نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، سال شانزدهم، شماره ۴۳، زمستان ۹۵

امکان سنجی مدل سازی و پیش‌بینی دماهای کمینه و بیشینه ایران با روش پتیت و هالت- وینترز

دریافت مقاله: ۹۳/۶/۱۶ پذیرش نهایی: ۹۵/۱۰/۴

صفحات:۲۴-۷

احمدرضا قاسمی: استادیار گروه مهندسی آب دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهرکرد، شهرکرد، ایران[1]
Email: ghasemiar@yahoo.com

چکیده

دمای هوا یکی از پر کاربردترین پارامترهای مورد استفاده برای تشخیص تغییر اقلیم در مقیاس جهانی و منطقه ای است. بنابراین پژوهشگران همواره سعی نموده اند تا با مدل های مختلف به مدل سازی و پیش بینی آن بپردازند. تحقیق حاضر نیز با هدف مدل سازی و پیش بینی کمینه و بیشینه دمای ماهانه کشور انجام گردید. بررسی تغییرات زمانی دما با روش های تخمین گر سن و پتیت و پیش بینی آن بوسیله مدل هالت- وینترز انجام گرفت. نتایج نشان داد که دمای کمینه در ایستگاه های مورد مطالعه در دوره ۵۰ ساله ۲۰۱۰ تا ۱۹۶۱ بطور متوسط به مقدار ۲/۹ درجه سانتی گراد افزایش یافته که مقدار این افزایش برای ایستگاه های واقع در مناطق گرم و خشک کشور (۳/۱ درجه) بیشتر از دیگر مناطق است (۱/۸ درجه). درحالیکه مقدار افزایش دمای بیشینه هوا در کشور کمتر و معادل ۲/۱ درجه سانتی گراد می باشد. همچنین نتایج این پژوهش کارایی مناسب مدل هالت- وینترز برای پیش بینی کمینه و بیشینه دمای ماهانه کشور را اثبات کرد. نتایج این مدل نشان داد که کمینه و بیشینه دما تا سال ۲۰۲۰ به جز چند مورد در کشور افزایش خواهند یافت که بیشترین مقدار افزایش در ایستگاه خوی به میزان ۰/۶ درجه سانتی گراد برای کمینه دما و ۰/۲۸ درجه سانتی گراد برای بیشینه دما خواهد بود.

کلیدواژگان: پیش بینی دما، کمینه و بیشینه ماهانه، تخمین گر سن، روش پتیت، مدل هالت وینترز

---

[1]. **نویسنده مسئول**: شهرکرد، دانشگاه دولتی شهرکرد، دانشکده کشاورزی، گروه مهندسی آب

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

مقدمه

تغییر اقلیم یکی از معضلات کنونی جامعه بشری و تهدیدی برای سیاره زمین به شمار می‌آید. یکی از مهمترین فراسنج های آب و هوایی که در ارتباط با تغییر اقلیم مورد توجه و مطالعه محققان قرار داشته، دما می باشد. از آنجا که دما یکی از عناصر اصلی شکل گیری اقلیم است و تغییرات آن می تواند ساختار آب و هوایی هر منطقه ای را دگرگون سازد، به همین دلیل بررسی تغییرات دما بخش زیادی از تحقیقات اقلیم شناسی را به خود اختصاص داده است (مسعودیان، ۱۳۸۳: ۱). دما در پیش بینی های اقلیمی اهمیت زیادی دارد زیرا دارای تغییرات زمانی و مکانی زیادی در مقیاس های محلی، منطقه ای و جهانی است. بنابراین مطالعه تغییرات آن، برای درک بهتر تغییرات اقلیمی از اهمیت زیادی برخوردار است. تغییرات اقلیمی بصورت گسترده ای بر روی کشاورزی و منابع آب تاثیر می گذارد، بنابراین در مناطقی که اقتصاد آنها بر پایه کشاورزی استوار است و یا دارای منابع آب شیرین محدودی می باشند تاثیر قابل توجهی خواهد داشت. بر این اساس مطالعات فراوانی در دنیا به بررسی تغییرات دما در مقیاس های مکانی کوچک و بزرگ پرداخته اند که همه آنها به روند افزایش دما اذعان دارند (میشرا[1] و همکاران، ۲۰۱۳: ۵۰؛ روی و داس[2]، ۲۰۱۳: ۱؛ بیسای[3] و همکاران، ۲۰۱۴: ۵). در ایران نیز در چند سال اخیر مطالعات گسترده ای در زمینه تغییر اقلیم انجام پذیرفته است به نحوی که می توان گفت بیشتر پژوهشگران آب و هواشناسی کشور پژوهش هایی در این زمینه انجام داده اند.

موضوعی که در زمینه مطالعات دما کمتر از مباحث دیگر مورد بررسی قرار گرفته است مدل سازی تغییرات دما با هدف پیش بینی آن می باشد. مطالعات انجام شده در این زمینه بیشتر به پیش بینی دما با در نظر گرفتن سناریوهای مختلف تغییر اقلیم پرداخته اند و استفاده از مدل های آماری برای پیش بینی دما کمتر مورد توجه پژوهشگران بوده است. چنانچه تحلیل‌گر بر اساس رفتار مشاهده شده از سری زمانی و تجزیه و تحلیل اجزای آن بتواند مقادیر آینده را با استفاده از مبانی ریاضی پیش‌بینی کند، از مدل‌های کمی برای پیش‌بینی سری زمانی، سود می‌جوید (عزیزی و روشن، ۱۳۸۴: ۵۰). یکی از مدل های کمی مناسب برای پیش‌بینی دما، مدل هالت- وینتر می باشد (گاندالیا و دهولاکیا[4]، ۲۰۱۲: ۲). اگر یک سری زمانی دارای تغییرات فصلی یا سیکلی باشد نمی توان آنرا به وسیله یک مدل خطی مدل سازی کرد. مدل

1-Mishra
2-Roy and Das
3-Bisai
4-Gundalia and Dholakia

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

پیش بینی هالت- وینترز یکی از مدل هایی است که با استفاده از آن می توان به پیش بینی مقادیر بعدی در سری هایی که تغییرات فصلی و روند دارند، پرداخت (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۲: ۵۱).

