باشد. همان‌طوری که مشاهده می‌شود در ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و شدید ARIMA(1,0,2) با توجه به مقداری خطای ۲۰/۴ الگوی در بین الگوهای دیگر مناسب‌تر می‌باشد. مرتبه ۲ میانگین متحرک بیانگر این است که دمای هر سال در ناحیه با هم شیب تغییرات افزایشی و شدید تابعی از مؤلفه‌های تصادفی یک تا دوسال گذشته خود می‌باشد. این وضعیت برای ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و متوسط تابعی از مؤلفه‌های تصادفی یک سال گذشته خود می‌باشد. بنابراین دما در ناحیه با هم

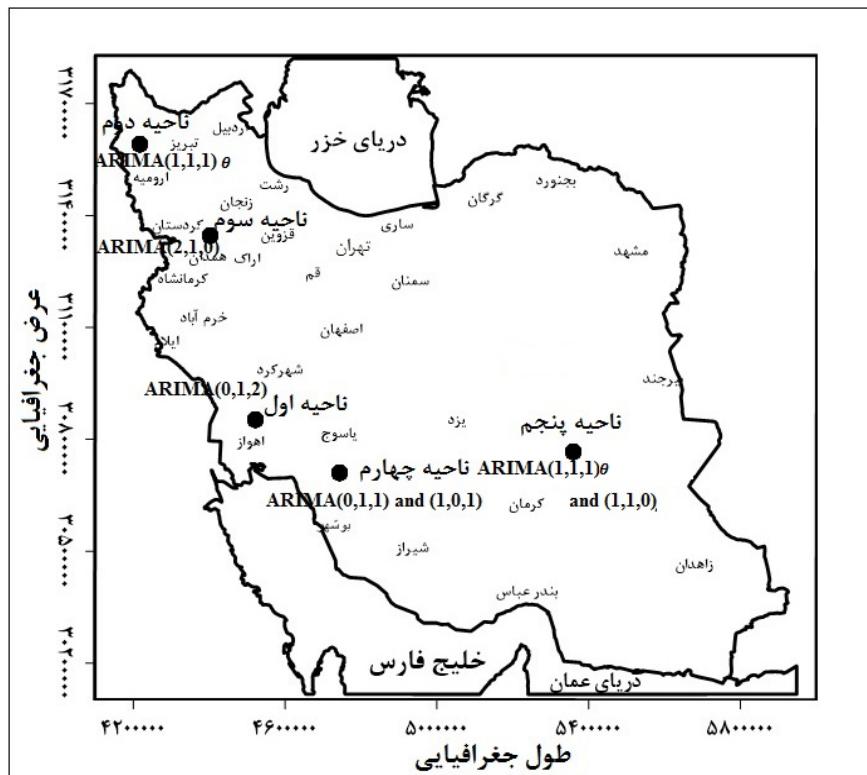
طی فرایند زیاد برازندن^۱ با تفاضل مراتب صفر و دو (d=0) و (d=2) مدل‌های متنوع مورد بررسی قرار گرفت و الگوهای مختلف آزمون گردید. برای مثال الگوهای ARIMA (0,1,2) در ناحیه با هم شیب تغییرات افزایشی و شدید و (3,0,1) در ARIMA ناحیه‌ای هم شیب تغییرات کاوشی دارای فراسنج‌های معنی‌دار بوده و به نظر می‌رسید که الگوهای مناسبی برای ناحیه یک هستند؛ ولی بررسی مانده‌های این دو الگو نشان داد که مانده‌های الگو دارای رفتار الگوپذیر هستند و دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی با توزیع بهنجار و مستقل نیستند. همین‌طور مشخصات الگوهای انتخابی برای سایر نواحی آورده شده است. مناسب‌ترین الگوی آریما و رابطه‌ی آن در کادر پایینی در جدول ۳ آمده است. الگوهای برازنده گویای روند بویژه در ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و متوسط و ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و کم می‌باشد. در هر پنج ناحیه رفتار گذشته سری‌های

شیب تغییرات افزایشی و بسیار شدید افزایش چشمگیرتری داشت است. برای مثال دما در این ناحیه تا سال ۲۰۲۵ تقریباً 0.79°C درجه‌ی سلسیوس افزایش می‌یابد. این افزایش دما در ایران و جهان به وسیله‌ی پژوهش‌های پرشماری تایید شده است. برای مثال مطالعات پژوهشگران بر روی تغییرات دمای سطح دریا در خلیج فارس بیانگر افزایش دما تا ۲ درجه سلسیوس می‌باشد (Richard, 2007: 1006-1016). علاوه بر این طبق یافته‌های عباسی و اثمری (۱۳۹۰: ۷۰-۸۳) بر اساس خروجی دو الگوی گردش عمومی جو شامل داده‌های HadCM2 و ECHAM4 و الگوی MAGICC-SCENGEN، دمای تمامی استان‌های ایران تا سال ۲۱۰۰ بطور متوسط ۲ تا $3/6$ درجه سلسیوس افزایش خواهد یافت (عباسی و اثمری، ۱۳۹۰: ۷۰-۸۳).

