

بررسی ارتباط الگوپذیری تغییرات زمانی دما و بیماری سالک در استان اصفهان

مجید جاوری* - استادیار اقلیم‌شناسی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه پیام نور تهران، ایران

کیانا شیرانی - استادیار بیماری‌های عفونی، مرکز تحقیقات نقص ایمنی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، ایران

زهرا کریمی - دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه پیام نور اصفهان

پذیرش مقاله: ۱۳۹۴/۱۰/۶ تأیید نهایی: ۱۳۹۵/۰۴/۸

چکیده

هدف از این مطالعه بررسی ارتباط الگوهای زمانی (روند و فصلی) دما و بیماری سالک در استان اصفهان است. در این پژوهش از داده‌های ماهانه، فصلی، و سالانه دما در دوره ۳۵ ساله (۱۹۷۹ - ۲۰۱۴) در سیزده ایستگاه سینوپتیک و داده‌های ماهانه، فصلی، و سالانه بیماری سالک در دوره ده‌ساله (۲۰۰۵ - ۲۰۱۴) در سیزده کانون در سطح استان استفاده شده است. روش تحقیق مبتنی بر تحلیل‌های آماری چندمتغیره و مدل‌های سری زمانی روند و فصلی است. با توجه به روش‌ها و مدل‌های کاربردی بر روی داده‌ها، دما دارای روند غیرنقطه‌ای معنی‌دار با الگوهای متفاوتی بوده است و به طریقی سری دمای ایستگاه‌های انتخابی از الگوهای روند پیروی می‌کنند (شهرضا و کاشان با روند کاهشی و بقیه ایستگاه‌ها با روند افزایشی)؛ در حالی که تغییرات بیماری سالک به جز در سه کانون (خور و بیابانک، کاشان، و شهرضا با روند افزایشی و بقیه کانون‌ها بدون روند) فاقد الگوی روند بوده است. از طرفی، روندهای نقطه‌ای دما و بیماری سالک الگوی مشابهی را نشان می‌دهند. همچنین، تغییرات دما و بیماری سالک در سطح استان تابع الگوهای فصلی سری زمانی بوده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد دما و بیماری تابع الگوی فصلی‌اند با این تفاوت که بیشترین (کمترین) موارد بیماری در فصل پاییز (بهار) با یک تأخیر زمانی فصلی نسبت به بیشترین (کمترین) دما در فصل تابستان (زمستان) اتفاق می‌افتد.

کلیدواژه‌ها: الگوهای روند، الگوهای فصلی، تغییرات زمانی، دما و بیماری سالک.

مقدمه

تغییرات زمانی عناصر آب‌وهوایی مانند دما و بارش تابع الگوهای متفاوتی است؛ نمودی از آن الگوها «روند» و «فصلی» است. روند یا گرایش تغییرات عناصر آب‌وهوایی در بلندمدت است. الگوی فصلی نوسانات عناصر آب‌وهوایی در کوتاه‌مدت است. بسته به چگونگی تغییرات این الگوها، بسیاری از عوامل زیست‌محیطی تحت تأثیر قرار می‌گیرند؛ از جمله این موارد تأثیر آب‌وهوا بر سلامت انسان است. نگارندگان در این پژوهش به دنبال بررسی ارتباط الگوپذیری تغییرات زمانی دما و بیماری سالک‌اند. بنابراین، بررسی تغییرات زمانی اقلیم در قالب مدل‌های متعدد، مانند مدل‌های روند و فصلی، ضرورت دارد. گرایش مقادیر کمی در دوره‌های زمانی بلندمدت با الگوهای یک‌جهتی (افزایشی و کاهشی) روند قلمداد می‌شود

(بروکول و دیویس، ۲۰۱۳). به عبارت دیگر، می‌توان گفت روند عبارت است از: تغییرات رو به بالا (صعودی) و پایین (نزولی) یک سری زمانی که نشان‌دهنده افزایش یا کاهش بلندمدت است. نوسانات فصلی تغییراتی است که در دوره‌های کوتاه و متوالی در ماه‌ها و فصل‌ها با رفتاری مشخص در یک سری زمانی رخ می‌دهد. می‌توان گفت تغییرات فصلی عبارت است از: الگوهای دوره‌ای که معمولاً طی یک سال اتفاق می‌افتد و در طول سال کامل می‌شود (کرچگاسنر و ولترز، ۲۰۰۷: ۳؛ شیوا، ۱۳۷۵: ۷)؛ یعنی نوسان کوتاه‌مدت مقادیر کمی در دوره زمانی و الگوهای معین دلالت بر نوسانات فصلی دارد (میراحمدی و رفیعی، ۲۰۱۵). این الگوهای معین به صورت تغییرات کوتاه‌مدت و منظم در نظر گرفته می‌شوند (عزیزی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۹). در سری زمانی از داده‌های اصلی داده‌های پیش‌بینی شده به‌دست می‌آید و حاصل تفاضل سری اصلی (Y_t) با سری پیش‌بینی شده (\hat{Y}_t) مقدار خطا یا مانده (ε_t) را مشخص می‌کند. در کاربرد مدل‌های سری زمانی، مانند مدل‌های روند و فصلی، مراحل همچون سنجش، تحلیل و پیش‌بینی، و کنترل در نظر گرفته می‌شود (جاوری، ۱۳۸۸: ۱۸). در تحلیل سری زمانی، بر اساس رفتار سری در گذشته، می‌توان آن را در دوره زمانی معین در آینده پیش‌بینی کرد (فریمن، ۲۰۰۷). از مدل‌های سری‌های زمانی در قالب موضوعات متنوع اقلیمی و غیراقلیمی استفاده می‌شود. اقلیم‌شناسان به کاربرد مدل‌های سری زمانی و ارتباط آن با موضوعاتی همچون بیماری‌های مختلف، مانند سالک، توجه کرده‌اند. لیشمانیاز جلدی^۱ یا همان سالک یکی از انواع لیشمانیازیس^۲ به‌شمار می‌رود که انگل‌های تک‌یاخته‌ای از جنس *Leishmania* آن را ایجاد می‌کنند. عامل این بیماری به وسیله گزش نوعی پشه خاکی ماده به پوست میزبان پستاندار منتقل می‌شود (مگیل، ۲۰۱۵: ۳۰۹۱). بر اساس گزارش سازمان بهداشت جهانی^۳ (WHO) در سال ۲۰۱۲، ایران جزو ده کشور با بیشترین میزان تخمین موارد بیماری سالک است که ۷۰ تا ۷۵ درصد بروز احتمالی سالک در جهان را تشکیل می‌دهد (گزارش سازمان بهداشت جهانی، ۲۰۱۲). دو نوع سالک شهری^۴ و روستایی^۵ در ایران وجود دارد: سالک روستایی در بسیاری از استان‌ها، به‌ویژه مناطق روستایی، و سالک شهری در شهرهای بزرگ و متوسط شایع است. دوره کمون بیماری در نوع روستایی معمولاً کمتر از چهار ماه است و اختلاط فصلی شدید در آن مشاهده می‌شود. در نوع شهری دوره کمون بیماری طولانی‌تر از روستایی و معمولاً دو تا هشت ماه و گاهی بیشتر است. این شکل بیماری به طور فصلی دیده می‌شود و می‌توان آن را در فصول مختلف مشاهده کرد (شیرزادی، ۱۳۹۱). کانون‌های اصلی سالک استان اصفهان، که مناطق بومی از نظر سالک به‌شمار می‌روند، شامل شهرستان‌های اصفهان، اردستان، شاهین‌شهر و میمه، برخوار، نطنز، و کاشان است.^۶ با توجه به اهمیت تعیین الگوی تغییرات سری‌های زمانی و ارتباط عناصر اقلیمی و شیوع امراض گوناگون، بسیاری محققان به بررسی این الگوها و روابط پرداخته‌اند. کوآتس و تیرادو (۲۰۰۶) اثر هوا و اقلیم را روی بیماری‌های عفونی رودهای، که از طریق آب و غذا منتقل می‌شوند، بررسی کردند. نتیجه

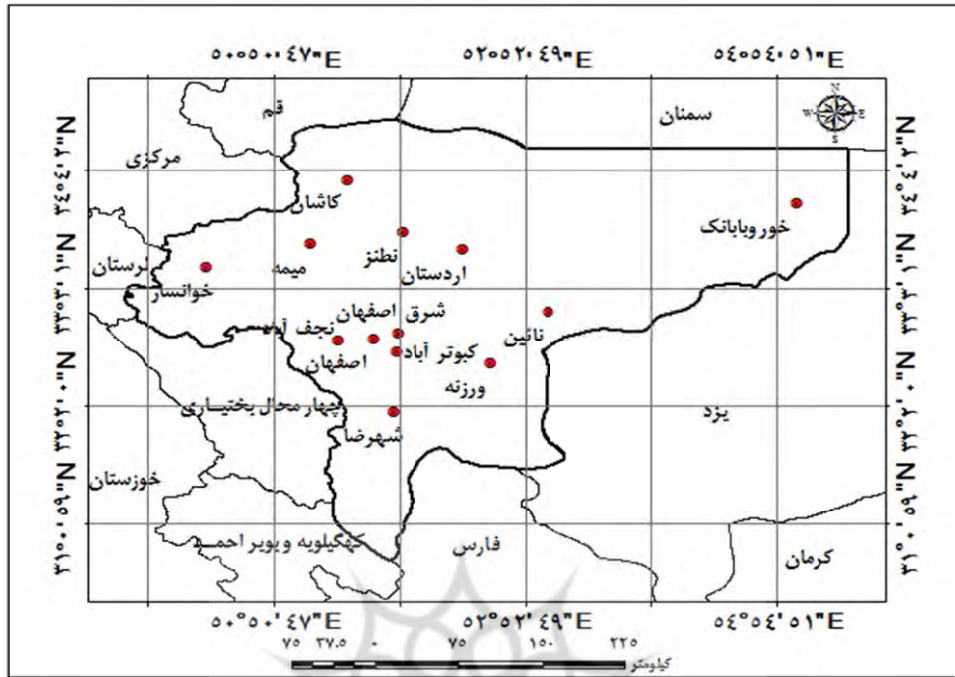
1. cutaneous leishmaniasis
2. leishmaniasis
3. World Health Organization
4. anthroponotic cutaneous leishmaniasis
5. zoonotic cutaneous leishmaniasis

بررسی آن‌ها روی بیماری اسهال حساسیت زیاد بیماری را به اقلیم و تغییرپذیری فصلی در بیشتر مکان‌ها نشان داد. این بررسی با کمک تحلیل رگرسیونی اثر دما بر موارد گزارش شده سالمونلا^۱ در محدوده وسیعی از جمعیت انجام شده است. چاوز و پاسکوئل (۲۰۰۶) از چندین روش برای تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی نایستا به منظور بررسی بروز سالک در یکی از مناطق کاستاریکا استفاده کردند. آن‌ها بروز بیماری در بین سال‌ها و ارتباط آن با متغیرهای اقلیمی را با استفاده از فنون فراوانی و فراوانی زمان و برازش مدل‌های خطی تشریح کردند. آن‌ها در این بررسی از داده‌های ماهانه و تعداد موارد مبتلا به بیماری از سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۱ و از دمای سطح دریا و متوسط دمای سطح زمین به عنوان متغیرهای اقلیمی استفاده کردند. نتیجه این بررسی نشان می‌دهد سالک یک اوج فصلی در ماه می (اردیبهشت) دارد؛ هرچند طغیان‌های آن در طول سال اتفاق می‌افتد. زانگ (۲۰۰۷) رابطه میان تغییرپذیری اقلیمی و تعدادی از بیماری‌های عفونی را در استرالیا و چین بررسی کرد. او با استفاده از روش تحلیل سری‌های زمانی، مانند روند و خودهمبستگی، رابطه بین متغیرهای هواشناسی و بیماری‌های عفونی را تعیین و شرایط آینده این بیماری‌ها را با توجه به وضعیت آینده اقلیم و جمعیت پیش‌بینی کرد. نتیجه بررسی او نشان می‌دهد دماهای حداقل و حداکثر در انتقال بیماری‌های منتقل شده توسط ناقلان و بیماری‌های روده‌ای نقش مهمی را ایفا می‌کنند و اثر بارش و رطوبت نسبی روی بیماری‌های عفونی مورد بررسی در مناطق گوناگون متفاوت است. زانگ افزایش بیماری‌های عفونی مرتبط با دما را در آینده پیش‌بینی می‌کند. خوشدل و همکاران (۱۳۹۱) وضعیت بیماری سالک را در ایران بررسی کردند. در این مطالعه از سامانه اطلاعات جغرافیایی برای پیش‌بینی شیوع بیماری سالک در ایران استفاده شد. آن‌ها به اهمیت بیماری سالک به منزله یک بیماری مهم واگیردار و به افزایش چشم‌گیر شیوع این بیماری به منزله یک بیماری مهم واگیردار در استان‌های مختلف اشاره کردند. شهاب‌گلوئی‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) اثر عناصر اقلیمی بر بیماری سالک را در شهر مشهد بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که بین بیماری سالک و دمای فصلی شهر مشهد همبستگی معنی‌داری وجود دارد. اکبری و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی نقش عوامل زیست‌اقلیمی بر شیوع بیماری سالک در شهرستان سبزوار پرداختند. آن‌ها با همبستگی تأخیری بین بیماری سالک و دما به رابطه میان بیماری سالک و دما اشاره کردند. هلاواکوا و همکاران (۲۰۱۳) اثر دما را روی سه گونه سالک ارزیابی کردند. آن‌ها رشد گونه‌ها در پشه‌های خاکی را در دو دمای ۲۰ و ۲۶ درجه سانتی‌گراد بررسی کردند. نتیجه بررسی روی گونه *Leishmania peruviana* سازگاری بیشتر پشه‌های خاکی با محدوده دمایی پایین همراه با سوخت‌وساز کم را نشان می‌دهد و در دو گونه دیگر - *L. braziliensis* و *L. infantum* رشد گونه‌ها را در هر دو دما (دمای حداکثری و حداقلی) نشان می‌دهد. گاکلیو و همکاران (۲۰۱۴) در بخشی از مطالعه‌شان فعالیت پشه‌های خاکی عامل سالک انسانی و سگی را به منظور به‌دست‌آوردن داده‌های فصلی در ایتالیا بررسی کردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد بیشترین تعداد پشه‌های خاکی در ماه اوت و سپتامبر (مرداد و شهریور) جمع‌آوری شده‌اند. در این بررسی به همبستگی میان فراوانی پشه خاکی و دما و همچنین رطوبت نسبی توجه شده است. در این تحقیق همبستگی معنی‌داری میان فراوانی پشه‌ها و میانگین دمای روزانه به‌دست نیامد. رضانی و همکاران (۱۳۹۰) در بررسی

اپیدمیولوژیک بیماری سالک در شهرستان آران و بیدگل بیماران مبتلا به سالک را طی شش ماهه اول سال ۱۳۸۸ مطالعه کردند. نتیجه بررسی آن‌ها نشان می‌دهد بیشترین موارد بیماری در ماه مرداد و از نوع لیشمانیوز خشک بوده است. مظفری و همکاران (۱۳۹۰) شرایط بیوکلیمایی زمان گسترش و شیوع بیماری سالک را در سطح دشت یزد- اردکان در استان یزد بررسی کردند. آن‌ها از داده‌های روزانه عناصر هواشناسی سه ایستگاه یزد، اردکان، و میبد و اطلاعات مربوط به میزان شیوع بیماری طی دوره آماری ۱۳۷۶ - ۱۳۸۸ استفاده کردند. نتایج بررسی آن‌ها بروز حداکثر بیماری را در شش ماهه دوم سال، به‌ویژه در فصل پاییز، نشان می‌دهد. همچنین، بررسی آن‌ها همبستگی معنی‌داری با متوسط دما، حداقل و حداکثر دما، و حداکثر سرعت باد و موارد بروز بیماری را نشان می‌دهد. آروین و همکاران (۱۳۹۲) تأثیر عناصر اقلیمی را بر گسترش بیماری سالک در منطقه شرق اصفهان بررسی کردند. آن‌ها از داده‌های ماهانه تعداد مبتلا به بیماری در یازده شهر در شرق اصفهان و داده‌های اقلیمی ماهانه ایستگاه ورزش و نه ایستگاه مجاور استفاده کردند. نتیجه پژوهش آن‌ها ارتباط مبتلایان را با ساعات آفتابی، دمای هوا، و رطوبت نسبی با تأخیر دو تا چهار ماهه نشان می‌دهد. پرویزی و همکاران (۲۰۱۲) جمعیت پشه‌های خاکی نمونه‌برداری شده از روستاهای نطنز واقع در استان اصفهان را بررسی کردند و ضمن تعیین نوع گونه آن‌ها، اختلافات جمعیتی و نوسانات فصلی آن‌ها را مشخص ساختند. نتیجه این بررسی نشان می‌دهد فعالیت فصلی پشه‌های خاکی در ماه ژوئن (خرداد) شروع می‌شود و در ماه سپتامبر (شهریور) به پایان می‌رسد. در پژوهش حاضر، ضمن بررسی ویژگی‌های تغییرپذیری زمانی بیماری سالک، به بررسی تغییرپذیری الگوهای زمانی آن بیماری با دما پرداخته شده است. در این زمینه، الگوهای روند، فصلی، و پیش‌بینی تغییرپذیری زمانی بیماری سالک و دما بررسی شده است.