در ایران برخی از پژوهشگران از این مدل برای پیش بینی فراسنج های آب و هوایی مانند دما و بارش استفاده نموده اند که به آنها اشاره می گردد. عزیزی و روشن (۱۳۸۴: ۵۳) از این مدل برای پیش بینی بارش استان هرمزگان استفاده نمودند. خورشید دوست و همکاران (۱۳۸۸: ۳۶) از مدل هالت- وینتر برای پیش بینی دماهای کرانگین اصفهان استفاده نمودند. قویدل (۱۳۹۱: ۱۵۷) نشان داد که بهترین مدل برای پیش بینی آتی دماهای فرین کمینه تهران، مدل هالت- وینترز است. نتایج این پژوهش نشان داد که دمای فرین کمینه تهران در سال ۲۰۲۰ به بالای صفر صعود خواهدکرد. همچنین جهانی و همکاران (۲۰۱۳: ۹۵۱) از مدل هالت- وینترز برای تحلیل بارش های فصلی و سالانه کشور استفاده نمودند.

با توجه به اینکه مطالعات انجام شده برای پیش بینی دما، تنها برای چند ایستگاه کشور انجام شده است، هدف این تحقیق شناخت تغییرات و پیش‌بینی دماهای کمینه و بیشینه کشور با استفاده از مدل سری زمانی هالت- وینترز می باشد.

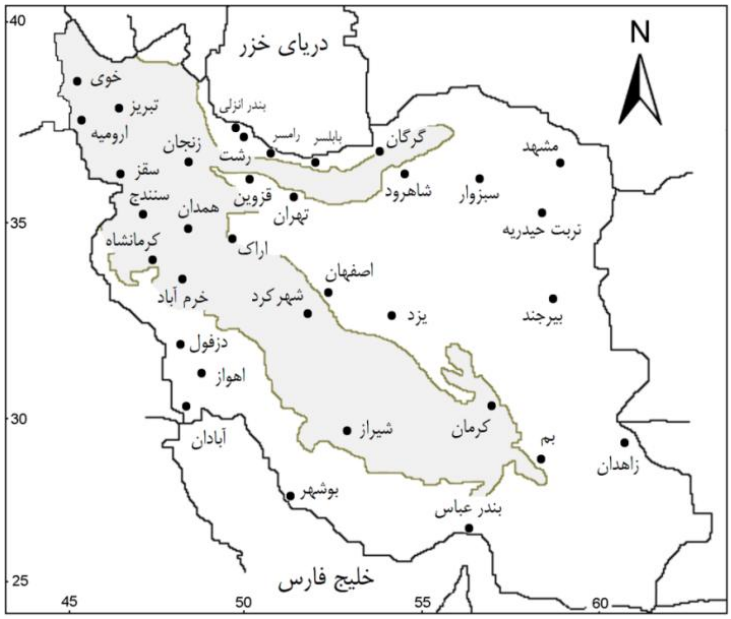
داده ها و روش ها

در پژوهش حاضر به منظور بررسی تغییرات دما، از داده‌های ماهانه ۳۴ ایستگاه از یک دوره آماری مشترک ۵۰ ساله از ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۰ استفاده گردید تا مقایسه نتایج مناطق مختلف کشور با اطمینان بیشتر انجام گیرد(شکل ۱).

در این مطالعه جهت بررسی مقدار و شدت تغییرات زمانی دما، از آزمون من- کندال و روش سن و برای آشکارسازی نقطه تغییر[1] در سری‌های زمانی از آزمون پتیت استفاده شد. روابط مربوط به آزمون من- کندال که بصورت گسترده ای در مطالعه تغییرات زمانی متغیرهای آب و هوایی در دنیا مورد استفاده قرار می گیرد در مقالات متعددی ارائه شده است (سلمی[2] و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۰۴ و سبزی پرور و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۲۲)

1-Change Point
2-Salami

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]



شکل (۱). موقعیت جغرافیایی ایستگاه های مورد مطالعه

روش پتیت[1]

این روش یک روش ناپارامتری بر اساس آزمون ویلکاکسون می باشد که جهت تعیین نقطه تغییر بکار می رود و از روش من-ویتنی نیز قابل استخراج است. این روش تکنیک مفیدی برای شناخت نقاط تغییر در سری های زمانی داده های آب و هوایی می باشد (اسمدی و زقول[2]، ۲۰۰۶: ۸۵).

روابط آماری مربوط به این روش مطابق زیر می باشد:

رتبه های $r_1, \ldots r_n$ از سری $Y1, \ldots Yn$ برای محاسبه مقدار آماره X_k استفاده می گردد.

رابطه(۱)
$$X_K = 2\sum_{1}^{k} r_i - k(n+1) \qquad k = 1,\ldots\ldots, n$$

که در آن r_i مقدار رتبه i امین داده، n تعداد و k رتبه داده ها می باشد.

مطابق رابطه زیر در نقطه ای (E) که قدر مطلق مقدار آماره X_k بیشینه شود، نقطه یا سال تغییر اتفاق افتاده است.

رابطه(۲)
$$X_E = Max|X_k|$$

1-Pettitt
2-Smadi and Zghoul

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

مقادیر بحرانی آماره X نیز برای سطوح اطمینان مختلف (α) توسط رابطه (۳) بدست می آید:

رابطه(۳)

$$X_{\alpha} = \left[-\ln\alpha(n^3+n^2)/6\right]^{0.5}$$

روش تخمین گر سن

این روش بصورت گسترده ای برای تخمین مقدار شیب خط روند در مطالعات هواشناسی و هیدرومتئورولوژی استفاده می شود (جین و کومار[1]، ۲۰۱۲: ۳۸).

مقدار شیب روند با استفاده از رابطه زیر برآورد می شود (اسمعیل پور و دین پژوه، ۱۳۹۱: ۱۹۹ و عساکره، ۱۳۹۲: ۵۰):

در این روش شیب تغییرات (T) تمام داده های یک متغیر مطابق رابطه (۴) محاسبه می گردد:

رابطه(۴)

$$T_i = median\left(\frac{X_j - X_k}{j-k}\right) \qquad i = 1,2,....,N$$

که X_j و X_k مقادیر متغیر در زمان های j و K هستند (j>k).