شیب تغییرات افزایشی و شدید نسبت به سایر نواحی دیگر از الگو و رفتار گذشته خود تبعیت می‌کند.

توزیع مکانی الگوهای انتخابی برای نماینده‌ی هر ناحیه در شکل ۳ آورده شده است. براساس شکل ۳ نقاط نماینده پنهنه‌ها هم‌شیب تغییرات عمده‌ای در نیمه غرب و شمال غرب ایران پراکنده شده‌اند. این وضعیت بیانگر این واقعیت است که تغییرات دما در نیمه غرب و شمال غرب ایران ارتباط قوی با تغییرات دمای سایر نواحی هم شیب تغییرات دمای ایران دارد.

پس از انتخاب الگوی مناسب، دما برای یاخته‌ی نماینده ناحیه و در گام ۱۵ ساله پیش‌بینی شد. نتایج به صورت میانگین‌های ۵ ساله در جدول ۴ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در همه‌ی ناحیه‌ها (به جز ناحیه‌ی با هم شیب تغییرات کاوشی) روند افزایشی حاکم خواهد بود. در این بین ناحیه‌ای با هم



شکل ۳: توزیع مکانی الگوهای انتخابی برای نماینده نواحی هم شیب تغییرات دما

تهره و ترسیم: گلستان‌گان، ۱۳۹۵

جدول ۴: پیش‌بینی میانگین دما براساس الگوی چند جمله‌ای آریما برای نواحی پنجگانه هم شیب دمایی

ناحیه	۲۰۲۰-۲۰۲۵	۲۰۱۵-۲۰۲۰	۲۰۱۰-۲۰۱۵	۲۰۱۰-۱۹۶۱
ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و شدید (ناحیه ۱)	17.98	17.87	17.83	17.81
ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و متوسط (ناحیه ۲)	18.90	18.71	18.67	18.63
ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات کاهشی (ناحیه ۳)	14.28	14.24	14.23	14.25
ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و کم (ناحیه ۴)	17.93	17.76	17.62	17.61
ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و بسیار شدید (ناحیه ۵)	24.83	24.47	24.42	24.04

مأخذ: نگارندگان ۱۳۹۵

- نواحی هم شیب تغییرات دمای ایران از تنوع و پراکندگی بسیار زیادی برخوردار بوده است. در این میان ناحیه ۱ از تمرکز بیشتری برخوردار بوده است؛ بطوری که بیشتر روند افزایشی (۰/۱۴۶۱) در نواحی مرکزی متمایل به شرق سلسیوس در سال) در نواحی مرکزی متداول به شرق کشور مرکز بوده است. غالباً پژوهشگران در بررسی‌های خود روند افزایشی دما را پیش‌بینی نمودند.
- الگوسازی ARIMA برای سری زمانی نمایندگان هر یک از نواحی و براساس ملاک‌های مختلف (نظیر معنی‌داری ضرایب الگو، پراش کمینه‌ی مانده‌ها، کمینه‌ی معیار اطلاع آکائیک، استقلال و نرمال بودن باقی مانده‌های مدل) انجام شد. براین اساس دما در هر ناحیه تابعی از مؤلفه‌های تصادفی یک تا دو سال گذشته‌ی خود می‌باشد. ناحیه‌ای با هم شیب تغییرات افزایشی و کم دارای الگوهای متنوعی بوده است برای مثال دو الگوی (0,1,1) و ARIMA(1,0,1) بهترین الگوی برآش یافته بر میانگین دمای سالانه‌ی نواحی با شیب تغییرات افزایشی و کم بوده است.
- در همه نواحی به جز نواحی با هم شیب تغییرات کاهشی دما روند افزایشی داشته است.