داده‌ها و روش‌ها

در این تحقیق به منظور بررسی الگوپذیری تغییرات زمانی دما و بیماری سالک در استان اصفهان از الگوهای زمانی روند و فصلی سری زمانی استفاده شد. برای بررسی الگوپذیری تغییرات زمانی دما و بیماری سالک، سری‌های دمای ماهانه، فصلی، و سالانه در طول دوره ۳۵ساله (۱۹۷۹ - ۲۰۱۴) در سیزده ایستگاه سینوپتیک از سایت سازمان هواشناسی استخراج شد و متناسب با دما شمار مبتلایان به بیماری سالک به طور ماهانه، فصلی، و سالانه در طی دوره ده‌ساله (۲۰۰۵ - ۲۰۱۴) در سیزده کانون در سطح استان از مراکز بهداشتی و مراکز علوم پزشکی استان اصفهان جمع‌آوری شد. به منظور آماده‌سازی و بازسازی داده‌ها از نرم‌افزارهای مختلفی مانند Excel، AMOS، SPSS، و Minitab استفاده شد. در این زمینه، همگنی و بازسازی داده‌ها با استفاده از آزمون‌ها و نرم‌افزارهای یادشده انجام گرفت. متناسب با موضوع تحقیق، داده‌ها به شرح شکل ۱ انتخاب و بررسی شدند.



شکل ۱. موقعیت جغرافیایی استان اصفهان و ایستگاه‌های انتخابی

متناسب با نظر مچول و جها (۲۰۱۲)، برای سنجش همگنی داده‌ها از آزمون‌های وان نیومن^۱ (پارامتری) و آزمون خی دو (ناپارامتری) استفاده شد. برای به‌کارگیری آزمون‌های همگنی و سنجش دقیق داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار ArcGIS^{۱۰.۳} میان‌یابی داده‌های دمایی و تعداد بیماری سالک به روش کریجینگ معمولی انجام گرفت (با توجه به روش‌های مختلف میان‌یابی در زمین‌آمار، انتخاب و کاربرد هر یک از روش‌ها بر اساس مقدار شاخص‌های دقت‌سنجی مانند ریشه میانگین مربع خطاها^۲ (RMSE) یا سایر شاخص‌ها انجام می‌شود). جدول ۱ میزان شاخص‌های دقت‌سنجی را برای روش‌های میان‌یابی مختلف نشان می‌دهد.

همان‌طور که اشاره شد، متناسب با شاخص‌های دقت‌سنجی، روش کریجینگ معمولی بر اساس دقت بیشتر برای میان‌یابی سری‌ها انتخاب شد. متناسب با روش میان‌یابی انتخابی، نمودار Cross validation برای سری دما و سری بیماری سالک ترسیم شد (شکل ۲).

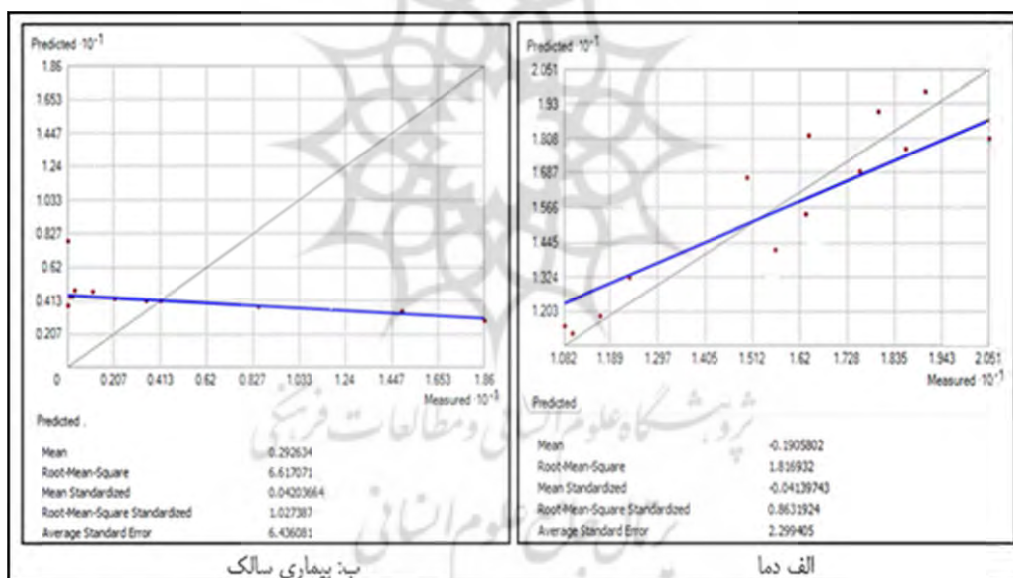
مطالعات متعددی درباره الگوپذیری زمانی (روند) عناصر اقلیمی به‌ویژه دما و بارش در ایران انجام گرفته است (طبری و همکاران، ۲۰۱۲، ۲۰۱۳، ۲۰۱۵؛ فلاح و همکاران، ۲۰۱۵؛ جاوری، ۲۰۱۵؛ ناصری و همکاران، ۲۰۰۹؛ شیروانی، ۲۰۱۵؛ عزیزی و همکاران، ۱۳۹۴، ۱۳۸۷؛ محمدی و جاوری، ۱۳۸۴)؛ این الگوپذیری را بیشتر می‌توان در بررسی الگوهای روند عناصر اقلیمی جست‌وجو کرد.

1. von neumann test

2. root mean square error

جدول ۱. شاخص‌های دقت‌سنجی برای روش‌های میان‌یابی زمین‌آماری

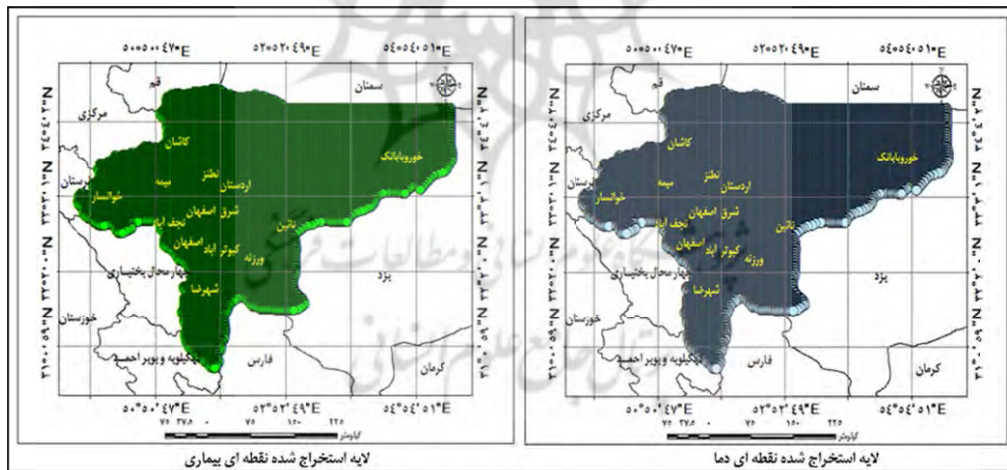
روش میان‌یابی	میانگین مربع خطاهای دما (MSE)	ریشه میانگین مربع خطاهای دما (RMSE)	میانگین خطای استاندارد دما (MES)	میانگین مربع خطاهای بیماری (MSE)	ریشه میانگین مربع خطاهای بیماری (RMSE)	میانگین خطای استاندارد بیماری (MES)
IDW	۳,۷۲۵	۱,۹۳	۲,۹۲	۴۴,۳۵	۷,۲۷	دقت‌سنجی ۱,۶۶
کریجینگ معمولی	۳,۲۷۶	۱,۸۱	۲,۳	۴۳,۶۹	۶,۹۲	۶,۶۱
کریجینگ ساده	۴,۹۲۸	۲,۲۲	۲,۸	۴۴,۲۲	۵,۹۳	۶,۶۵
کریجینگ جامع	۳,۳۴۹	۱,۸۳	۲,۳۱	۴۵,۰۲	۶,۹۳	۶,۷۱
کریجینگ انفصالی	۴,۸۴	۲,۲	۲,۸	۴۷,۷۵	۵,۹۱	۶,۹۱



شکل ۲. نمودار Cross validation برای سری دما و بیماری سالک با روش کریجینگ معمولی

بیشتر این مطالعات در قالب الگوهای غیرنقطه‌ای انجام گرفته و کمتر به الگوهای نقطه‌ای روند پرداخته شده است. اگر تغییر نقطه‌ای در طول زمان وجود داشته باشد و تفاوت توزیع سری‌ها پیش و پس از تغییر نقطه‌ای مطالعه شود، اهمیت تغییر نقطه‌ای الگوی روند اهمیت می‌یابد. بر این اساس، تغییر نقطه‌ای سری به طور پیوسته دلالت بر الگوی روندی دارد و می‌توان نقطه تغییر هر الگو را به صورت نقطه‌ای در نظر گرفت. مطالعات نشان می‌دهد نوسان و نقطه

تغییر در الگوهای روند دمایی (صعودی و نزولی) پیوسته^۱ نیست. از طرفی، در بیشتر مطالعات روند یکنواختی در سری‌ها در نظر گرفته شده است (چو و همکاران، ۲۰۱۴؛ دی لویس و همکاران ۲۰۱۴؛ وودی، ۲۰۱۵) که یکنواختی متناسب با عناصر اقلیمی به‌ویژه در دما متفاوت بوده است و تغییرپذیری الگوهای روند در قلمروهای مختلف با دوره‌های گوناگون متفاوت است. بر این اساس، برای تعدیل نقاط تغییر در الگوهای روند و همچنین تأیید وقفه‌های زمانی در ارتباط الگوی روند دما و بیماری سالک لازم شد لایه نقطه‌ای سری‌ها استخراج شود و ارتباط روند دما با بیماری سالک در قالب الگوهای نقطه‌ای روند بررسی شود. بنابراین، در این ارتباط فرایند نقطه‌ای تعیین شده^۲ در قالب الگوهای مکانی اهمیت زیادی دارد (کوپروایت و همکاران، ۲۰۱۱). از طرفی، به دلیل همگن یا ناهمگن بودن^۳ سری‌ها (دما و بیماری) و تغییر ماهیت همگنی سری‌ها در طول زمان لازم است با توجه به ماهیت سری‌های مورد مطالعه و با در نظر گرفتن ماهیت الگوهای زمانی سری‌ها- به‌ویژه الگوهای روند سری‌ها- لایه نقطه‌ای سری‌ها استخراج شود و الگوهای روند لایه استخراجی بررسی شود. از طرفی، توزیع مکانی و تغییرات زمانی سری‌های دما و بیماری به دلیل تغییرپذیری آن‌ها ضرورتی دیگر بر استفاده از توزیع نقطه‌ای سری‌هاست (کوپروایت و همکاران، ۲۰۱۱؛ رینر و همکاران، ۲۰۱۵؛ ویلمز، ۲۰۰۱). بر این اساس، از روش میان‌یابی انتخاب‌شده، لایه‌های دما و بیماری سالک استخراج شد. با استفاده از لایه‌های به‌دست‌آمده و با توجه به اهمیت لایه نقطه‌ای و اثر آن در شناسایی و تحلیل روند سری‌ها، لایه نقطه‌ای دما و بیماری به تعداد 31790 نقطه با استفاده از نرم‌افزار ArcGIS استخراج شد (شکل ۳).



شکل ۳. لایه استخراج شده نقاط دمایی و بیماری در استان

لایه استخراج شده برای دما و تعداد بیماری سالک به فرمت Excel در محیط ArcGIS 10.3 تبدیل شد و از این لایه برای تحلیل و بررسی مدل‌های روند و فصلی با استفاده از ArcGIS 10.3 استفاده شد. با توجه به اینکه سری‌ها به صورت ایستگاهی توزیع شده‌اند، برای بررسی و شناسایی روند و اهمیت توزیع نقطه‌ای سری‌ها، لایه نقطه‌ای آن‌ها بر اساس

1. consistent
2. determinant point processes homogeneous and heterogeneous
3. homogeneous and heterogeneous

روش میان‌یابی کریجینگ معمولی استخراج شد و متناسب با آن وضعیت آماره‌های لایه‌های استخراج شده مشخص گردید. آماره‌های لایه‌های استخراج شده سری‌های پیش‌بینی شده دما و بیماری سالک در جدول ۲ تنظیم شده است. نکته درخور توجه درباره آماره‌های لایه‌های استخراجی میزان پراکنش بیشتر لایه بیماری در استان است.