مدل هالت- وینترز

این مدل برای پیش بینی سری های زمانی که دارای تغییرات فصلی یا سیکلی هستند بکار می رود و در مطالعات آب و هواشناسی متعددی مورد استفاده قرار گرفته است. در این مدل نیاز به برآورد عامل سطح یا میانگین ($\overline{X}$)، عامل روند (T) و عامل فصل (S) می‌باشند. منظور از فصل در این مدل تغییراتی است که دوره تکرار آنها بیشینه یک سال باشند.

سه عامل ذکر شده مطابق روابط(۵ تا ۷) بدست می آیند:

رابطه(۵)

$$\overline{X}_t = \alpha(\overline{X}_{t-1} - T_{t-1}) + (1-\alpha)\frac{X_{t-1}}{S_{t-k}}$$

رابطه(۶)

$$S_t = \gamma S_{t-K} + (1-\gamma)\frac{X_t}{\overline{X}_t}$$

رابطه (۷)

$$T_t = \beta T_{t-1} + (1-\beta)(\overline{X}_t - \overline{X}_{t-1})$$

در این رابطه ها آلفا: ثابت هموارسازی داده ها، بتا: ثابت هموارسازی تخمین روند، لاندا: ثابت هموارسازی تغییرات فصلی و k: دوره زمانی در هر سال

1-Jain and Kumar

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

ارزیابی نتایج مدل ها

یک مدل در شرایطی می تواند کارایی مناسب داشته باشد که علاوه بر بالا بودن ضریب تعیین (R^2)، باقیمانده های مدل (خطاها) ۱- دارای توزیع نرمال باشد ۲- دارای واریانس یکسان باشند و ۳- ناهمبسته (مستقل) باشد (فرشادفر، ۱۳۸۱: ۲۲۸). جهت بررسی نرمال بودن مانده ها ی مدل از آزمون کولموگروف- اسمیرنوف، استقلال مانده ها از آزمون دوربین- واتسون و جهت بررسی تساوی واریانس مانده ها از نتایج نمودار مانده ها استفاده شد.

بحث

روند تغییرات کمینه و بیشینه ماهانه دما

مقدار شیب تغییرات بیشینه و کمینه دمای ماهانه (بدست آمده از روش تخمین گر سن) که در سطح ۹۵ درصد معنی دار می باشند در جدول های ۱ و ۲ ارائه شده است. کمینه دمای ماهانه در اغلب مناطق کشور روندی افزایشی نشان می دهد و تنها در ایستگاه های سقز، خرم آباد و شهرکرد روندهای کاهشی معنی دار مشاهده می شود. متوسط شیب افزایشی کمینه دما برای ایستگاه های مورد مطالعه در ماه های گرم سال (آگوست تا دسامبر) بیشتر از ماه های دیگر است. بیشترین مقدار این افزایش در کشور در ماه اکتبر و به میزان ۳/۴ درجه سانتی گراد می باشد.

روندهای معنی دار برای بیشینه دما اغلب در ماه های گرم سال از آوریل تا اکتبر بوقوع پیوسته اند و در پنج ماه نوامبر تا مارس به جز چند مورد اندک روند معنی داری مشاهده نشد. روندهای معنی دار بیشینه دما به جز در ایستگاه های بندر انزلی، شهرکرد و تربت حیدریه افزایشی می باشند. متوسط شیب افزایشی بیشینه دما در کشور در ماه های فصل زمستان بیشتر از دیگر ماه ها می باشد. بیشترین مقدار افزایش بیشینه دما نیز در ماه ژانویه و به میزان ۳/۵ درجه سانتی گراد می باشد.

از نتایج جدول های ۱ و ۲ می توان نتیجه گرفت که متوسط شیب افزایش کمینه دما برای ایستگاه های واقع در مناطق گرم و خشک کشور ۳/۱ درجه سانتی گراد است که بیشتر از مناطق دیگر (۱/۸ درجه) می باشد (شکل ۲). متوسط شیب افزایش بیشینه دما در مناطق گرم و خشک با دیگر مناطق تقریبا یکسان است. ایستگاه های واقع در مناطق گرم و خشک بر اساس روش دومارتن (مسعودیان و کاویانی، ۱۳۸۷: ۱۲۰) در جداول ۱ و ۲ ستاره دار شده اند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

جدول (۱). مقدار شیب روند بیشینه دمای ماهانه بدست آمده از روش تخمین گر سن برای ایستگاه ها و ماه های با مقادیر معنی دار

ایستگاه	فوریه	آوریل	می	ژوئیه	جولای	آگوست	سپتامبر	اکتبر
آبادان		۲/۸	۲/۶	۳/۰	۳/۱	۳/۳	۱/۷	۱/۹
اهواز		۲/۶	۱/۹	۱/۲	۱/۱	۲/۱		۱/۳
بابلسر						۲/۵	۱/۹	۱/۲
بم		۳/۳	۲/۲	۱/۳	۲/۷	۲/۳	۱/۷	
بندرعباس*		۲	۱/۳					
بندرانزلی			-۲/۶	-۲/۳	-۱/۸			
بوشهر		۱/۹	۲/۱	۲		۱/۷	۱	۱/۳
دزفول		۲/۷	۱/۷			۱/۳		۱/۲
اصفهان*	۲/۴	۳	۱/۵	۱/۸	۱/۵	۲	۱/۷	
کرمان		۳/۱	۲/۱		۱/۶		۱/۹	۱/۹
کرمانشاه		۳	۲/۴	۲/۲	۱/۴	۱/۴	۱/۷	
مشهد		۲/۹		۱/۶	۱/۱	۱/۹	۱/۷	۲/۴
رامسر						۱/۷	۱/۴	۱/۸
رشت						۱/۶		۱/۷
سبزوار		۱/۳		۱/۴		۱/۳		۲/۲
سنندج	۴	۳/۴		۲/۵	۱/۴	۲	۱/۷	۱/۶
شهرکرد				-۱/۵		-۱/۷	-۲	
شیراز		۲/۹		۱/۵	۱/۷	۱/۵	۱/۱	۱/۱
تبریز	۴/۳	۲/۹		۲	۱/۴	۱/۸	۱/۸	۲/۸
تهران		۲/۴						۲
تربت				-۱/۸	-۱/۹		-۲	۲/۳
یزد	۱/۹	۳		۱/۳	۱/۴		۱/۵	۲
زاهدان		۲/۵					۱/۷	