نتیجه عناصر اقلیمی در مقیاس زمانی و مکانی در حال تغییر می‌باشند. تغییرات اقلیمی یکی از ویژگی‌های طبیعی چرخه جوی می‌باشد که بر اثر ناهنجاری‌ها یا نوساناتی در روند فراسنجهای جوی نظیر دما حاصل می‌شوند. روند یکی از مشخص‌ترین عواملی می‌باشد که باعث ناهمانگی‌های سری‌های اقلیمی می‌شود. شناخت روند تغییرات اقلیمی گذشته می‌تواند به پیش‌بینی نوسانات اقلیمی در آینده کمک‌شایانی کند. بررسی تعدادی از فراسنجهای آب و هوایی نظیر دما نقش مهمی را در آشکارسازی روند ایفا می‌کند. در پژوهش حاضر به منظور بررسی نواحی هم شیب تغییرات دمای ایران، میانگین دمای روزانه طی دوره ۵۰ ساله استخراج و الگوسازی شد. یافته‌های پژوهش حاضر را می‌توان بشرح زیر برشمودر:

- نواحی هم شیب تغییرات دمای ایران به پنج ناحیه شامل ناحیه‌ای با شیب تغییرات افزایشی و شدید (ناحیه ۱)، ناحیه‌ای با شیب تغییرات افزایشی و متوسط (ناحیه ۲)، ناحیه‌ای با شیب تغییرات کاهشی (ناحیه ۳)، ناحیه‌ای با شیب تغییرات افزایشی و کم (ناحیه ۴) و ناحیه‌ای با شیب تغییرات افزایشی و بسیار شدید (ناحیه ۵) می‌باشد. هم راستایی مشترک تغییر دمای ایران به جز در ناحیه‌ی سوم در سایر نواحی از روند افزایشی برخوردار بوده است. این نواحی به شدت تحت تأثیر عوامل آب و هوایی از جمله عرض جغرافیایی و بویژه ارتفاع قرار دارند.

- عزیزی، قاسم؛ محمد کریمی احمدآبادی؛ زهرا سبک خیز (۱۳۸۴). روند دمایی چند دهه اخیر ایران و افزایش CO_2 جو، نشریه علوم جغرافیایی. دانشگاه تربیت معلم، جلد ۴. شماره ۵. پاییز و زمستان ۸۳. بهار و تابستان ۲۵ صفحه ۸۴.
- عساکره، حسین (۱۳۸۸). الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز، تحقیقات جغرافیایی. شماره ۹۳. صفحات ۳-۲۴.
- عساکره، حسین؛ زهرا سیفی‌پور (۱۳۹۱). مدل‌سازی مکانی بارش سالانه ایران، جغرافیا و توسعه. شماره ۱۵-۳۰. صفحات ۲۹.
- عساکره حسین (۱۳۸۳). مدل‌سازی تغییرات مکانی عناصر اقلیمی مطالعه‌موردي: بارش سالانه استان اصفهان، تحقیقات جغرافیایی. شماره ۳. صفحات ۲۳۱-۲۱۳.
- علیجانی، بهلول (۱۳۸۵). مبانی آب و هوای ایران، انتشارات دانشگاه پیام نور
- علیجانی، بهلول؛ محمدرضا کاویانی (۱۳۸۶). مبانی آب و هواشناسی، انتشارات دانشگاه تهران.
- فرشادفر، عزت‌الله (۱۳۸۹). اصول و روش‌های آماری چندمتغیره، انتشارات طاق‌بستان.
- محمدی، حسین؛ فرید تقوی (۱۳۸۴). روند شاخص حدی دما و بارش در تهران، پژوهش‌های جغرافیایی. شماره ۵۳-۱۷۲.
- مسعودیان، ابوالفضل؛ محمد دارند (۱۳۹۰). شناسایی و پنهان‌بندی نواحی دمایی فرین سرد ایران، مطالعات جغرافیایی مناطق خشک. شماره ۲-۵۴-۴۳.
- مسعودیان، سیدابوالفضل (۱۳۸۳). بررسی دمای ایران در نیم سده گذشته، مجله جغرافیا و توسعه. شماره ۳. صفحات ۱۳۶-۸۹.
- مسعودیان، سیدابوالفضل (۱۳۹۱). آب هوای ایران، انتشارات شریعه توسعه مشهد. دانشگاه اصفهان.
- نظام‌السادات، سیدمحمد جعفر (۱۳۸۸). مبانی هوای اقلیم‌شناسی، مرکز نشر دانشگاهی. چاپ اول. تهران.