جدول ۲. آماره‌های سری‌های پیش‌بینی دما و بیماری

آماره	آماره‌ها برای دما	آماره‌ها برای بیماری
میانگین	۱۷,۸۱	۱۷۵,۷۳
خطا استاندارد	۰,۱۶	۰,۱۶
میانه	۱۷,۸۵	۱۸۰,۳۸
مد	۱۹,۷۱	۲۰۵,۵۴
انحراف معیار	۲,۱۲	۲۷,۷۶
واریانس	۴,۵۱	۷۷۰,۷۵
کشیدگی	-۰,۶۴	-۰,۱۰
چولگی	-۰,۵۱	-۰,۵۸
دامنه	۷,۶۸	۱۲۹,۸۵
حداقل	۱۲,۹۶	۹۶,۱۲
حداکثر	۲۰,۶۴	۲۲۵,۹۶
حدود اطمینان	۰,۰۲	۰,۳۱
تعداد نقاط	۳۱۷۹۰	۳۱۷۹۰

پس از آماده‌سازی و بازسازی داده‌ها، مراحل کاربرد مدل‌های سری‌های زمانی (مدل‌های روند و فصلی) در قالب چهار مرحله - سنجش، تحلیل، پیش‌بینی، و کنترل - به ترتیب انجام گرفت. در مرحله سنجش (اعتباریابی داده‌ها و مدل) انتخاب آزمون‌ها با در نظر گرفتن پیش‌فرض‌های کاربرد آزمون‌ها (آزمون پارامتری یا ناپارامتری)، یعنی سنجش بهنجاری، مستقل بودن مانده‌ها برابر واریانس انجام گرفت. برای بررسی پیش‌فرض‌های انتخاب آزمون‌ها به‌ویژه برای سنجش بهنجاری داده‌ها با در نظر گرفتن روش‌های گرافیکی و آماره‌ای از آزمون‌های خی دو^۱ و کلموگروف-اسمیرینوف^۲ استفاده شد. برای استفاده از آزمون‌های خی دو و کلموگروف-اسمیرینوف مطابق با نظر سندکور و کوچیران (۱۹۸۰) از نرم‌افزار SPSS استفاده شد. با توجه به ماهیت داده‌ها و نتایج آزمون‌های بهنجارسنجی، انتخاب آزمون برای سنجش مدل روند و فصلی داده‌ها انجام گرفت. بر اساس بررسی‌های من (۱۹۴۵) و کندال (۱۹۷۵)، از آزمون‌های من -

1. chi-square test

2. kolmogorov-smirnov

کندال^۱ (ناپارامتری)، دنیلز^۲، و آزمون تابع خودهمبستگی^۳ (آزمون پارامتری) برای سنجش روند داده‌ها استفاده شد. برای سنجش روند داده با آزمون من-کندال از نرم‌افزار SYSTAT₁₃ و برای استفاده از آزمون خودهمبستگی از نرم‌افزار Minitab استفاده شد. برای سنجش فصلی بودن سری‌های دما و بیماری سالک از آزمون‌های آماری (پارامتری و ناپارامتری) استفاده می‌شود. بسته به ماهیت سری‌های مورد استفاده، یعنی بهنجاری بودن یا نبودن، مستقل یا وابسته بودن مانده‌ها، و نابرابر یا برابر واریانس سری‌ها می‌توان آزمون‌ها را انتخاب کرد. سری‌های دمایی و بیماری سالک که بهنجاری، مانده‌های مستقل، و واریانس‌های آن‌ها برابر بودند برای سنجش فصلی بودن آن‌ها از آزمون پارامتری استفاده شد و برای سری‌هایی که پیش‌فرض‌های ناپهنجاری، وابسته بودن مانده‌ها، و نابرابر واریانس را داشتند برای سنجش فصلی بودن آن‌ها از آزمون‌های ناپارامتری استفاده شد. بر این اساس، برای سنجش فصلی بودن داده‌ها از آزمون‌های کروسکال-والیس^۴ (آزمون ناپارامتری) و تومب^۵ (آزمون پارامتری) استفاده شد. برای سنجش فصلی بودن داده‌ها به وسیله آزمون‌های کروسکال-والیس و تومب از نرم‌افزار SPSS استفاده شد. با توجه به مراحل یادشده، که دلالت بر سنجش داده‌ها و مدل‌های روند و فصلی دارند، خلاصه مراحل سنجش در جدول ۳ ارائه می‌شود.

جدول ۳. ویژگی‌های آزمون‌های سنجش داده‌ها و مدل‌های روند و فصلی

نام آزمون	فرمول آزمون	وضعیت سنجش	قاعده آزمون	ملاحظات
خی دو	$\chi^2 = \sum_{i=1}^k (O_i - E_i)^2 / E_i$	بهنجاری	$\chi^2 > \chi^2_{(\alpha, k-n)}$	اگر ضریب آزمون از ضریب بحرانی بیشتر باشد، فرض صفر رد می‌شود.
کلموگروف-اسمیرنوف	$KS = \max F_n(x) - F(\chi, \mu, s) $	بهنجاری	$KS > KS_{(\alpha-1)}$	اگر ضریب آزمون از ضریب بحرانی بیشتر باشد، فرض صفر رد می‌شود.
من-کندال	$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k)$ $\text{sgn}(x) = \begin{cases} +1 \dots \text{if } \dots (x_j - x_k) > 0 \\ 0 \dots \text{if } \dots (x_j - x_k) = 0 \\ -1 \dots \text{if } \dots (x_j - x_k) < 0 \end{cases}$	روند	$ Z \leq Z_{\alpha/2}$	اگر ضریب آزمون از ضریب بحرانی کمتر باشد، فرض صفر رد می‌شود.

1. mann-kendall test
2. daniels
3. autocorrelation function
4. kruskal-wallis test
5. thumb test

ادامه جدول ۳. ویژگی‌های آزمون‌های سنجش داده‌ها و مدل‌های روند و فصلی

نام آزمون	فرمول آزمون	وضعیت سنجش	قاعده آزمون	ملاحظات
	$z = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\text{var}(s)}} \dots \text{if } \dots s > 0 \\ 0 \dots \text{if } \dots s = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\text{var}(s)}} \dots \text{if } \dots s < 0 \end{cases}$ $\text{var}(s) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \dots \text{if } \dots n < 10$ $\text{var}(s) = \frac{n-(n-1)(2n+5) - \sum_{t=1}^m t(t-1)(2t-5)}{18}$			
تابع خودهمبستگی	$r_k = \frac{\sum (Y_{t-k} - \bar{Y})(Y_t - \bar{Y})}{SS_{yy}}$	روند	$\text{reject: } H_0 \text{ if } r_k > 2/\sqrt{n}$	اگر ضریب آزمون از ضریب بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرض صفر رد می‌شود.
دنیلس	$Z = (r_s - \mu_\alpha) / \sigma_\alpha$	روند	$\text{Reject: } H_0 \text{ if } Z > Z_{\alpha/2}$	اگر ضریب آزمون از ضریب بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرض صفر رد می‌شود.
کروسکال-والیس	$H = \frac{12}{n(n+1)} \left[\sum R_i^2 / n_i \right] - 3(n+1)$	فصلی	$\text{reject: } H_0 \text{ if } H > X_{\alpha}^2(L-1)$	اگر ضریب آزمون از ضریب بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرض صفر رد می‌شود.
تومب	$r_k = \frac{\sum (Y_{t-k} - \bar{Y})(Y_t - \bar{Y})}{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}$	فصلی	$\text{reject: } H_0 \text{ if } r_L > Z_{\alpha} \sqrt{n}$	اگر ضریب آزمون از ضریب بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرض صفر رد می‌شود.
RMSE	$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{n}}$	فصلی و روند	حد کمتر مدل و انتخاب کمترین حد ضریب	مقایسه ضرایب مدل‌ها

طی بررسی‌های یادشده و مشخص شدن رفتار مدلی داده‌ها، مرحله تحلیل (بررسی وضعیت رفتاری حاکم بر داده‌ها در طول دوره برداشت) آغاز می‌شود. در فرایند تحلیل، بررسی وضعیت الگوهای تغییرات روند و فصلی داده‌ها در طی دوره ۳۵ ساله مصداق پیدا می‌کند. تحلیل روند داده‌ها در راستای مدل عمومی روند- که دلالت بر مقدار قابل انتظار داده‌ها و

خطای دوره تحلیل دارد. معین می‌شود. به طریقی، مدل عمومی روند را می‌توان به صورت $Y_t = \hat{T}_t + \varepsilon_t$ نشان داد. در این رابطه \hat{T}_t عامل مربوط به روند (مقدار قابل انتظار) و ε_t مقدار خطا را مشخص می‌کند. بنابراین، در این تحقیق برای بررسی مقدار قابل انتظار داده‌های دما و بیماری سالک از روش کمترین مربعات (LSM) به عنوان روش مجموع انحرافات سری از مقدار واقعی استفاده شد. برازش خط به روش کمترین مربعات به عنوان روند خطی بیان می‌شود (پیرسون، ۲۰۱۳: ۴). این مدل را می‌توان به صورت $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t$ در نظر گرفت که در آن β_0 مقدار ضریب ثابت در مبدأ زمان و β_1 مقدار شیب یا شیب تغییرات روند در واحد زمان در نظر گرفته می‌شود. از این مدل می‌توان برای پیش‌بینی مقادیر روند برای آینده به صورت $\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\varepsilon}_t$ استفاده کرد (فریمن، ۲۰۰۷). ضمن معرفی مدل‌های روند، بررسی نوسانات فصلی داده‌های دما و بیماری سالک از دیگر مدل‌های مورد استفاده در این تحقیق است. نوسانات فصلی حرکات دوره‌ای منظم کوتاه‌مدت است و طول دوره آن کوتاه‌تر از یک سال است (لیند، ۲۰۰۵: ۷). مدل‌های فصلی معمولاً در قالب مدل‌های جمعی و ضریبی بررسی می‌شوند (ترم، ۲۰۱۰: ۴۳). در این بررسی، با فرض مستقل بودن دما و بیماری، از مدل جمعی با در نظر گرفتن شاخص‌های دقت‌سنجی به‌ویژه شاخص RMSE استفاده شد. مدل عمومی فصلی در قالب مدل جمعی به صورت $Y_t = T_t + S_t + \varepsilon_t$ مطرح می‌شود. در این مدل T_t به عنوان عامل مربوط به اثر روند، S_t عامل مربوط به اثر فصلی، و ε_t مقدار خطاست. هر سری فصلی اقلیمی به دو شکل است:

۱. رونددار؛ ۲. بدون روند. برای بررسی رونداری سری فصلی در این تحقیق از آزمون t یعنی $t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$ بر اساس

قاعده تصمیم‌گیری $Re\ ject : H_0 \text{ if } |t_r| > t_{\alpha/2}$ استفاده شد. در این زمینه، هر سری در هر دوره زمانی، علاوه بر اینکه نوسان فصلی دارد، ممکن است گرایش صعودی (افزایشی) یا نزولی (کاهشی) داشته باشد. برای تحلیل و پیش‌بینی نوسانات فصلی از روش‌های متعددی استفاده می‌شود (جاوری، ۱۳۸۹: ۱۶۶)؛ می‌توان از روش‌های نقاط انتخابی نیمه‌میانگین‌ها و کمترین مربعات نام برد. در بین روش‌های یادشده روش کمترین مربعات از دقت بیشتری برخوردار است. بنابراین، در این مطالعه برای تحلیل و پیش‌بینی نوسانات فصلی از روش کمترین مربعات استفاده شد. تحلیل‌های رگرسیونی نه‌تنها برای سنجش نوسانات فصلی استفاده می‌شود، بلکه برای برازش مدل‌های فصلی رونددار و بدون روند هم قابل استفاده است (جاوری، ۱۳۸۹: ۱۸۳). همچنین، برای بررسی تأخیر روابط و همبستگی بین سری‌ها می‌توان از روش‌های متعدد استفاده کرد. با توجه به برآورد همبستگی به روش پیرسون و ارزیابی معنی‌داری ضریب همبستگی

یادشده با رابطه $t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$ ، به دلیل ابعاد زمانی سری‌ها در این مطالعه، برای بررسی روابط تأخیر و برآورد

همبستگی با زمان تأخیر از دو روش همبستگی متقابل و خودهمبستگی تأخیری استفاده شد. بر این اساس، دما و بیماری

$$r_{cross} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} [(X_i - \bar{X})(y_{t+k} - \bar{y})]}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \sqrt{\sum_{t=1}^n (y_{t+k} - \bar{y})^2}}$$

سالک با ضریب همبستگی متقابل به صورت فصلی با توجه به رابطه

بررسی شد و معنی‌داری آن با در نظر گرفتن قاعده $2 / \sqrt{n-k}$ $Reject : H_0 : r_{cross} > 2 / \sqrt{n-k}$ صورت پذیرفت. در

این رابطه اگر فرض صفر رد شود ($H_{\alpha} : \rho_{rk}(k) \neq 0, H_0 : \rho_{rk}(k) = 0$)، با احتمال معین نتیجه گرفته می‌شود که سری‌ها در وقفه معین همبستگی متقابل دارند (جاوری، ۱۳۸۰). همچنین، برای بررسی معنی‌داری تغییرپذیری الگوهای فصلی دما و بیماری سالک از تابع خودهمبستگی سری‌ها استفاده شد. در این زمینه، رابطه بین سری‌ها در وقفه را با همان سری

می‌توان با استفاده از رابطه $r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} [(y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})]}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}$ بررسی کرد. تابع

خودهمبستگی دامنه مثبت و منفی یک دارد؛ مقادیر مثبت تابع معنی‌داری سری‌ها را نشان می‌دهند و بیانگر آن‌اند که سری‌ها با وقفه‌های زمانی معین گرایش همسو و جهت شیب مثبت مشابه دارند. مقادیر منفی تابع معنی‌داری سری را نشان می‌دهند و بیانگر آن‌اند که سری‌ها با وقفه‌های زمانی معین گرایش همسو و جهت شیب منفی مشابه دارند. سطح معنی‌داری تابع را می‌توان این‌گونه $\pm Z_{\alpha/2} / \sqrt{n}$ سنجید. در این رابطه مقدار $Z_{\alpha/2}$ با سطح معنی‌دار معین آلفا (که در این مطالعه ۰/۰۵ است) از جدول ضریب آزمون به دست می‌آید. سطح معنی‌داری ۰/۰۵ برابر ۱/۹۶ است. بر اساس کاربردها، خودهمبستگی‌هایی را که در یک چهارم طول دوره معنی‌دار باشند به عنوان وقفه مناسب پیشنهاد می‌کنند (عساکره و شادمان، ۱۳۹۲؛ بختیاری و همکاران، ۱۳۹۴). در کاربرد تابع خودهمبستگی به دلیل ضعف تابع باکس-پیرسون از آماره تعدیل‌شده دیگری با عنوان تابع لیونگ-باکس^۱ استفاده می‌شود؛ در این مطالعه با استفاده از نرم‌افزار Eviews و آماره‌های مربوط محاسبه شد (آگونگ، ۲۰۱۴). بسته به ماهیت و سنجش داده‌های دما و بیماری سالک در استان از مدل‌های تحلیل جمعی رونددار یعنی $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + S_1 X_1 + \dots + S_L X_L$ و مدل‌های تحلیل جمعی بدون روند یعنی $Y_t = \beta_0 + S_1 X_1 + \dots + S_L X_L$ استفاده شد. در راستای مدل‌های تحلیل فصلی، نوسانات فصلی رونددار داده‌ها با استفاده از مدل جمعی $\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{S}_1 X_1 + \dots + \hat{S}_L X_L$ و نوسانات فصلی بدون روند داده با استفاده از مدل جمعی $\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{S}_1 X_1 + \dots + \hat{S}_L X_L$ پیش‌بینی شد. در کاربرد مدل‌های تحلیل و پیش‌بینی فصلی فرایندهای صافی کردن (جداکردن الگوهای فصلی از سایر مؤلفه‌های سری زمانی مانند روند)، مدل‌سازی (توصیف و تفسیر اثرها و رفتارهای فصلی در داده‌ها)، غیرفصلی کردن (تعدیل داده‌های فصلی به منظور جداسازی)، و فصلی‌سازی (انطباق نوسانات فصلی داده‌ها با شرایط پیش‌بینی‌های داده‌ها) انجام گرفته است. همچنین، میزان اثرگذاری متغیرهای دما بر بیماری سالک بررسی شد. در بررسی اثرگذاری مؤلفه‌های دما بر بیماری سالک روش‌های متعددی وجود دارد؛ روش‌های علی‌مبتنی بر معادلات ساختاری اهمیت بیشتری دارد (جاوری، ۲۰۱۵، هسنلر و