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

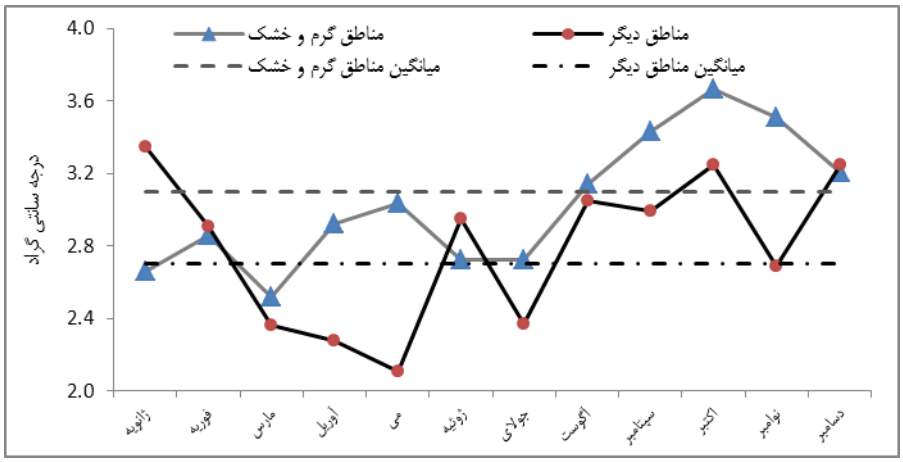
[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

جدول (۲). مقدار شیب روند کمیته دمای ماهانه بدست آمده از روش تخمین گر سن برای ایستگاه ها و ماه های با مقادیر معنی دار

ایستگاه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	ژوئیه	جولای	آگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
آبادان*			۲/۰	۳/۲	۳/۳	۱/۷	۱/۴	۱/۸	۱/۸	۲/۵		۱/۸
اهواز*	۲/۴	۲/۹	۳/۱	۴/۲	۴/۴	۴/۶	۴/۸	۵/۲	۴/۴	۵/۰	۲/۸	۳/۹
اراک						۱/۰	۱/۳					
بابلسر	۲/۵	۲/۵	۲/۵	۲/۴	۲/۱	۲/۵	۱/۴	۲/۵	۲/۳	۲/۹	۲/۳	۲/۵
بم*	۱/۹	۲/۶	۲/۶	۴/۱	۳/۸	۳/۲	۳/۶	۳/۵	۳/۹	۳/۷	۳/۰	۲/۷
بندرانزلی	۲/۰		۲/۱	۱/۸	۰/۹	۲/۵	۲/۷	۳/۴	۲/۹	۲/۸	۱/۴	
بوشهر*		۱/۸	۱/۵	/۵	۲/۹	۲/۳	۱/۹	۳/۰	۳/۷	۳/۴	۲/۵	۱/۷
دزفول*							۱/۸			/۵		
گرگان							۱/۱	۱/۴				
همدان				۱/۶		۱/۴	۱/۶	۱/۴	۱/۲	۲/۲	۲/۱	
کرمان*	۱/۹			۱/۷	۱/۹	۱/۸	۲/۵	۱/۸	۲/۵	۳/۲	۴/۱	۳/۴
کرمانشاه		۲/۴		۱/۹	۲/۰	۴/۰	۳/۱	۳/۳	۲/۶	۳/۴	۱/۹	۲/۱
خرم آباد	-۲/۷		-۲/۸	-۱/۷	-۲/۲	-۱/۴			-۲/۲	-۱/۹	-۳/۲	-۲/۶
خوی				۱/۷	۲/۰	۳/۱	۲/۶	۳/۸	۳/۴	۱/۳		
مشهد	۵/۳	۳/۴	۲/۹	۳/۱	۳/۲	۵/۰	۴/۴	۵/۳	۵/۱	۵/۵	۴/۴	۴/۷
رامسر			۱/۸	۱/۷	۱/۳	۲/۴	۲/۲	۳/۱	۲/۵	۲/۵	۱/۹	
رشت			۱/۶	۱/۷	۱/۵	۲/۶	۲/۲	۲/۷	۲/۴	۳/۰		۲/۵
سبزوار*	۴/۴	۳/۸	۲/۹	۲/۹	۱/۲	۲/۹	۲/۹	۴/۲	۳/۴	۳/۹	۴/۱	۴/۳
سقز					-۱/۳	-۳/۳	-۱/۸					
سنندج		۲/۹	۲/۸	۱/۵								
شهرکرد			-۲/۴	-۱/۴	-۲/۵	-۲/۵	-۱/۹	-۲/۴	۲/۲	-۲/۰		
شاهرود*	۳/۵	۳/۳	۲/۹	۴/۰	۱/۳	۳/۷	۳/۳	۳/۶	۴/۸	۵/۰	۳/۷	۳/۲
شیراز	۱/۸	۲/۶	۲/۲	۳/۸	۲/۴	۳/۸	۳/۶	۴/۱	۴/۵	۴/۵	۳/۸	۳/۲
تبریز			۲	۲/۱	۱/۳	۲/۶	۱/۴	۲/۰	۲/۱	۲/۳		
تهران	۴/۲	۴/۰	۴/۰	۴/۳	۲/۸	۳/۲	۲/۵	۳/۳	۳/۳	۴/۲	۳/۴	۳/۸
تربت						۲/۰	۱/۰	۲/۷	۱/۹	۲/۳		
یزد	۲/۵	۲/۸	۲/۶	۳/۰	۲/۷	۲/۳	۳/۱	۳/۱	۳/۹	۴/۵	۴/۵	۴/۲
زاهدان	۲/۱			۲/۰	۳/۲	۲/۱	۱/۹	۲/۱	۲/۵	۳/۰	۳/۳	۲/۹

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]



شکل (۲) متوسط شیب افزایشی کمینه دمای ماهانه در ایستگاه های واقع در مناطق گرم و خشک و دیگر مناطق