منابع

- باکس جی.ای. پی و جنکیز جی ام (۱۹۷۰). ترجمه محمدرضا مشکینی، تحلیل سری‌های زمانی، پیش‌بینی و کنترل. جلد اول. چاپ اول. انتشارات دانشگاه تهران. ۴۲۴ صفحه
- بیات، علی (۱۳۸۹). تحلیل سری زمانی بارش سالانه شهر زنجان، پایان‌نامه کارشناسی ارشد. به راهنمای دکتر حسین عساکره. دانشگاه زنجان.
- حجازی‌زاده، زهرا؛ محمدحسین ناصرزاده (۱۳۸۴). محاسبه و تحلیل یخ‌بندان‌های توسط برنامه دلفی در استان لرستان، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. شماره ۱. صفحات ۱۵۰-۱۳۹.
- حسنی‌پاک، علی‌اصغر (۱۳۸۹). زمین‌آمار (زئواستاتیستیک)، انتشارات دانشگاه تهران. چاپ اول.
- خلیلی، کیوان؛ محمد ناظری‌تهرودی؛ فرشاد احمدی (۱۳۹۴). کاربرد شاخص PCI در بررسی الگوی بارش ایران و تحلیل روند تغییرات آن در مقیاس سالانه و فصلی طی نیم قرن اخیر. نشریه‌ای آبیاری و زهکشی ایران. شماره ۹. صفحات ۲۰۸-۱۹۵.
- دوستی، مریم؛ محمود حبیب‌نژادروشن؛ کاکا شاهدی؛ میرحسین میریعقوب‌زاده (۱۳۹۲). بررسی شاخص‌های اقلیمی حوضه آبخیز تمر، استان گلستان در شرایط تغییر اقلیم با کاربرد مدل لارس. مجله فیزیک زمین و فضا. شماره ۴. صفحات ۱۸۹-۱۷۷.
- عباسی، فاطمه؛ مرتضی اثمری (۱۳۹۰). پیش‌بینی و ارزیابی تغییرات دما و بارش طی دهه‌های اخیر با الگوی MAGIC-SCENGEN. مجله آب و خاک. شماره ۲۵. صفحات ۸۳-۷۰.
- عباسی، فاطمه؛ ایمان بابائیان؛ مجید حبیبی‌نوخندان؛ لیلا گلی‌مختاری (۱۳۸۹). ارزیابی تأثیر تغییر اقلیم بر دما و بارش ایران در دهه‌های آینده با کمک مدل MAGIC-SCENGEN. پژوهش‌های جغرافیای طبیعی. شماره ۷۲. صفحات ۹۱-۱۱۰.

- Michael P. Stockinger, Andreas Lücke, Jeffrey J. McDonnell, Bernd Diekkrüger, Harry Vereecken, Heye R. Bogena(2015). Interception effects on stable isotope driven streamwater transit time estimates, Vol 10, PP: 701–704
- Mohan S, Vedula S (1995). Multiplicative seasonal ARIMA model for long term forecasting of inflow. Water Recur Manage Vol, 9. PP: 115-126
- Richard. k (2007). Information Flow in Ensemble Weather Predictions, JOURNAL OF THE ATMOSPHERIC SCIENCES, Vol, 16., PP:1006-1016
- Weihong Q., & Xiang L., & Yafen Z., &, Yuan Xu., & Jiaolan Fu (2007). Climatic regime shift and decadal anomalous events in China, Vol, 84., PP: 167–189.
- Zar, Jerrold H. (2009). biostatistician Analysis (5th Edition), Library of Congress Cataloging-in-Publication Data.
- Zhang Q, Wang B, He B, Peng Y, Ren M (2011). Singular Spectrum Analysis and ARIMA Hybrid Model for Annual Runoff Forecasting. Water Resour Manag, Vol. 25, PP: 2683-2703.
- Carvalho, A. A. Toni's, C. Jones, H. R. Rocha, and P. S. Polito (2007). Anti-persistence in the global temperature anomaly field, Vol, 14. PP:723-733.
- Chattopadhyay S, Chattopadhyay G (2010). Univariate modelling of summer-monsoon rainfall time series: Comparison between ARIMA and ARNN. Comptes Rendus Geoscience Vol, 342. PP: 100-107.
- El-Fandy M.G, Ashour Z. H, Taiel S. M (1994). Time series models adoptable for forecasting Nile floods and Ethiopian rainfalls. Bulletin of the American Meteorological Society. Vol, 75. PP: 83-94
- Frauenfeld, Oliver W, Zhang, Tingjun and McCreight James L (2007). Northern hemisphere freezing/thawing index variations over the twentieth century, Int. J. Climatology. Vol, 27. PP: 47-63.
- Kondrashov D., Berloff P (2015). Stochastic modeling of decadal variability in ocean gyres, Geophysical Research Letters, Vol, 42. PP: 1543-1553.
- Kumar M, Kumar A, Mahanti N.C., Mallik C. Shukla RK (2009). Surface flux modeling using ARIMA technique in humid subtropical monsoon area. Journal of Atmospheric and Solar-Terrestrial Physics.Vol,71,PP:1293-1298