سارستد، ۲۰۱۳؛ کسلر، ۲۰۱۴). بر این اساس، در این مطالعه از مدل‌های ساختاری برای بررسی میزان اثرگذاری عناصر دمایی بر بیماری سالک استفاده شد. در مرحله تدوین مدل مفهومی اثرگذاری متغیرها، رابطه عامل‌ها و متغیرها یا عناصر اقلیمی قابل مشاهده و قابل انتظار مشخص شد. در این زمینه، متغیرها یا عناصر درونی (وابسته) و بیرونی (مستقل) و اثرهای مستقیم و غیرمستقیم عامل‌های مؤثر بر بیماری سالک، تبیین روابط بین متغیرهای درونی و بیرونی، ترتیب و اولویت‌بندی مؤلفه‌های دمایی از یک طرف و تعیین روابط بین عناصر بیرونی و درونی از طرف دیگر و همچنین روابط بین عناصر با همدیگر و میزان و جهت تأثیر روابط با همدیگر بر بیماری سالک مشخص شد. در تحلیل علی روابط بین عامل‌های دمایی مؤثر بر بیماری سالک، ضریب اثر آن عامل‌ها مشخص شد. همچنین، مدل برگشتی تغییرات مؤلفه‌ها یا عناصر اقلیمی بررسی شد. اثرهای مستقیم، غیرمستقیم، و کلی به طور گرافیکی و توصیفی تجزیه و تحلیل شد. در مدل‌سازی تغییرات دما بر بیماری سالک دو سؤال مطرح است: ۱. آیا مدل مورد استفاده همان چیزی را که مد نظر محقق است اندازه‌گیری می‌کند یا خیر؟ ۲. متغیرهای مورد استفاده در تحقیق با چه دقتی متغیر مورد نظر را اندازه‌گیری می‌کنند؟ سؤال اول در تحقیقات بر روی تحقیق دلالت دارد و سؤال دوم بر پایایی تحقیق دلالت دارد. در مدل‌سازی معادلات ساختاری^۱ همیشه این سؤال مطرح است که چگونه می‌توان روابط علی نهفته بین متغیرها را بررسی کرد. بر این اساس، برای پاسخ به سؤالات یادشده در تغییرات عناصر مؤثر بر بیماری سالک، لازم است به تحلیل مسیر، که به تدوین معادلات ساختاری می‌پردازد، پرداخته شود. ساختن مدل مفهومی^۲، مشخص ساختن مسیر مدل^۳، تعیین مدل^۴ و برآورد عامل‌های مدل^۵، ارزیابی برازش مدل^۶، بازیابی نهایی مدل^۷، و تعیین اعتبار مدل^۸ مشخص و محاسبه شد. در راستای مراحل فوق، بررسی ماهیت داده‌ها اهمیت دارد. ماهیت داده‌ها در قالب‌های زمانی، بهنجاری، خطی بودن، یا فقدان داده‌ها و داده‌های پرت^۹، و ... بررسی شد. از طرفی دیگر، یکی از اهداف اصلی در استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری شناخت میزان همخوانی بین داده‌های تجربی با مدل مفهومی و نظری است. بدین منظور، باید از شاخص‌های نکویی برازش استفاده کرد. در این زمینه، باید به شاخص‌های برازش مطلق^{۱۰}، تطبیقی^{۱۱}، و مقتصد^{۱۲} توجه کرد. از یک طرف، شاخص برازش مطلق بر مبنای تفاوت واریانس‌ها و کوواریانس‌های مشاهده‌شده است و از طرف دیگر واریانس و کوواریانس پیش‌بینی‌شده بر مبنای عامل‌های مدل تدوین شده است. شاخص برازش تطبیقی بر مبنای مقایسه مدل با مدل‌های رقیب است و شاخص برازش مقتصد وابسته به پارامترهای مورد نظر محقق است. شاخص‌های برازش مطلق

1. structural equation models
2. conceptualization model
3. model specification or path diagram construction
4. model identification
5. parameter estimations
6. assessment of model fit
7. Model Respecification
8. model cross validation
9. outliers data
10. absolute fit indices
11. comparative fit indices
12. parsimonious fit indices

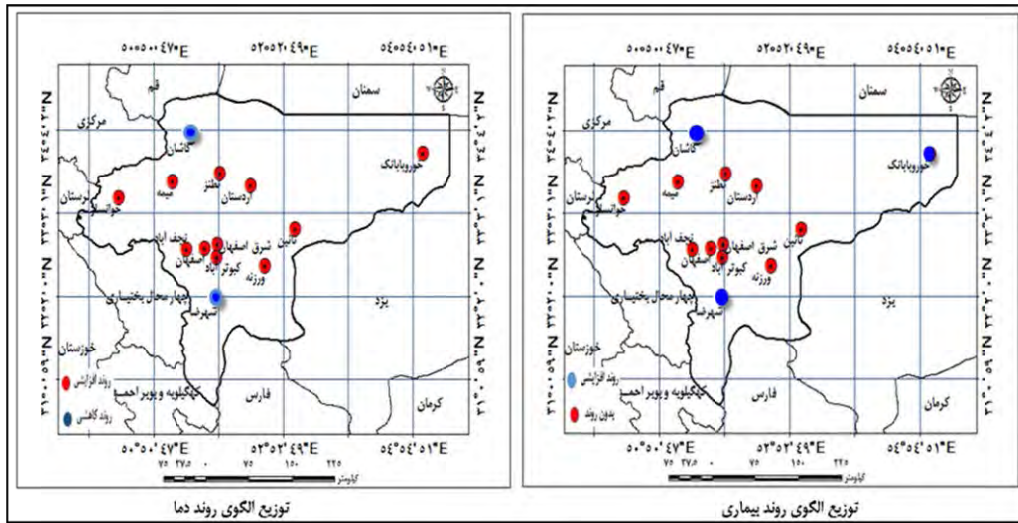
عبارت‌اند از: شاخص χ^2 ، شاخص نیکویی برازش یا GFI^1 ، شاخص نیکویی برازش اصلاح‌شده یا $AGFI^2$ ، و شاخص ریشه میانگین مربعات مانده‌ها یا RMR^3 . شاخص‌های برازش تطبیقی یا نسبی عبارت‌اند از: شاخص توکر-لوپس یا شاخص برازش هنجارنشده یا TLI^4 ، شاخص برازش هنجارنشده یا شاخص برازش بنتلر-بونت^۵ یا NFI ، شاخص برازش هنجارنشده یا NFI^6 ، شاخص برازش تطبیقی یا CFI^7 ، شاخص برازش نسبی یا RFI^8 ، و شاخص برازش افزایشی یا IFI^9 . شاخص‌های برازش مقتصد عبارت‌اند از: شاخص χ^2 دوی هنجارنشده یا NC^{10} ، نسبت اقتصاد یا $PRATIO^{11}$ ، شاخص برازش مقتصد هنجارنشده یا $PNFI^{12}$ ، شاخص نیکویی برازش مقتصد یا $PGFI^{13}$ ، شاخص ریشه میانگین مربعات خطای برآوردشده یا $RMSEA^{14}$ ، و χ^2 دوی بهنجارنشده^{۱۵} یا $CMIN/DF$. همچنین، برای مقایسه مدل‌ها از شاخص‌های معیار اطلاعات آکائیک^{۱۶} (AIC)، معیار براون-کادک^{۱۷} (BCC)، معیار اطلاعات بیز^{۱۸} (BIC)، نگارش سازگار معیار اطلاعات آکائیک^{۱۹} ($CAIC$) و همچنین از عامل غیرمرکزی^{۲۰} (NCP)، شاخص هلتر^{۲۱} ($HOELTER$)، شاخص اعتبار متقاطع^{۲۲} ($ECVI$)، و شاخص اعتبار متقاطع اصلاح‌شده^{۲۳} ($MECVI$) استفاده شد.

یافته‌های پژوهش

تغییرات الگوهای روند

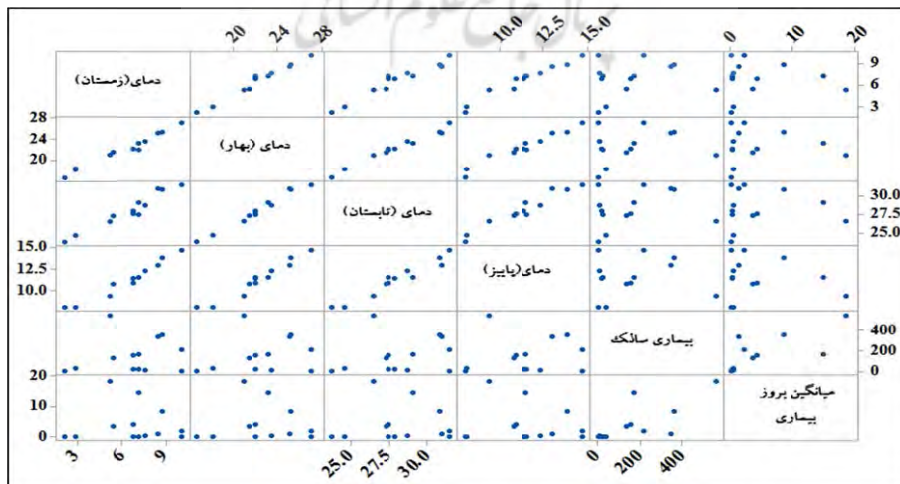
سنجش بهنجاری سری‌های دما و بیماری سالک نشان می‌دهد این دو سری در همه ایستگاه‌ها و کانون‌ها از توزیع نرمال یا شرایط بهنجاری برخوردارند. بر این اساس، در این مرحله از تحقیق، برای بررسی روند داده‌ها از آزمون‌های پارامتری استفاده شد. شکل ۴ نتایج بررسی روند سری‌ها را نشان می‌دهد.

1. goodness of fit index
2. adjusted goodness of fit index
3. root mean-squared residual
4. tucker-lewis index
5. bentler-bonett Index
6. normed fit index
7. comparative fit index
8. relative fit index
9. incremental fit index
10. normed chi-square
11. parsimony ratio
12. parsimonious normed fit index
13. parsimonious goodness fit index
14. root mean squared error of approximation
15. normed chi-square
16. akaike information criterion
17. browne-cudeck criterion
18. bayes information criterion
19. consistent version of akaike information criterion
20. non-central parameter
21. hoelter's index
22. expected cross-validation index
23. modified expected cross-validation index



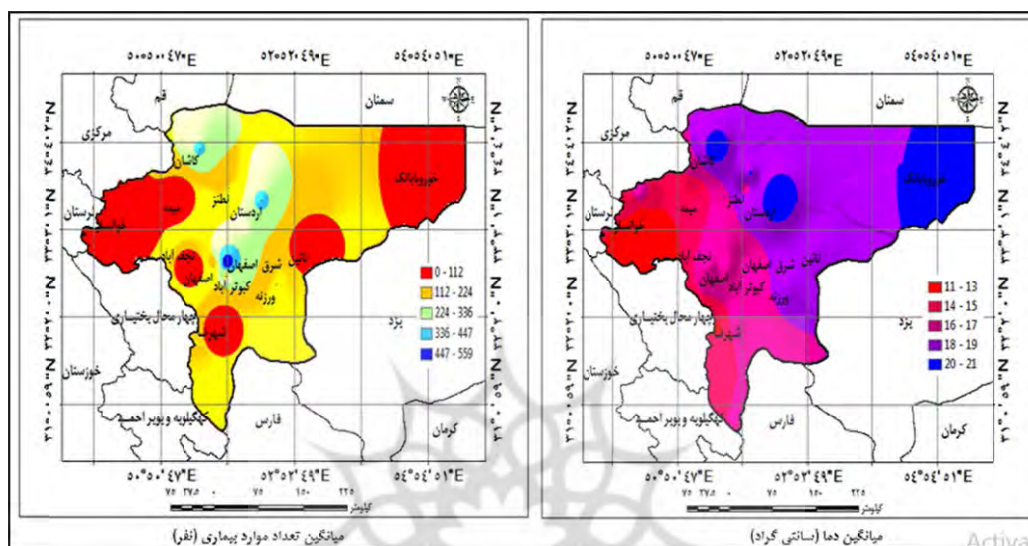
شکل ۴. توزیع روند سری‌های دما و بیماری سالک

شکل ۴ نشان می‌دهد روند افزایشی دما در بیشتر ایستگاه‌ها، به‌جز ایستگاه‌های شهرضا و کاشان که روند کاهش‌ی مشاهده شد، غالب بوده است. از طرفی، بررسی روند بیماری سالک در استان فقط در سه کانون- یعنی در شهرضا، کاشان، و خور و بیابانک- مشاهده شد. در این سه کانون روند کاهش‌ی بیماری وجود داشت و در سایر کانون‌ها روندی مشاهده نشد. یعنی در شهرضا و کاشان الگوی زمانی دما و بیماری سالک مشابه است. بر این اساس، رابطه‌ی تغییرپذیری روند دما و بیماری سالک در کل استان اصفهان از نظر الگوهای غیرنقطه‌ای الگوی مشابهی را نشان نمی‌دهند و در بعضی از ایستگاه‌ها و کانون‌ها با روند افزایش دما روند کاهش‌ی تعداد بیماری سالک مشاهده شد. شکل ۴ پراکنندگی الگوی‌های افزایش دما و کاهش بیماری سالک را نشان می‌دهد. از طرفی، میزان تغییرپذیری متناسب با شیب تغییرات روند در استان در ارتباط با دما و بیماری سالک الگوی متفاوتی را نشان می‌دهد. پراکنش تغییرپذیری الگوهای روند دما، میانگین بروز بیماری، و بیماری سالک وضعیت متفاوتی را نسبت به هم نشان می‌دهد (شکل ۵).



شکل ۵. پراکنش دمای پیش‌بینی‌شده با بیماری سالک و میانگین بروز بیماری

از طرفی، شکل ۶ دلالت بر موضوعی دارد: توزیع بیماری با توزیع دمای سالانه در بعضی از ایستگاه‌ها و کانون‌ها الگوهای متفاوتی را نشان می‌دهد؛ به طوری که در ایستگاه‌های شرقی و جنوب شرقی با الگوهای افزایشی دما الگوهای کاهش بیماری مشاهده می‌شود.