نقطه تغییر در کمینه و بیشینه ماهانه دما

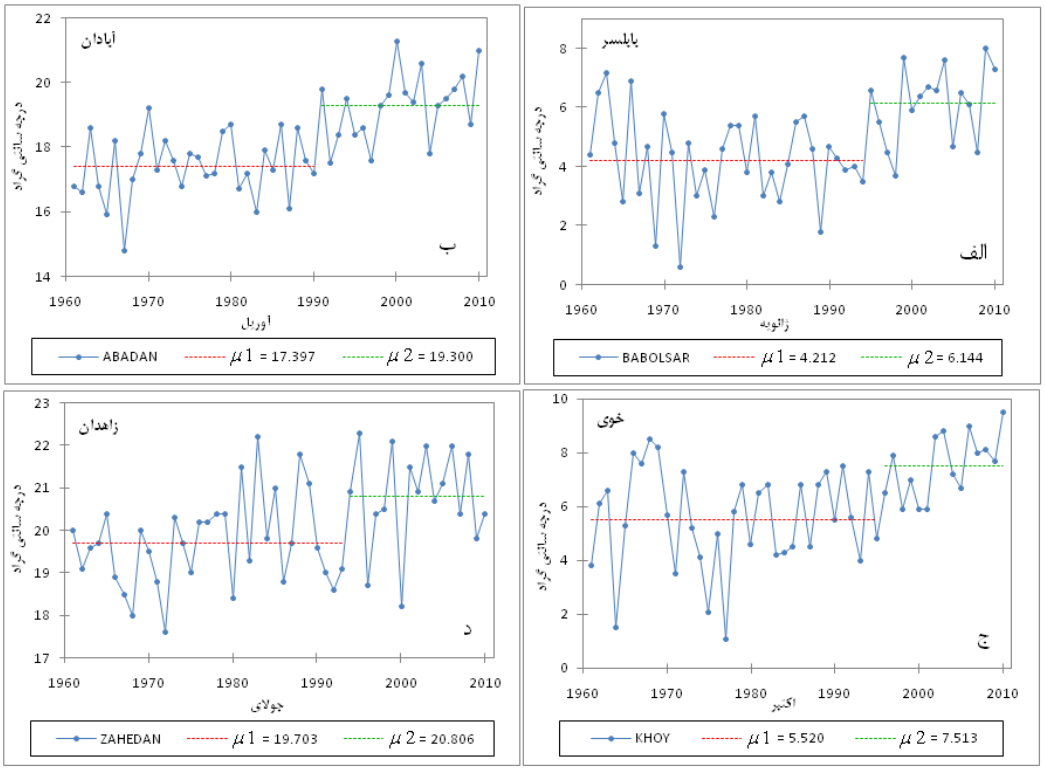
شکل (۳ الف تا ج) سال تغییر در سری زمانی داده های کمینه دما حاصل از روش پتیت را برای چهار ایستگاه منتخب بابلسر، آبادان، زاهدان و خوی نشان می دهد. میانگین کمینه دمای ماه ژانویه در بابلسر قبل از سال ۱۹۹۳ (μ_1) معادل ۴/۲ و بعد از آن (μ_2) معادل ۶/۱ می باشد که در سطح ۹۹ درصد معنی دار می باشد. سال تغییر در سری زمانی برای ایستگاه آبادان ۱۹۹۰، ایستگاه خوی ۱۹۹۵ و ایستگاه زاهدان ۱۹۹۳ می باشد.

در اغلب ماه ها و ایستگاه های مورد مطالعه نیز، سال تغییر در کمینه و بیشینه دما در دهه ۱۹۹۰ بوقوع پیوسته است. متفاوت بودن سال تغییر در ایستگاه ها می تواند ناشی از تاثیر عوامل محلی مانند توپوگرافی در تعدیل عوامل بزرگ مقیاس اقلیمی باشد (قاسمی، ۱۳۹۱: ۶۲). مطالعات متعددی نیز در دنیا نشان داده اند که تغییر در سری های زمانی دمای هوا در دهه ۱۹۹۰ اتفاق افتاده است (یوستا اقلو[1]، ۲۰۱۲: ۲۸۵؛ روی و زی هوان، ۲۰۱۳: ۳؛ زرین ستانک و همکاران، ۲۰۱۴: ۲۸۷).

1-Ustaoghlu

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]



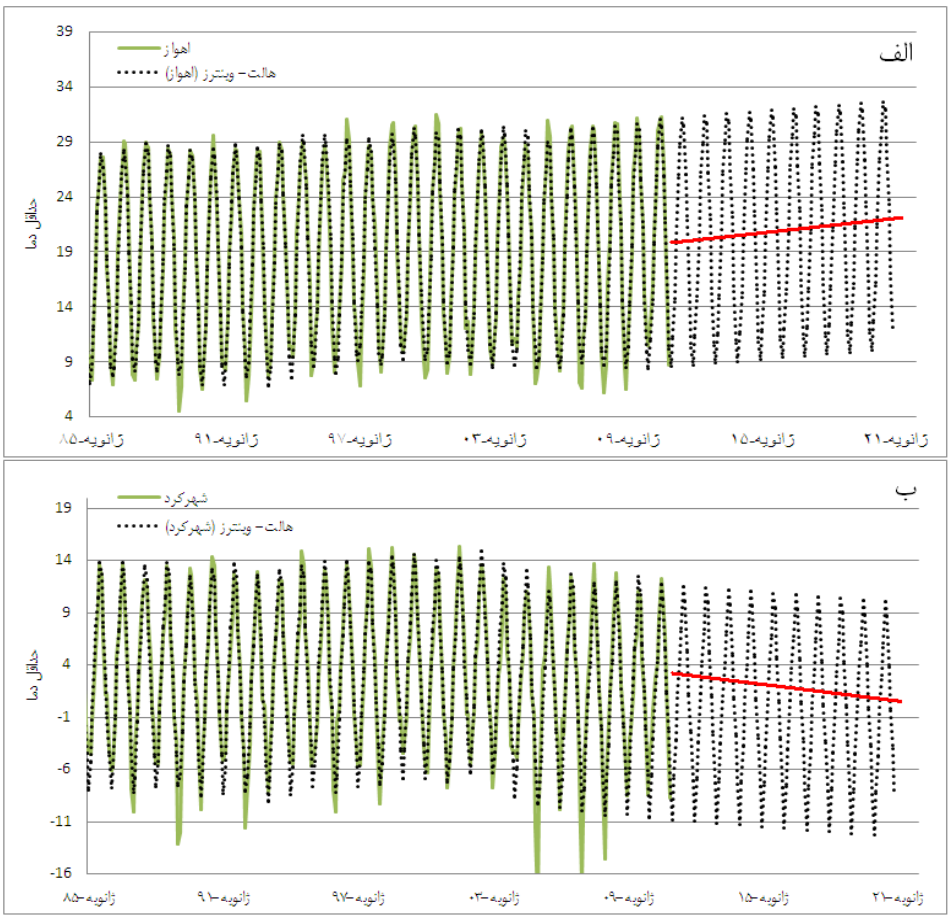
شکل (۳). تغییرات کمینه دمای ماهانه در ایستگاه های بابلسر، آبادان، زاهدان و خوی در دوره آماری ۱۹۶۱-۲۰۱۰