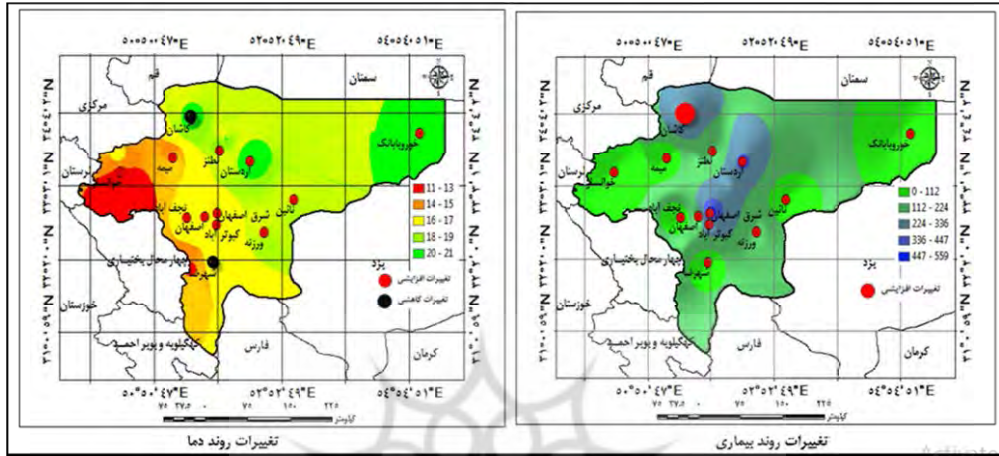
شکل ۶. پهنه‌بندی تغییرات دما (الف) و بیماری سالک (ب)

همچنین، بر اساس بررسی تغییرات روند دما در سطح استان (شکل ۶)، به طور کلی دما در ایستگاه‌های غربی شامل خوانسار و جنوب استان کمتر و به سمت شرق شامل خور و بیابانک و شمال افزایش می‌یابد و تغییرات میانگین بیماری سالک در شمال، جنوب شرق، و مرکز استان زیاد است و در سایر مناطق استان نسبتاً کم است و بیشترین موارد بیماری مربوط به مناطق مرکزی و شمال استان است. در این زمینه، پیش‌بینی روند تغییرات دما و بیماری برای برنامه‌ریزی از اهمیت زیادی برخوردار است. بنابراین، پیش‌بینی تغییرات روند دما در ارتباط با بیماری سالک به صورت غیرنقطه‌ای انجام گرفت. شکل ۷ وضعیت پیش‌بینی تغییرات روند دما و بیماری سالک را نشان می‌دهد. مطابق شکل ۷، پیش‌بینی تغییرات روند دما به‌جز در دو شهرستان کاشان و شهرضا (کاهش) افزایشی است. از طرفی، میانگین تغییرات بیماری در سال‌های آتی به‌ویژه در شمال استان (شهرستان کاشان) شرایط افزایشی را نشان می‌دهد.

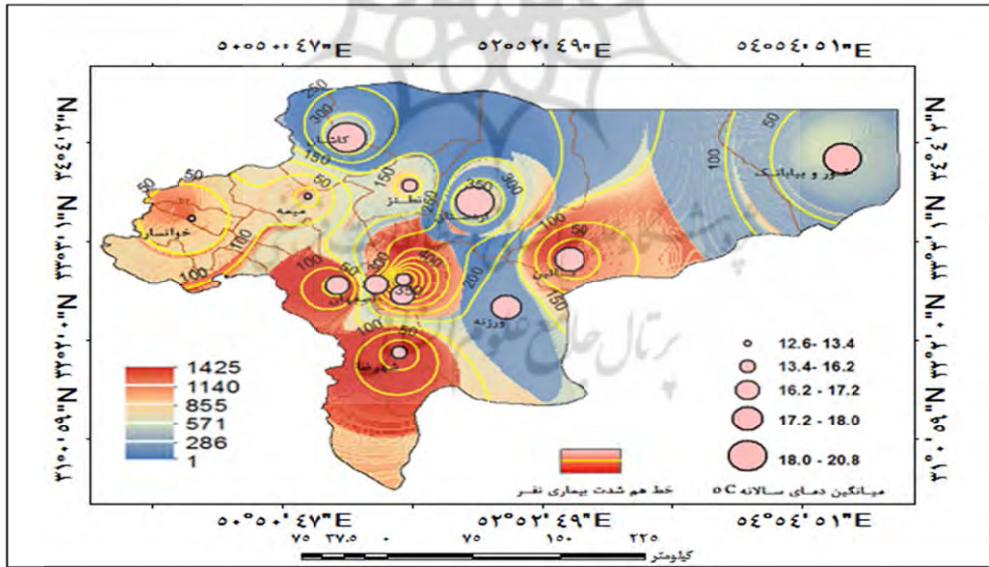
از طرفی، برای بررسی میزان ارتباط دما و بیماری سالک لازم شد با توجه با لایه‌های استخراجی نقاط دما و نقاط

بیماری به صورت غیرنقطه‌ای همپوشانی لازم انجام گیرد.

شکل ۸ وضعیت همپوشانی دما و بیماری سالک را در استان اصفهان نشان می‌دهد. بر اساس لایه همپوشانی، خط هم‌شدت بیماری و دما مشخص شد. میزان گسترش بیماری با میزان دمای سالانه در استان رابطه نسبتاً متفاوتی را نشان می‌دهد؛ به طوری که به طرف شرق و جنوب شرقی با افزایش دما میزان شدت بیماری از نظر غیرنقطه‌ای کاهش یافته است.



شکل ۷. پیش‌بینی تغییرات روند در استان برای بیماری و دما

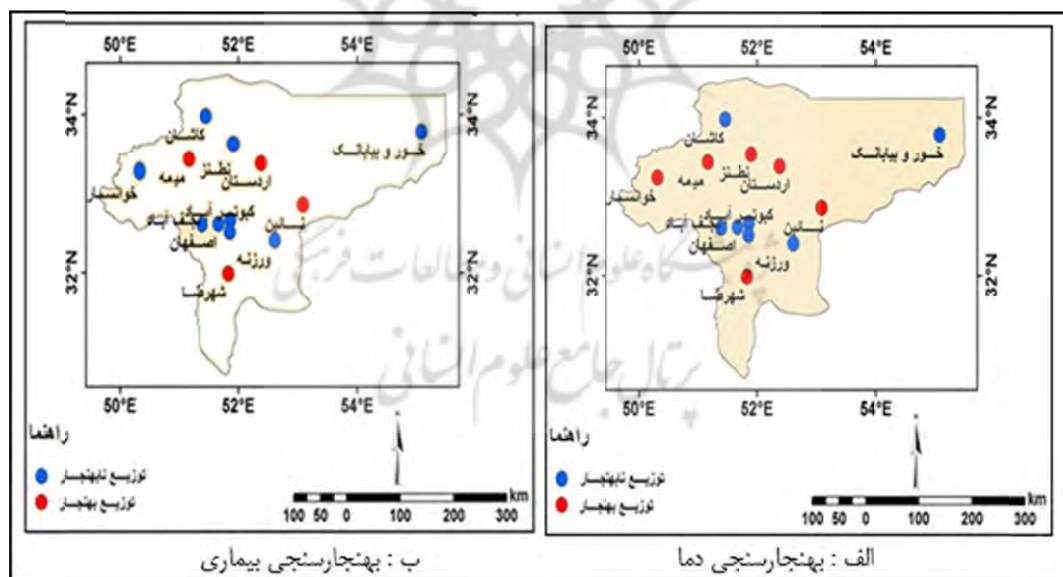


شکل ۸. همپوشانی دما و بیماری سالک

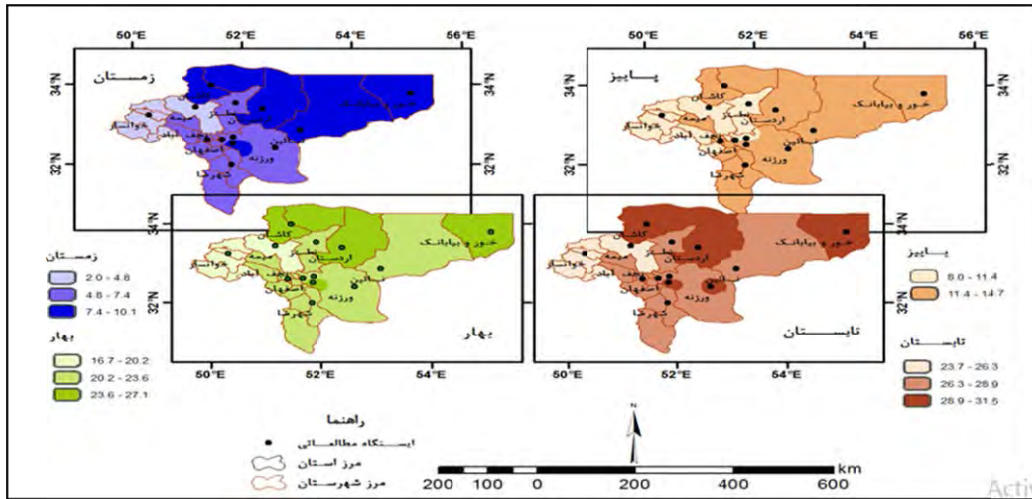
همچنین، با توجه به شکل ۸، الگوهای توزیع دما و بیماری در مناطق مرکزی و جنوب غربی ارتباط بیشتر و در مناطق شرقی و شمالی ارتباط کمتری را نشان می‌دهند. بنابراین، الگوی هم‌شدت تغییرات روند بیماری با دما در مناطق یادشده شباهت فراوانی را نشان می‌دهند.

نوسانات الگوهای فصلی

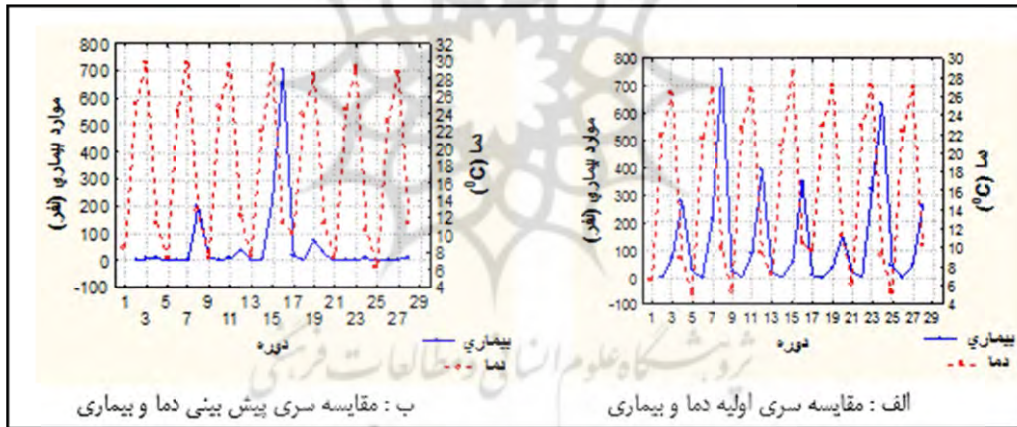
سنجش بهنجاری سری‌های فصلی و ماهانه دما و بیماری سالک نشان می‌دهد این دو سری در همه ایستگاه‌ها و کانون‌ها توزیع نرمال یا شرایط بهنجاری ندارند. بر این اساس، در این مرحله از تحقیق، برای بررسی نوسانات فصلی داده‌ها از آزمون‌های پارامتری و ناپارامتری استفاده شد. شکل ۹ نتایج بررسی بهنجاری سری‌های دما را نشان می‌دهد. همان‌طور که اشاره شد، برای انتخاب آزمون‌های آماری به منظور بررسی فصلی بودن الگوهای تغییرات زمانی سری‌ها از پیش‌فرض‌های انتخاب آزمون به‌ویژه سنجش بهنجاری سری‌ها استفاده شد. نتایج سنجش بهنجاری سری‌ها نشان می‌دهد برای بررسی فصلی بودن سری‌های دما و بیماری سالک باید از آزمون‌های پارامتری و ناپارامتری استفاده کرد. بر این اساس، نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد هم دما و هم سری‌های بیماری سالک از الگوهای فصلی تغییرات پیروی می‌کنند. با توجه به فصلی بودن سری‌ها، برای بررسی رونددار بودن سری‌های فصلی از آزمون t استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد الگوهای قالب سری‌های دما و بیماری سالک در استان گوی فصلی بودن روند می‌باشند. شکل ۱۰ نتایج بررسی الگوهای فصلی دما را نشان می‌دهد.



شکل ۹. وضعیت سنجش بهنجاری سری‌های دما

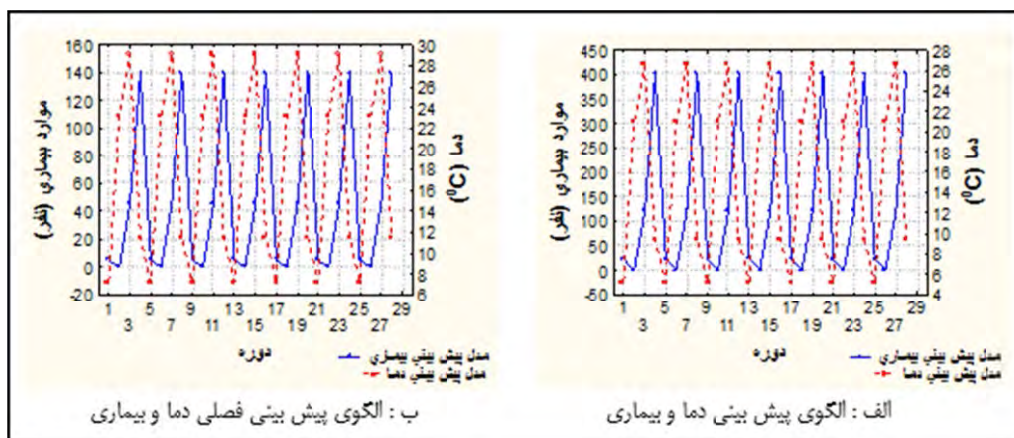


شکل ۱۰. پهنه‌بندی پیش‌بینی نوسانات فصلی دما



شکل ۱۱. مقایسه سری پیش‌بینی شده با سری اصلی دما و بیماری

همچنین، نوسانات فصلی بیماری سالک را می‌توان در شکل ۱۱ مشاهده کرد. همان‌طور که در شکل ۱۱ مشخص شده است، بیشینه موارد بیماری در فصل پاییز (دوره‌های مضرب چهارم) و کمینه موارد بیماری در فصل بهار (دوره‌های مضرب دوم) دیده می‌شود. همچنین، به منظور مشاهده و بررسی تأثیر مدل فصلی سری دما بر سری بیماری، داده‌های سری دمای فصلی در ارتباط با سری بیماری فصلی در شکل ۱۲ نشان داده شده است.



شکل ۱۲. مقایسه سری‌های پیش‌بینی دما و بیماری با الگوهای فصلی

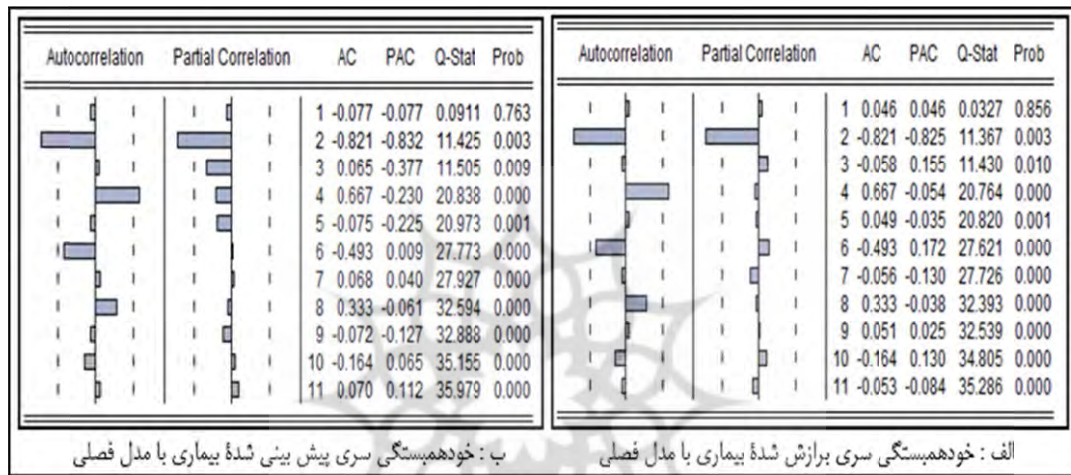
مقایسه سری دما با سری بیماری فصلی به صورت الگوهای غیرنقطه‌ای نشان می‌دهد که یک دوره پس از افزایش دما در فصل تابستان (دوره‌های فصل سوم) افزایش بیماری در فصل پاییز (دوره‌های فصل چهارم) اتفاق می‌افتد و یک دوره پس از کاهش دما در فصل زمستان (دوره‌های فصل اول) کاهش بیماری در فصل بهار (دوره‌های فصل دوم) اتفاق می‌افتد. البته، این شرایط در ایستگاه ورزنه به دلیل اختلاف موارد بیماری در بعضی از سال‌ها به وضوح شرق اصفهان دیده نمی‌شود. در همین زمینه، ضریب همبستگی برای سری‌های بیماری و دمای پیش‌بینی شده با یک دوره تأخیر سه‌ماهه برای ایستگاه‌ها و کانون‌ها در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۴. ضریب همبستگی سری‌های دما و بیماری سالک

میزان همبستگی با تأخیر سه ماه	
بین بیماری و دما فصلی	
اصفهان	۰٫۸۹۳**
ورزنه	۰٫۹۱۱**
نجف‌آباد	۰٫۷۹۱**
خوانسار	۰٫۸۶۵**
میمه	۰٫۷۵۲**
کاشان	۰٫۸۷۹**
نطنز	۰٫۷۶۵**
اردستان	۰٫۷۴۵**
نابین	۰٫۶۸۷**
خور و بیابانک	۰٫۷۶۸**
شهرضا	۰٫۸۵۵**
کبوترآباد	۰٫۶۷۸**
شرق اصفهان	۰٫۷۳۵**

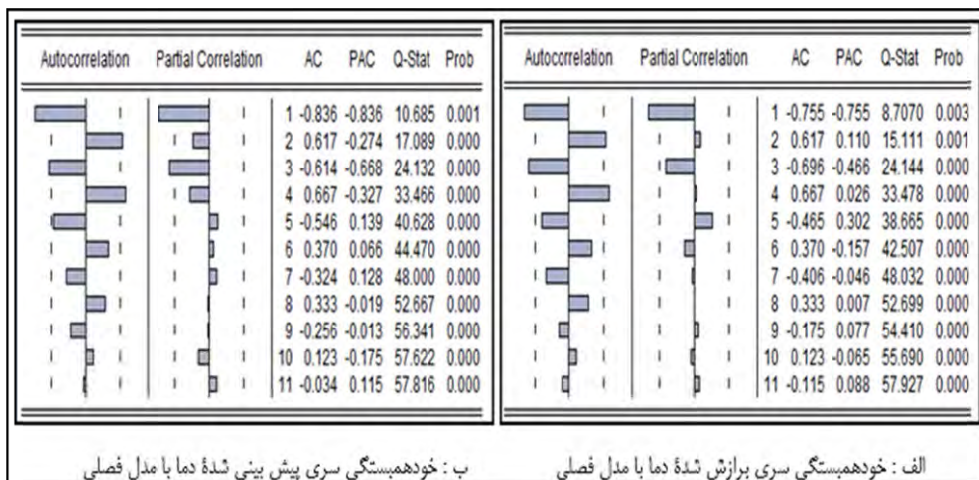
** درصد معنی‌داری در سطح ۱ درصد

جدول ۴ نشان می‌دهد در ایستگاه‌های استان اصفهان میان بیماری با دما پس از یک دوره سه‌ماهه همبستگی معنی‌داری وجود دارد. تغییرات سری‌ها، به‌ویژه در مورد بیماری، در بعضی از سال‌ها همبستگی بیشتری را نشان می‌دهد. با وجود این، سری‌های پیش‌بینی بیماری با دما پس از یک دوره سه‌ماهه همبستگی زیادی را نشان می‌دهند. همچنین، با توجه به سری‌های بیماری و دما، با مدل جمعی فصلی سری‌های بیماری سالک و دما پیش‌بینی شد و با استفاده از تابع خودهمبستگی سری‌های بیماری و دما معنی‌داری سری‌ها در وقفه‌های مختلف بررسی شد. شکل ۱۳ خودهمبستگی سری‌های پیش‌بینی فصلی بیماری سالک با مدل جمعی را برای کانون‌های انتخابی نشان می‌دهد.



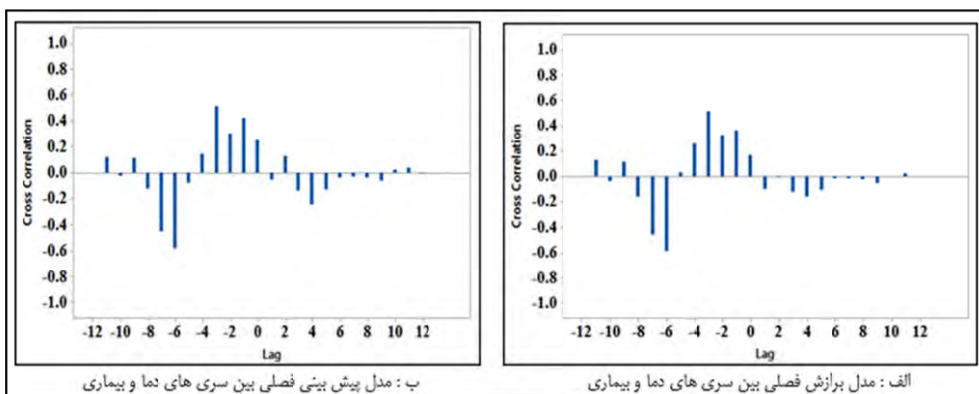
شکل ۱۳. ضرایب خودهمبستگی سری‌های برازش‌شده و پیش‌بینی‌شده بیماری با مدل جمعی فصلی

همان‌طور که شکل ۱۳ نشان می‌دهد، مقادیر Q-Stat به عنوان معیار لیونک-باکس مشخص شده است. نخستین رقم ستون یادشده برای سری برازش‌شده بیماری و سری پیش‌بینی‌شده بیماری به ترتیب برابر با ۰/۰۳۲۷ و ۰/۰۹۱۱ است که برای آزمون اولین ضرایب خودهمبستگی‌اند. چون مقدار ضریب بحرانی خنثی دو برای آزمون یادشده برابر با ۳/۸۴ است، ضرایب خودهمبستگی برای وقفه اول تفاوت معنی‌داری با صفر ندارند. همچنین، سایر ضرایب با وقفه‌های دیگر (مثلاً، ضریب بحرانی برای وقفه دوم برابر با ۵/۹۹ است) از ضریب بحرانی خود بزرگ‌ترند، بنابراین، ضرایب خودهمبستگی برای سایر وقفه‌ها تفاوت معنی‌داری با صفر دارند. به هر حال، به غیر از مقدار ضریب برای وقفه اول، سایر وقفه‌ها یا تأخیرها معنی‌داری ضرایب خودهمبستگی را برای سری‌های برازش‌شده و پیش‌بینی‌شده بیماری نشان می‌دهند (همچنین، چون مقدار احتمال به‌جز برای وقفه اول از مقدار ۰/۰۵ کوچک‌ترند، معنی‌داری ضرایب خودهمبستگی برای مدل‌های برازش و پیش‌بینی‌شده فصلی برای بیماری سالک تأیید می‌شود).



شکل ۱۴. ضرایب خودهمبستگی سری‌های برازش شده و پیش‌بینی شده دما با مدل جمعی فصلی

شکل ۱۴ خودهمبستگی سری‌های برازش و پیش‌بینی شده فصلی دما را با مدل جمعی برای ایستگاه‌های انتخابی نشان می‌دهد. با توجه به شکل ۱۴، مقادیر Q-Stat به عنوان معیار لیونک-باکس درخور توجه است. نخستین رقم ستون یادشده برای سری برازش شده دما و سری پیش‌بینی شده دما به ترتیب برابر با ۸,۷۰۷ و ۱۰,۶۸۵ است و برای آزمون اولین ضرایب خودهمبستگی است. چون مقدار ضریب بحرانی خن دو برای آزمون یادشده برابر با ۳,۸۴ است، ضرایب خودهمبستگی برای وقفه اول تفاوت معنی‌داری با صفر دارند. همچنین، سایر ضرایب با وقفه‌های دیگر (مثلاً، ضریب بحرانی برای وقفه دوم برابر با ۵,۹۹ است) از ضریب بحرانی خود بزرگ‌ترند، بنابراین، ضرایب خودهمبستگی برای سایر وقفه‌ها تفاوت معنی‌داری با صفر دارند. بنابراین، مقدار ضریب برای وقفه‌ها یا تأخیرها معنی‌داری ضرایب خودهمبستگی برای سری‌های برازش شده و پیش‌بینی شده دما را نشان می‌دهند (همچنین، چون مقدار احتمال ضرایب از مقدار ۰/۰۵ کوچک‌ترند، معنی‌داری ضرایب خودهمبستگی برای مدل‌های برازش و پیش‌بینی شده فصلی تأیید می‌شود). بنابراین، پیش‌بینی سری‌ها با مدل فصلی جمعی برای بررسی الگوپذیری دما و بیماری سالک پیشنهاد می‌شود. از طرفی، بررسی رابطه سری‌های دما و بیماری سالک از اهمیت زیادی برخوردار است. در این زمینه، از تابع خودهمبستگی متقابل بین سری‌ها استفاده شد.



شکل ۱۵. ضرایب خودهمبستگی متقابل سری‌های برازش و پیش‌بینی شده فصلی برای دما و بیماری سالک

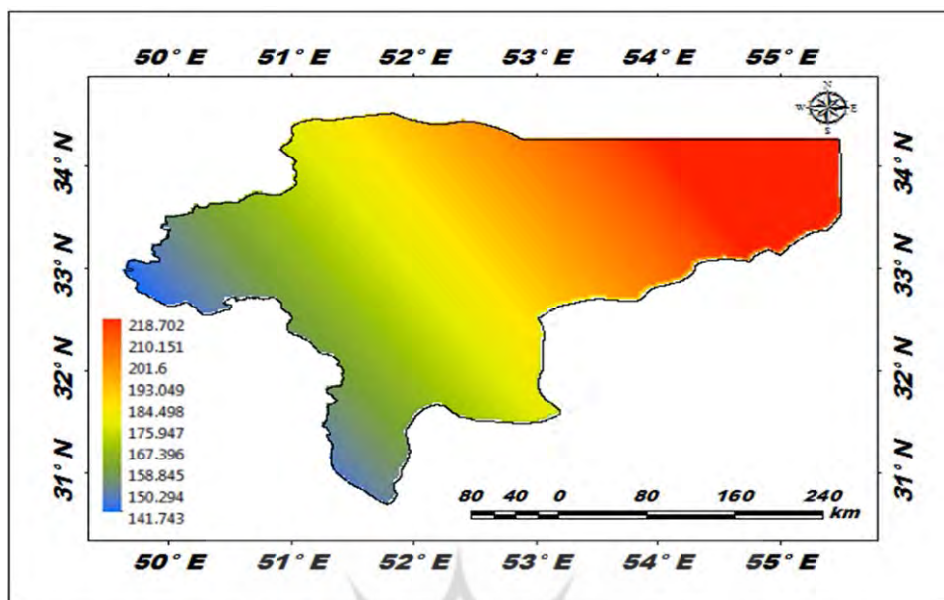
بیشترین مقدار ضریب خودهمبستگی متقابل برای وقفه ۶ برابر با ۰/۵۸۹ است. چون مقدار ضریب بحرانی سری برابر با ۰/۵۷۷ است، فرض صفر رد می‌شود و نتیجه گرفته می‌شود که سری‌های مدل برازش فصلی جمعی بیماری سالک و دما دارای خودهمبستگی متقابل اند. همچنین، بیشترین مقدار ضریب خودهمبستگی متقابل برای وقفه ۶ برابر با ۰/۵۷۸ است. چون مقدار ضریب بحرانی سری برابر با ۰/۵۷۷ است، فرض صفر رد می‌شود و نتیجه گرفته می‌شود که سری‌های مدل پیش‌بینی شده فصلی با مدل جمعی بیماری سالک و دما دارای خودهمبستگی متقابل اند.

بحث و نتیجه‌گیری

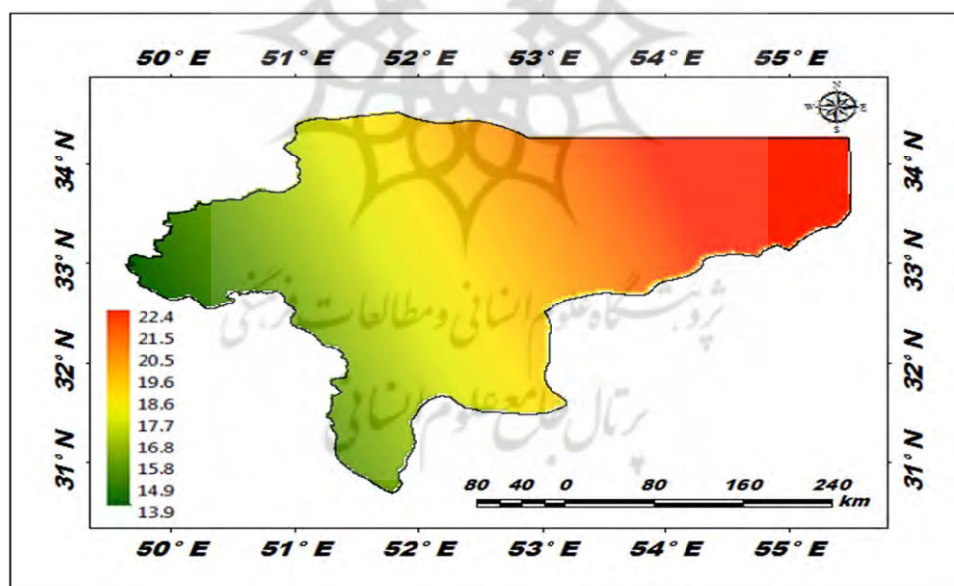
تغییرات الگوی روند

نتایج نشان می‌دهد تغییرات زمانی غیرنقطه‌ای دما در استان اصفهان تابع الگوی روند است؛ در حالی که تغییرات بیماری به جز در سه شهرستان کاشان، شهرضا، و خور و بیابانک فاقد الگوی روند است و تغییرات دما و بیماری در قالب الگوهای روند از نظر تحلیل غیرنقطه‌ای هماهنگی کلی با یکدیگر ندارند. از طرفی، در دو شهرستان کاشان و شهرضا تغییرات روند کاهشی را نشان می‌دهد. در این زمینه، روند غیرنقطه‌ای تغییرات دما کاهشی و تغییرات بیماری افزایشی است. در شهرستان خور و بیابانک با وجود اینکه هر دو روند دما و بیماری افزایشی است و دارای الگوی یکسان و هماهنگ است، شدت تغییرات روند متفاوت است. بنابراین، نمی‌توان اثر روند مشخصی از تأثیر دما را بر بیماری در قالب الگوی روند غیرنقطه‌ای در طی دوره مورد بررسی در بیشتر ایستگاه‌ها در سطح استان تعیین کرد. با توجه به غالب‌نشدن کلی الگوی روند بر سری‌های دما و بیماری، لازم شد از لایه نقطه‌ای استخراج شده از سری دما و بیماری برای سنجش، تحلیل، و پیش‌بینی روند استفاده شود. بنابراین، از سری‌های استخراج شده برای انتخاب آزمون سنجش روند با استفاده از آزمون اسمیرنوف برای سنجش بهنجاری استفاده شد. نتایج نشان داد سری‌های استخراجی نابهنجارند و متناسب با آن برای سنجش روند از آزمون‌های ناپارامتری من-کندال و دنلیس استفاده شد. با توجه به بررسی روند نقطه‌ای سری‌های دما و بیماری، الگوهای روند سری‌ها تحلیل و پیش‌بینی شد. شکل ۱۶ روند نقطه‌ای بیماری سالک را در استان اصفهان نشان می‌دهد.