برازش مدل هالت- وینترز

از مدل هالت- وینترز برای مدل سازی تغییرات دما و همچنین پیش بینی آن استفاده شد. نتایج برازش این مدل بر داده های کمینه ماهانه دما و مقادیر پیش بینی شده تا سال ۲۰۲۰ برای دو ایستگاه منتخب اهواز و شهرکرد در شکل ۴ الف و ب ارائه شده است که از برازش مناسب داده های برآورد شده توسط مدل بر داده های واقعی حکایت دارند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]



شکل (۴). مقادیر واقعی و پیش بینی شده توسط مدل هالت- وینترز برای کمینه دمای اهواز و شهرکرد (برای افزایش کیفیت نمودارها، نتایج از سال ۱۹۸۵ نمایش داده شده است)

نتایج حاصل از این مدل برای تمامی ایستگاه های مورد بررسی در جدول ۳ ارائه شده است. با توجه به مقادیر R^2 و مجموع مربعات خطای بدست آمده، می توان نتیجه گرفت که این مدل توانایی مدل سازی تغییرات دما در کشور را دارد. مقدار ضریب تبیین این مدل در تمام ایستگاه ها برای کمینه دما بین ۰/۸۸ تا ۰/۹۸ و برای بیشینه دما بین ۰/۹۱ تا ۰/۹۸ متغیر است. البته قابل توجه است که مقدار ضریب تبیین به تنهایی قادر به ارزیابی یک مدل نیست بنابراین علاوه بر آن، سه شرط عنوان شده در بخش داده ها و روش ها نیز جهت ارزیابی کارایی مدل ها مورد بررسی قرار گرفت.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

جدول (۳). مقادیر ضریب تبیین، مجموع مربعات خطا و ضرایب هموار سازی مدل هالت- وینترز برای کمینه و بیشینه (اعداد داخل پرانتز) دما

ایستگاه	R^2	RMSE	Gamma	Beta	alpha
آبادان	۰/۹۶ (۰/۹۷)	۱/۴۳(۱/۷۰)	۰/۱۵(۰/۱۸)	۰/۰۲(۰/۰۲)	۰/۰۹(۰/۲۲)
اهواز	۰/۹۷ (۰/۹۸)	۱/۳۸(۱/۶۳)	۰/۱۸(۰/۱۵)	۰/۰۲(۰/۰۱)	۰/۱۰(۰/۲۰)
اراک	۰/۹۳ (۰/۹۴)	۲/۱۶(۱/۶۲)	۰/۰۸(۰/۱۱)	۰/۰۱(۰/۰۱)	۰/۱۷(۰/۱۶)
بابلسر	۰/۹۷ (۰/۹۵)	۱/۲۴(۱/۵۸)	۰/۱۰(۰/۱۴)	۰/۰۲(۰/۰۱)	۰/۰۴(۰/۰۷)
بم	۰/۹۶(۰/۹۴)	۱/۶۳(۱/۹۷)	۰/۱۳(۰/۱۴)	۰/۰۲(۰/۰۲)	۰/۰۲(۰/۰۹)
بندرعباس	۰/۹۷ (۰/۹۵)	۱/۰۹(۱/۲۵)	۰/۱۴(۰/۱۸)	۰/۰۱(۰/۰۱)	۰/۱۳(۰/۱۸)
انزلی	۰/۹۶(۰/۹۴)	۱/۴۳(۱/۸۳)	۰/۱۲(۰/۱۶)	۰/۰۱(۰/۰۱)	۰/۰۹(۰/۱۱)
بیرجند	۰/۹۵ (۰/۹۵)	۱/۷۱(۲/۰۷)	۰/۱۵(۰/۱۳)	۰/۰۱(۰/۰۲)	۰/۰۷(۰/۰۹)
بوشهر	۰/۹۷ (۰/۹۶)	۱/۱۲(۱/۴۹)	۰/۱۷(۰/۲۲)	۰/۰۲(۰/۰۲)	۰/۱۲(۰/۲۱)
دزفول	۰/۹۶(۰/۹۷)	۱/۴۷(۱/۷۴)	۰/۲۰(۰/۱۶)	۰/۰۲(۰/۰۱)	۰/۰۷(۰/۱۳)
اصفهان	۰/۹۷ (۰/۹۶)	۱/۴۱(۱/۸۵)	۰/۱۰(۰/۱۳)	۰/۰۱(۰/۰۱)	۰/۱۲(۰/۰۸)
قزوین	۰/۹۴ (۰/۹۵)	۱/۸۲(۱/۷۰)	۰/۱۲(۰/۱۳)	۰/۰۳(۰/۰۲)	۰/۱۸(۰/۱۷)
گرگان	۰/۹۶(۰/۹۳)	۱/۴۵(۲/۰۶)	۰/۱۴(۰/۱۴)	۰/۰۱(۰/۰۱)	۰/۱۸(۰/۰۸)
همدان	۰/۹۱ (۰/۹۵)	۲/۴۰(۲/۷۰)	۰/۰۷(۰/۱۴)	۰/۰۲(۰/۰۲)	۰/۲۱(۰/۲۳)
کرمان	۰/۹۴ (۰/۹۵)	۱/۷۴(۱/۸۸)	۰/۱۵(۰/۱۳)	۰/۰۳(۰/۰۱)	۰/۱۱(۰/۰۴)
کرمانشاه	۰/۹۴ (۰/۹۶)	۱/۷۳(۲/۱۱)	۰/۱۶(۰/۱۱)	۰/۰۲(۰/۰۱)	۰/۰۸(۰/۱۱)
خرم آباد	۰/۹۵ (۰/۹۷)	۲/۴۳(۱/۸۰)	۰/۱۲(۰/۱۷)	۰/۰۳(۰/۰۱)	۰/۰۲(۰/۱۴)
خوی	۰/۹۲ (۰/۹۴)	۲/۲۷(۲/۶۰)	۰/۱۵(۰/۱۲)	۰/۰۴(۰/۰۲)	۰/۲۲(۰/۱۹)
مشهد	۰/۹۴ (۰/۹۴)	۱/۹۲(۲/۴۹)	۰/۱۰(۰/۱۱)	۰/۰۱(۰/۰۲)	۰/۰۶(۰/۰۷)
ارومیه	۰/۹۵ (۰/۹۶)	۱/۷۳(۲/۱۶)	۰/۱۱(۰/۱۲)	۰/۰۱(۰/۰۱)	۰/۱۷(۰/۱۷)
رامسر	۰/۹۶(۰/۹۵)	۱/۲۷(۱/۵۷)	۰/۱۱(۰/۱۴)	۰/۰۱(۰/۰۱)	۰/۰۷(۰/۰۸)
رشت	۰/۹۵ (۰/۹۱)	۱/۵۰(۲/۱۸)	۰/۱۱(۰/۱۳)	۰/۰۱(۰/۰۲)	۰/۱۸(۰/۰۶)
سبزوار	۰/۹۶(۰/۹۵)	۱/۸۳(۲/۳۷)	۰/۱۲(۰/۱۱)	۰/۰۱(۰/۰۳)	۰/۰۸(۰/۱۳)
سقز	۰/۸۸ (۰/۹۵)	۲/۶۲(۲/۶۱)	۰/۱۲(۰/۱۳)	۰/۰۱(۰/۰۱)	۰/۱۳(۰/۲۰)
سنندج	۰/۹۳ (۰/۹۶)	۲/۰۲(۲/۳۷)	۰/۲۰(۰/۱۹)	۰/۰۲(۰/۰۳)	۰/۰۱(۰/۱۴)
شهرکرد	۰/۹۳ (۰/۹۵)	۱/۹۳(۲/۲۳)	۰/۰۸(۰/۱۴)	۰/۰۱(۰/۰۱)	۰/۱۳(۰/۱۴)
شاهرود	۰/۹۶(۰/۹۶)	۱/۵۸(۲/۰۹)	۰/۱۲(۰/۱۴)	۰/۰۱(۰/۰۳)	۰/۰۶(۰/۱۵)
شیراز	۰/۹۸ (۰/۹۷)	۱/۱۳(۲/۷۲)	۰/۱۷(۰/۱۴)	۰/۰۲(۰/۰۱)	۰/۱۵(۰/۱۸)
تبریز	۰/۹۵ (۰/۹۶)	۱/۹۰(۲/۳۲)	۰/۱۱(۰/۱۲)	۰/۰۲(۰/۰۱)	۰/۱۵(۰/۱۴)
تهران	۰/۹۶(۰/۹۶)	۱/۷۵(۲/۱۴)	۰/۱۳(۰/۱۲)	۰/۰۲(۰/۰۳)	۰/۰۹(۰/۱۴)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