بر این اساس، شکل ۱۶ نشان می‌دهد روند گسترش بیماری سالک در استان از غرب به شرق افزایش یافته است. از طرفی، روند دما بر اساس لایه استخراج شده نقطه‌ای الگوی مشابهی را نشان می‌دهد. شکل ۱۷ روند نقطه‌ای دما را برای استان اصفهان نشان می‌دهد.



شکل ۱۶. روند نقطه‌ای بیماری سالک در استان اصفهان



شکل ۱۷. روند نقطه‌ای دما در استان اصفهان

با توجه به شکل ۱۷، مشخص می‌شود که روند دما در استان اصفهان از غرب به شرق افزایش می‌یابد. بر این اساس، در این مطالعه مشخص شد بین بیماری سالک و دما در استان اصفهان از نظر الگوی نقطه‌ای الگوی روند (روند افزایشی از غرب به شرق) مشابهی وجود دارد. بنابراین، در استان اصفهان الگوی نقطه‌ای روند دما و بیماری مشابه‌اند و الگوی غیرنقطه‌ای فقط در چند ایستگاه (دو ایستگاه) و کانون (سه کانون) شرایط مشابهی را نشان می‌دهند. با توجه به

برخی تحقیقات انجام یافته درباره اثر دما (محقق حضرتی، ۱۳۶۳) در تشریح بیماری سالک و بیان مشخصات حشره ناقل متذکر می شود که هرچه حرارت محیط بیشتر باشد دوره های رشد و سیر تکاملی حشره در صورت وجود شرایط رطوبتی یکسان کوتاه تر می شود. بنابراین، شاید بتوان این گونه نتیجه گیری کرد که دما در شرایط رطوبتی مناسب در رشد و تکامل پشه تأثیرگذار است و دما به تنهایی عامل مؤثری نیست. هلاواکوا و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی اثر افزایش دما از ۲۰ تا ۲۶ درجه سانتی گراد را بر افزایش رشد گونه انگل *Leishmania. infantum* نشان دادند، ولی این افزایش دما بر گونه دیگر *L. peruviana* اثر معکوس داشت؛ بنابراین، آن را با شرایط سازگاری انگل با مناطق کوهستانی مرتبط دانسته اند. درباره انگل گونه *L. braziliensis* گفتنی است هرچند افزایش رشد انگل همراه با افزایش دما تفاوت چشم گیری نداشته، رشد انگل در هر دو دما به خوبی دیده شده است. در پژوهش گاللیو و همکاران (۲۰۱۴) بر فعالیت پشه های خاکی عامل سالک انسانی و سگی در کشور ایتالیا، بین فراوانی پشه های گرفته شده و دمای میانگین روزانه هیچ همبستگی یافت نشد. رشد انگل سالک و مراحل تکامل حشره نشان می دهد بدون داشتن اطلاع دقیق از نوع بیماری و الگوهای زمانی عناصر اقلیم نمی توان راجع به تأثیر الگوهای زمانی دما بر بیماری قضاوت دقیقی ارائه کرد. بنابراین، یافته های این تحقیق نشان می دهد که الگوهای نقطه ای روند دما و بیماری سالک ارتباط بسیاری با همدیگر دارند.

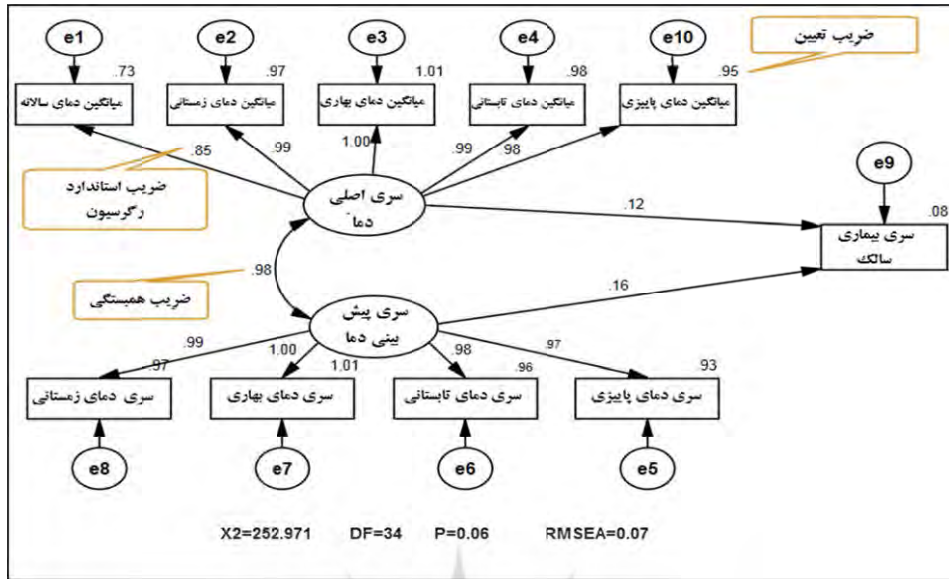
نوسانات الگوهای فصلی

همان طور که مشخص شد، تغییرات زمانی دمای استان تابع الگوی فصلی است؛ به طوری که نوسانات دما منطبق با الگوهای فصلی است. مطالعه چاوز و پاسکوئل (۲۰۰۶) نیز بر بروز سالک در کاستاریکا تبعیت بروز بیماری از الگوی فصلی را نشان می دهد با این تفاوت که مطالعه آن ها اوج فصلی بروز را در ماه اردیبهشت نشان می دهد؛ این موضوع شاید به دلیل متفاوت بودن شرایط محیطی مورد مطالعه و نوع بیماری سالک باشد. گاللیو و همکاران (۲۰۱۴) در بررسی خود در کشور ایتالیا نشان دادند که بیشترین تعداد پشه های خاکی در ماه آگوست و سپتامبر (مرداد و شهریور) جمع آوری شده اند. نتیجه این بررسی تأییدکننده فعالیت پشه ها در دوره گرم سال است. بررسی رضانی و همکاران (۱۳۹۰) درباره بیماری سالک در شهرستان آران و بیدگل بیشترین موارد بیماری را در ماه مرداد نشان می دهد؛ این نتیجه با یافته های تحقیق حاضر مطابقت ندارد. این تفاوت می تواند به اختلاف نوع سالک مربوط باشد؛ در بررسی آن ها بیشترین موارد بیماری مربوط به لیشمانیوز خشک بوده است. مطالعه رضانی و همکاران (۱۳۹۰) - درباره بیماری سالک در استان یزد و بروز حداکثری این بیماری به ویژه در فصل پاییز و بروز حداقلی این بیماری در فصل بهار - با یافته های این تحقیق هماهنگ است. آن ها نیز نشان دادند که زمان اوج گیری بروز بیماری با یک تأخیر زمانی نسبت به زمان اوج گیری دما اتفاق می افتد و آن را مربوط به دوره کمون بیماری در سالک نوع روستایی می دانند؛ یعنی گزش پشه حداکثر شش ماه قبل (در فصل گرم) اتفاق افتاده است. آروین و همکاران (۱۳۹۲) نیز در بررسی تأثیر عناصر اقلیمی بر گسترش بیماری سالک در منطقه شرق اصفهان افزایش دما با زمان تأخیر دو تا سه ماه را با شمار مبتلایان به سالک مرتبط می دانند و بیماری را دارای یک دوره پنهان دو سه ماهه نسبت به دما بیان می کنند؛ نتایج این پژوهش با نتیجه پژوهش حاضر مطابقت دارد. پرویزی و همکاران (۲۰۱۲)، در مطالعه ای بر روی پشه های خاکی در روستاهای نطنز و ارزیابی نوسانات

فصلی پشه‌ها، بیان کردند که فعالیت فصلی پشه‌های خاکی در ماه خرداد شروع می‌شود و در ماه شهریور پایان می‌یابد؛ یافته‌های آنان تأییدکننده فعالیت پشه‌ها در دوره گرم سال است و وجود یک دوره کمون بیماری تا فصل پاییز که وقوع حداکثر بیماری است. یعقوبی ارشادی و جوادیان (۱۹۹۶)، در مطالعه‌ای بر روی میزبانان دریافت‌کننده (نوعی موش صحرائی) سالک در منطقه برخوردار اصفهان، بیشترین میزان عفونت پشه‌های خاکی را در اواخر اوت و سپتامبر (شهریور) تعیین کردند که با بزرگ‌ترین پیک فعالیت پشه‌ها در این منطقه همراه است. آن‌ها بیان کردند که افزایش میزان عفونت در بین پشه‌ها به سبب تماس نزدیک با میزبانان دارای عفونت است و اشاره کردند که از زمان ظهور پشه‌های خاکی در ماه اردیبهشت انتقال بیماری شروع می‌شود، ولی تا ماه شهریور تعداد موش‌ها کمتر می‌شود و میزان عفونت بالا می‌رود و خطر گرفتن بیماری از پشه‌ها بیشتر می‌شود. بنابراین، این بررسی نیز تأییدکننده فعالیت پشه‌ها و گزش و انتقال بیماری در دوره گرم سال است. به هر حال، یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که سری‌های بیماری سالک و دما از الگوهای فصلی تبعیت می‌کنند؛ به طوری که ضرایب خودهمبستگی برای سری‌های برازش شده و پیش‌بینی‌شده دما و بیماری شرایط معنی‌داری را نشان می‌دهند (همچنین، چون مقدار احتمال ضرایب از مقدار ۰/۰۵ کوچک‌ترند، معنی‌داری ضرایب خودهمبستگی برای مدل‌های برازش و پیش‌بینی‌شده فصلی برای دما و بیماری تأیید می‌شود). بنابراین، پیش‌بینی سری‌ها با مدل فصلی جمعی برای بررسی الگوپذیری دما و بیماری سالک پیشنهاد می‌شود. از طرفی، بررسی رابطه سری‌های دما و بیماری سالک از اهمیت زیادی برخوردار است. در این زمینه، از ضریب تابع خودهمبستگی متقابل بین سری‌ها استفاده شد. همچنین، ضرایب تابع خودهمبستگی متقابل بین سری‌های برازش شده و پیش‌بینی‌شده با مدل‌های فصلی جمعی نشان می‌دهد که سری‌های برازش شده و پیش‌بینی‌شده دارای خودهمبستگی متقابل اند. سرانجام، با توجه به بررسی و پیش‌بینی الگوهای فصلی، نتیجه گرفته شد که تغییرات بیماری سالک و دما در استان اصفهان از الگوهای فصلی تبعیت می‌کند و می‌توان برای پیش‌بینی و بررسی تغییرات بیماری سالک با عناصر اقلیمی به‌ویژه دما از الگوهای فصلی سری زمانی استفاده کرد. همچنین، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تغییرپذیری فصلی بیماری سالک و دما در قالب الگوهای فصلی بدون روند قابل پیش‌بینی است. و سرانجام می‌توان نتیجه گرفت که الگوهای تغییرات زمانی فصلی دما و بیماری سالک تقریباً با هم منطبق‌اند و می‌توان انطباق الگوهای زمانی فصلی دما را با بیماری سالک در استان اصفهان پیشنهاد داد.

یافته‌های مدل ساختاری اثرگذاری متغیرهای دما بر بیماری سالک

ماتریس واریانس-کوواریانس ورودی مدل از روی ده متغیر مشاهده‌شده حاوی ۵۵ گشتاور نمونه‌ای است. در این مدل ۲۱ پارامتر برآورد شده است. بنابراین، مدل دارای درجه آزادی مثبت است ($34 = 55 - 21$) و مقدار آماره‌ای نیکویی برازش خی دو محاسبه شده $X^2/n = 252/971, df = 34, P > 0/05$ است. نتیجه بر اساس آزمون خی دو نشان می‌دهد که مدل به‌خوبی برازش شده است (شکل ۱۸).



شکل ۱۸. مدل ساختاری میزان اثرگذاری متغیرهای دما بر بیماری سالک

از طرفی، شاخص‌های برازش مرجع مدل مطابق با جدول ۵ پذیرفتنی است. شاخص‌های NFI ، RFI ، IFI ، TLI و CFI بین ۰/۹۲۳ و ۰/۹۸۹ است و بیانگر آن است که مدل اثرگذاری ساختاری مورد تأیید است.

جدول ۵. شاخص‌های برازش نیکویی مدل ساختاری دما بر بیماری سالک

نتیجه	آستانه پذیرش	مقدار	شاخص	نتیجه	آستانه پذیرش	مقدار	شاخص
مناسب	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۳۲	PGFI	مناسب	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۴۳	GFI
قابل قبول	۰-۱	۰/۸	PRATIO	مناسب	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۸۱	AGFI
قابل قبول	کوچک بودن	۰/۰۷	RMSEA	مناسب	کوچک بودن	۰/۰۰۱	RMR
قابل قبول	کوچک بودن	۱۱۰	AIC	مناسب	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۶۴	TLI
قابل قبول	کوچک بودن	۷۵۷	BCC	مناسب	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۳۱	NFI
قابل قبول	کوچک بودن	۱۴۱/۱	BIC	مناسب	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۸۹	CFI
قابل قبول	کوچک بودن	۱۹۶/۱	CAIC	مناسب	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۲۳	RFI
قابل قبول	کوچک بودن	۰/۰۱	NCP	مناسب	بزرگ‌تر از ۰/۹	۰/۹۷۵	IFI
قابل قبول	کوچک بودن	۳	HOELTER	مناسب	۰/۴ تا ۰/۶	۰/۵	PNFI
قابل قبول	کوچک بودن	۹/۲	ECVI	قابل قبول	کوچک بودن	۱۱۰	MECVI

از طرفی، جدول ۶ وزن رگرسیونی نشان می‌دهد که همه وزن‌های رگرسیونی استاندارد نشده طبق آزمون C.R. معنی دارند (یعنی همه وزن‌ها خارج از بازه مثبت و منفی ۱/۹۶ می‌باشند). بنابراین، میزان اثرگذاری متغیرهای دمایی (سری‌های اصلی دما و سری‌های پیش‌بینی دما) بر سری بیماری سالک معنی‌دار است. همچنین، ضرایب تعیین سری‌ها و روابط یادشده بین ۰/۷ تا ۰/۹ متغیر بوده است.