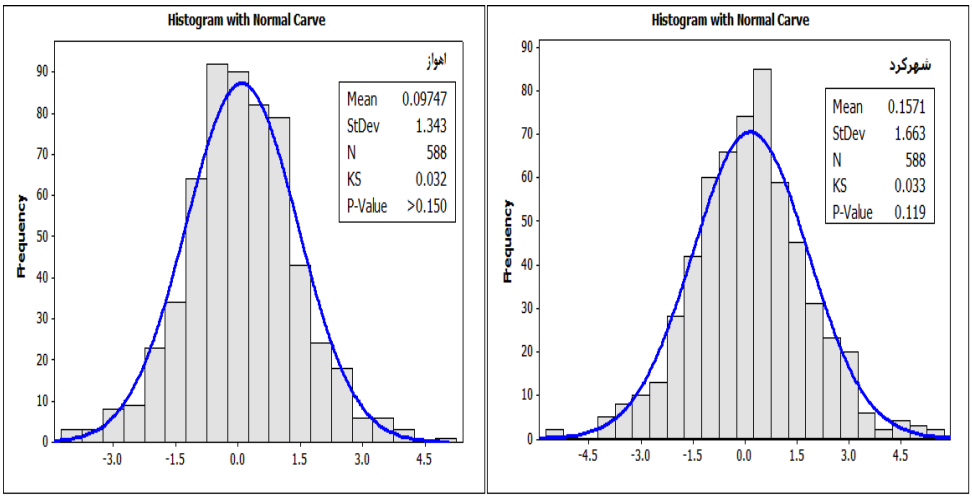
[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

ادامه جدول(۳).

alpha	Beta	Gamma	RMSE	R^2	ایستگاه
۰/۰۵(۰/۱۰)	۰/۰۲(۰/۰۱)	۰/۱۰(۰/۱۲)	۱/۷۸(۲/۲۳)	۰/۹۵ (۰/۹۵)	تربت حیدریه
۰/۰۳(۰/۰۴)	۰/۰۱(۰/۰۱)	۰/۱۳(۰/۱۴)	۱/۵۱(۲/۰۵)	۰/۹۶ (۰/۹۵)	یزد
۰/۱۷(۰/۱۷)	۰/۰۴(۰/۰۲)	۰/۱۲(۰/۱۳)	۱/۸۵(۱/۸۸)	۰/۹۳ (۰/۹۵)	زاهدان
۰/۰۸(۰/۱۱)	۰/۰۱(۰/۰۲)	۰/۱۲(۰/۱۴)	۲/۰۹(۲/۳۹)	۰/۹۳ (۰/۹۵)	زنجان

ارزیابی کارایی مدل هالت- وینترز

نتایج آزمون کولموگروف- اسمیرنوف برای مانده های مدل در تمامی ایستگاه ها نشان داد که مانده های مدل نرمال می باشند. درصورتیکه مانده های مدلی نرمال نباشند (مثلا چولگی به راست داشته باشد) نشان دهنده این واقعیت خواهد بود که مدل مقادیر بیشتر از میانگین را خوب و مقادیر کمتر از میانگین را با خطای زیاد برآورد کرده است. شکل ۵ نشان می دهد که منحنی نرمال بر بافت‌نگار (هیستوگرام) مانده های مدل در دو ایستگاه منتخب اهواز و شهرکرد به خوبی برازش داده شده است. با توجه به اینکه فرض صفر آزمون کولموگروف- اسمیرنوف دلالت بر نرمال بودن داده ها دارد و مقادیر P-Value برای هر دو ایستگاه بیشتر از ۰/۰۵ می باشد، فرض صفر رد نشده و نرمال بوده مانده ها تایید می گردد.