جدول ۶. معنی‌داری میزان اثرگذاری متغیرهای دمایی بر بیماری سالک

سطح معنی داری (P)	نسبت معیار	خطای استاندارد	برآورد	اثرگذاری
			۱/۰	میانگین سالانه دما → سری دمایی
<۰/۰۰۱	۵/۳	۰/۲	۱/۲	میانگین دما زمستانی → سری دمایی
<۰/۰۰۱	۵/۶	۰/۲	۱/۲	میانگین دما بهاری → سری دمایی
<۰/۰۰۱	۵/۴	۰/۲	۱/۲	میانگین دما تابستانی → سری دمایی
<۰/۰۰۱	۵/۲	۰/۲	۱/۰	میانگین دما پاییزی → سری دمایی
<۰/۰۰۱	۱۴/۳	۰/۱	۱/۰	سری پیش‌بینی زمستانی → سری پیش‌بینی
<۰/۰۰۱	۲۹/۸	۰/۰	۱/۰	سری پیش‌بینی بهاری → سری پیش‌بینی
<۰/۰۰۱	۵/۶	۰/۱	۱/۰	سری پیش‌بینی تابستانی → سری پیش‌بینی
<۰/۰۰۱	۵/۷	۰/۲	۱/۱	سری پیش‌بینی پاییزی → سری پیش‌بینی
<۰/۰۰۱	۳/۳	۰/۵	۱/۱	بیماری سالک → سری پیش‌بینی دما
<۰/۰۰۱	۴/۳	۰/۳	۱/۲	بیماری سالک → سری اصلی دما

سپاسگزاری

از اداره کل هواشناسی استان اصفهان و معاونت بهداشتی دانشگاه علوم پزشکی اصفهان و کاشان به سبب در اختیار گذاشتن داده‌های هواشناسی و بیماری سپاسگزاری می‌شود.

منابع

- آروین (اسپانی)، ع.ع.؛ مظفری، غ.ع. و نوروز باقری، ج. (۱۳۹۲). بررسی رابطه شیوع بیماری سالک با عناصر اقلیمی در شرق شهرستان اصفهان، *مجله مخاطرات محیطی*، ۲(۳): ۴۳ - ۶۰.
- اکبری، ا.؛ میوانه، ف.؛ انتظاری، ع.ر. و نظری، م. (۱۳۹۳). بررسی نقش عوامل زیست‌اقلیمی بر شیوع بیماری سالک در شهرستان سبزوار، *مجله تخصصی اپیدمیولوژی ایران*، ۱۰(۳): ۱۰.
- بختیاری، ع.؛ ملکیان، آ. و سلاجقه، ع. (۱۳۹۴). آنالیز همبستگی پایه زمانی و تأخیر زمانی بین خشک‌سالی اقلیمی و خشک‌سالی آب‌شناختی دشت هشتگرد، *تحقیقات آب و خاک ایران*، ۴۶(۴): ۴۶.
- جاوری، م. (۱۳۸۰). تغییرات زمانی دما و بارش ایران، رساله دکتری، دانشگاه تهران.
- جاوری، م. (۱۳۸۸). شیوه‌های تجزیه و تحلیل کمی در اقلیم‌شناسی (با تأکید بر مدل‌های روند)، تهران: پیام‌رسان.
- جاوری، م. (۱۳۸۹). شیوه‌های تجزیه و تحلیل کمی در اقلیم‌شناسی (با تأکید بر مدل‌های فصلی)، تهران: پیام‌رسان.
- خوشدل، ع.ر.؛ نوری‌فر، م.؛ پزشکان، ر. و صلاحی‌مقدم، ع.ر. (۱۳۹۱). نقشه‌سازی بیماری‌های مهم واگیردار ایران، *بهداشت و توسعه*، ۱(۱): ۱.

- رمضانی، ی.؛ موسوی، غ.ع.؛ بهرامی، ع.؛ فریدونی، م.؛ پارسا، ن. و کاظمی، ب. (۱۳۹۰). بررسی اپیدمیولوژیک بیماری سالک در شهرستان آران و بیدگل طی شش ماهه اول سال ۱۳۸۸، فصل نامه علمی - پژوهشی فیض، ۳: ۲۵۴ - ۲۵۸.
- شهاب گلوی زاده، ر.؛ فنی، ع.م.؛ وکیلی، و. و غلامی، ع. (۱۳۹۴). بررسی شیوع بیماری سالک در شهر مشهد، طی بیست سال (۱۳۷۲ - ۱۳۹۲) و تأثیر عوامل اقلیمی آبوهوایی بر آن، مجله دانشکده علوم پزشکی دانشگاه مشهد، ۵۸(۹).
- شیرزادی، م. (۱۳۹۱). راهنمای مراقبت لیشمانیوز جلدی (سالک) در ایران، وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، تهران: راز نهان.
- شیوا، ر. (۱۳۷۵). پیش‌بینی سری‌های زمانی، شناسایی، تخمین، و پیش‌بینی، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- عساکره، ح. و شادمان، ح. (۱۳۹۲). کاربرد روش‌های آماری در شناسایی رویدادهای فراگیر اقلیمی، مطالعه موردی: روزهای گرم فراگیر در ایران زمین، اندیشه‌های جغرافیایی، ش ۱۴.
- عزیزی، ق.؛ شمسی‌پور، ع.ا. و یاراحمدی، د. (۱۳۸۷). بازیابی تغییر اقلیم در نیمه غربی کشور با استفاده از تحلیل‌های آماری چندمتغیره، پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، ۶۶: ۱۹ - ۳۵.
- محقق‌حضرتی، ص. (۱۳۶۳). بیماری سالک و نقش یکی از عوامل محیطی B.C.G در سیکل زندگی انگل آن، محیط‌شناسی، ۱۲(۱۲): ۱۵۱ - ۱۸۶.
- محمدی، ح. و جاوری، م. (۱۳۸۴). تحلیل و پیش‌بینی تغییرات تصادفی در ایران، نشریه انجمن جغرافی‌دانان ایران، ش ۶ - ۷.
- مظفری، غ.؛ مهرشانی، د. و بخشی‌زاده کلوجه، ف. (۱۳۹۰). تحلیل نقش عوامل بیوکلیمایی شیوع بیماری سالک در سطح دشت یزد- اردکان، جغرافیا و توسعه، ۲۳: ۱۸۵ - ۲۰۲.
- Akbari, A.; Mivaneh, F.; Entezari, A. and Nazari, M. (2014). Survey of bioclimatic factors role on the prevalence of cutaneous leishmaniasis in the city of Sabzevar, *Specialized journal of Iran Epidemiology*, 10(3) (**In Persian**).
- Arvin, A.; Mozaffari, A. and Bagheri, J. (2013). *Journal of Environmental Hazards*, 3: 43-60 (**In Persian**).
- Asakereh, H. and Shadman, H. (2013). The application of statistical methods to identify the climatic pervasive events, case study: pervasive warm days in Iran, *Geographical ideas Journal*, 14 (**In Persian**).
- Azizi, G.; Shamsipour, A.A. and Yarahmadi, D. (2009). Detection Climate Change using Multivariable Statistical Analysis in west of Iran, *Physical geography reasearch*, 66: 19-35 (**In Persian**).
- Agung, I.G.N. (2014). *Panel data analysis using eviews*, John Wiley & Sons, Lt.
- Bakhtiyari, B; Anayat, M. and Salajegheh, A. (2015). A Correlation analysis of temporal based and time delay between climatic drought and hydrological drought in the Hashtgerd plain, *Soil and Water Research of Iran Journal*, 46(4) (**In Persian**).
- Brockwell, P.J. and Davis, R.A. (2013). *Time series: theory and methods: Springer Science & Business Media*.
- Chaves, L.F. and Pascual, M. (2006). Climate cycles and forecasts of cutaneous leishmaniasis, a nonstationary vector-borne disease. *PLoS Med*, 3(8): e295.
- Chu, P.-S.; Chen, D.-J. and Lin, P.-L. (2014). Trends in precipitation extremes during the typhoon season in Taiwan over the last 60 years, *Atmospheric Science Letters*, 15(1): 37-43.
- Cowpewartait, P.S.P.; Xie, G.; Isham, V.; Onof, C. and Walsh, D.C.I. (2011). A fine-scale point process model of rainfall with dependent pulse depths within cells, *Hydrological Sciences Journal*, 56(7): 1110-1117.
- De Luis, M. et al. (2014). Trends in seasonal precipitation and temperature in Slovenia during 1951-2007, *Reg Environ Change*, 14(5): 1801-1810.
- Fallah, B.; Sodoudi, S.; Russo, E.; Kirchner, I. and Cubasch, U. (2015). Towards modeling the regional rainfall changes over Iran due to the climate forcing of the past 6000 years, *Quaternary International*, doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.quaint.2015.09.061>.
- Freeman, K. (2007). *This Is How You Do Time Series*, Mahobe Resources (NZ) Ltd, from: www.mathscentre.co/nz/html.

- Gaglio, G.; Brianti, E.; Napoli, E.; Falsone, L.; Dantas-Torres, F.; Tarallo, V.D. and Giannetto, S. (2014). Effect of night time-intervals, height of traps and lunar phases on sand fly collection in a highly endemic area for canine leishmaniasis, *Acta tropica*, 133: 73-77.
- Gholozadieh Shahab, R.; Fani, A.; Vakili, V. and Gholami, A. (2015). Survey of cutaneous leishmaniasis prevalence in Mashhad, Iran, during twenty years (1993- 2013) and its climate impact on cutaneous leishmaniasis, *Journal of the Faculty of Medical Sciences, Mashhad University*, 58(9) **(In Persian)**.
- Henseler, J. and Sarstedt, M. (2013). Goodness-of-fit indices for partial least squares path modeling, *Computational Statistics*, 28(2): 565-580.
- Hlavacova, J.; Votypka, J. and Volf, P. (2013). The effect of temperature on *Leishmania* (Kinetoplastida: Trypanosomatidae) development in sand flies, *Journal of medical entomology*, 50(5): 955-958.
- Javari, M. (2001). Temporal changes in temperature and precipitation in Iran, Ph.D. Thesis, Tehran University **(In Persian)**.
- Javari, M. (2010). *Quantitative Methods in Climatology (Trend Models)*, Payam Resan Press, 30-70 **(In Persian)**.
- Javari, M. (201۵). A Study of Impacts of Temperature Components on Precipitation in Iran Using SEM-PLS-GIS, *Earth Science & Climatic Change*, 4: 1-14.
- Kendall, M.G. (1975). *Rank Correlation Methods: Charles Griffin and Co. Ltd.*, London, U.K.
- Kessler, R.C. (2014). *Linear panel analysis: Models of quantitative change: Elsevier*.
- Khoshdel, A.; Norifar, M.; Pezeshgan, R. and Salahimoghdam, A. (2012). Mapping the major contagious diseases in Iran, *Health and Development Journal*, 1(1) **(In Persian)**.
- Kovats, R. and Tirado, C. (2006). Climate, weather and enteric disease, *Climate change and adaptation strategies for human health*, 269-295.
- Linde, P. (2005). *Seasonal Adjustment*, <https://www.dst.dk>. Statistics Denmark.
- Machiwal, D. and Jha, M.K. (2012). *Hydrologic Time Series Analysis: Theory and Practice*, Springer, New York , USA.
- Magill, A.J.; Grogl, M.; Gasser Jr, R.A.; Sun, W. and Oster, C.N (۱۹۹۳). Visceral infection caused by *Leishmania tropica* in veterans of Operation Desert Storm, *New England Journal of Medicine*, 328(19): 1383-1387.
- Mann, H.B. (1945). *Non-parametric tests against trend*, *Econometrica*, Vol. 13.
- Mirahmadi, A.; Rafiei, F.M. and Khashei, M. (2015). *Seasonal Interval Time Series Models in Comparative Study of Industrial Forecasting*
- Mohaghegh Hazrati, S. (1984). Leishmaniasis disease and the role of environmental factors in the life cycle of the parasite that BCG, *Journal of Environmental Studies*, 12(12): 151-186 **(In Persian)**.
- Mozafari, GH; Mehrshahi, D. and Bazhsi, F. (2011). Role Analysis of bioclimatic factors the Cutaneous leishmaniasis outbreak in the Yazd plain Ardekan, *Geography and Development Iranian Journal*, 9(24): 185-202 **(In Persian)**.
- Nasri, M. and Modarres, R. (2009). Dry spell trend analysis of Isfahan Province, Iran, *International journal of climatology*, 29(10): 1430-1438.
- Parvizi, P.; Akhoundi, M. and Mirzaei, H. (2012). Distribution, fauna and seasonal variation of sandflies, simultaneous detection of nuclear internal transcribed spacer ribosomal DNA gene of *Leishmania major* in *Rhombomys opimus* and *Phlebotomus papatasi*, in Natanz District in Central Part of Iran, *Iranian biomedical journal*, 16(2): 113.
- Pearson, D.; Cox, P.M.; Booth, B.B.; Friedlingstein, P.; Huntingford, C.; Jones, C.D. and Luke, C.M. (2013). Sensitivity of tropical carbon to climate change constrained by carbon dioxide variability, *Nature*, 494(7437): 341-344.

- Pearson, R.; Queiroz Sousa, A.D.; Mandell, G.; Douglas Jr, R. and Bennett, J. (1990). Leishmania species: visceral (kala-azar), cutaneous, and mucosal leishmaniasis, *Principles and practice of infectious diseases.*, 2066-2077.
- Ramezani, Y.; Mousavi, S.G.A.; Bahrami, A.; Fereydooni, M.; Parsa, N. and Kazemi, B. (2011). Epidemiological study of cutaneous leishmaniasis in Aran and Bidgol from April to September 2009, *Feyz Journals of Kashan University of Medical Sciences*, 15(3): 254-258 (In Persian).
- Renner, I.W. et al. (۲۰۱۵). Point process models for presence-only analysis, *Methods Ecol. Evol.*, ۶(۴): 366-39.
- Sherzadi, M. (2012). *Care Guide cutaneous leishmaniasis Leishmaniasis in Iran*, Ministry of Health and Medical Education, Tehran, Nahanraz (In Persian).
- Shiva, R. (1996). *Time series prediction, identification, estimation, and forecasting*, Studies Institute and Trade Research (In Persian).
- Shirvani, A. (2015). Change point analysis of mean annual air temperature in Iran, *Atmospheric Research*, 160: 91-98. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.atmosres.2015.03.007>.
- Snedecor, G.W.C (1946). *Statistical Methods Statistical Methods: The Iowa State University Press*, Ames, Iowa, USA.
- Tabari, H.; AghaKouchak, A. and Willems, P. (2014). A perturbation approach for assessing trends in precipitation extremes across Iran. *Journal of Hydrology*, 519, Part B, 1420-1427. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.09.019>
- Tabari, H. and Hosseinzadeh Talae, P. (2013). Moisture index for Iran: Spatial and temporal analyses, *Global and Planetary Change*, 100: 11-19. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.gloplacha.2012.08.010>.
- Tabari, H.; Hosseinzadeh Talae, P.; Ezani, A. and Shifteh Some'e, B. (2012). Shift changes and monotonic trends in autocorrelated temperature series over Iran, *Theoretical and Applied Climatology*, 109(1): 95-108. doi: 10.1007/s00704-011-0568-8.
- Tabari, H.; Somee, B.S. and Zadeh, M.R. (2011). Testing for long-term trends in climatic variables in Iran, *Atmospheric Research*, 100(1): 132-140. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.atmosres.2011.01.005>.
- Term, H. (2010). Time Series, stats.ox.ac.uk. <http://www.stats.ox.ac.uk/~reinert>.
- Willems, P. (2001). A spatial rainfall generator for small spatial scales, *Journal of Hydrology*, 252(1):126-144.
- Woody, J. (2015). Time series regression with persistent level shifts, *Stat Probab Lett*, 102(0):22-29.
- Yaghoobi-Ershadi, M. and Javadian, E. (1996). Epidemiological study of reservoir hosts in an endemic area of zoonotic cutaneous leishmaniasis in Iran, *Bulletin of the World Health Organization*, 74(6): 587.
- Zhang, Y. (2007). *The relationship between climate variation and selected infectious diseases: Australian and Chinese perspectives.*