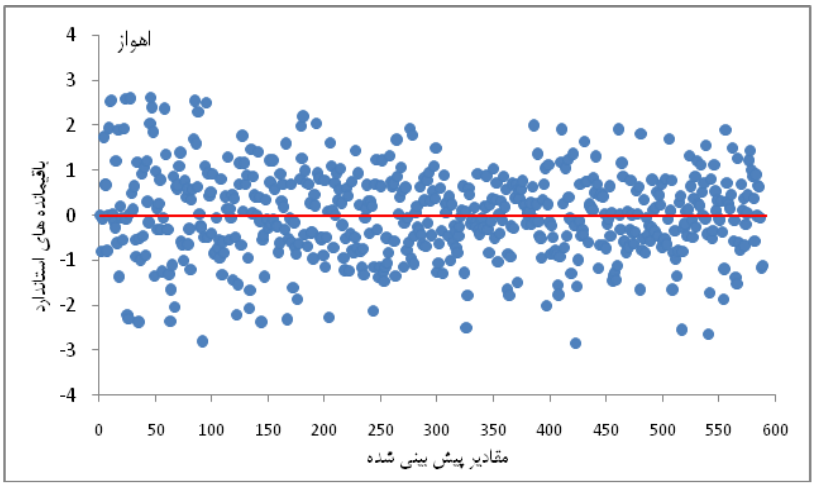


شکل (۵). بافت نگار مانده های مدل در دو ایستگاه اهواز و شهرکرد به همراه منحنی نرمال برازش داده شده بر آنها

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

مقدار آماره آزمون دوربین- واتسون برای دو ایستگاه اهواز و شهرکرد به ترتیب ۱/۷۶ و ۱/۸۸ بدست آمد که از مقدار بحرانی در سطح ۹۹٪ بیشتر است (فرشادفر، ۱۳۸۱: ۲۴۱) بنابراین مانده های مدل مستقل و نسبت به هم ناهمبسته هستند. نتایج این آزمون نشان داد مانده های مدل در تمام ایستگاه ها مستقل هستند. نمودار باقیمانده های استاندارد شده (y) در برابر مقادیر پیش بینی شده (x) به عنوان نمونه برای ایستگاه اهواز (شکل ۶) پراگندگی مناسب و بدون الگوی داده ها در اطراف خط y=0 را نشان می دهد یعنی به ازای هر مقدار از متغیر x واریانس خطاها تقریبا ثابت و بیان کننده تساوی واریانس مانده ها می باشد (فرشادفر، ۱۳۸۱: ۲۳۵). این شرط نیز برای تمامی ایستگاه های مورد مطالعه بررسی و تایید گردید.



شکل (۶). نمودار باقیمانده های استاندارد مدل هالت- وینترز در برابر مقادیرواقعی برای ایستگاه اهواز

بنابراین با توجه به اثبات کارایی مناسب مدل هالت- وینترز می توان با قرار دادن ضرایب بدست آمده (جدول ۳) در روابط این مدل، از آن برای پیش بینی کمینه و بیشینه دمای کشور استفاده نمود که نتایج آن در زیر آمده است.

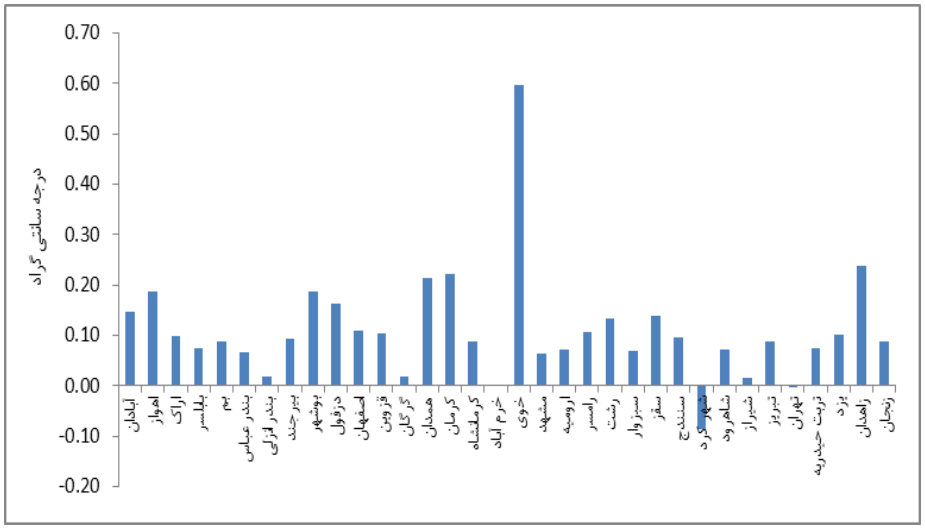
پیش بینی دما برای دهه ۲۰۱۰ (۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰)

شکل (۷) مقادیر تغییرات پیش بینی شده کمینه دما توسط مدل هالت وینترز را برای دهه ۲۰۱۰ نشان می دهد. مقادیر پیش بینی شده دما برای این دوره زمانی در اغلب ایستگاه ها افزایشی می باشد هر چند این افزایش در ایستگاه های شیراز، گرگان و انزلی بسیار اندک است. بیشترین مقدار افزایش دما برای ایستگاه خوی و به مقدار ۰/۶ درجه در دهه بدست آمده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

مدل های جوی نیز پیش بینی می کنند که دمای کره زمین تا سال ۲۱۰۰ بین ۱ تا ۵/۳ درجه سانتی گراد افزایش خواهد یافت (خوش اخلاق و روستا، ۱۳۸۸: ۱).

مدل هالت- وینترز برای ایستگاه شهرکرد روند کاهشی را برای دهه ۲۰۱۰ پیش بینی نموده است. این ایستگاه از اندک ایستگاه های کشور است که روند تغییرات کمینه دمای ماهانه آن نیز در تمامی ماه ها در کل دوره مورد مطالعه (۲۰۱۰-۱۹۶۱) کاهشی بوده است.

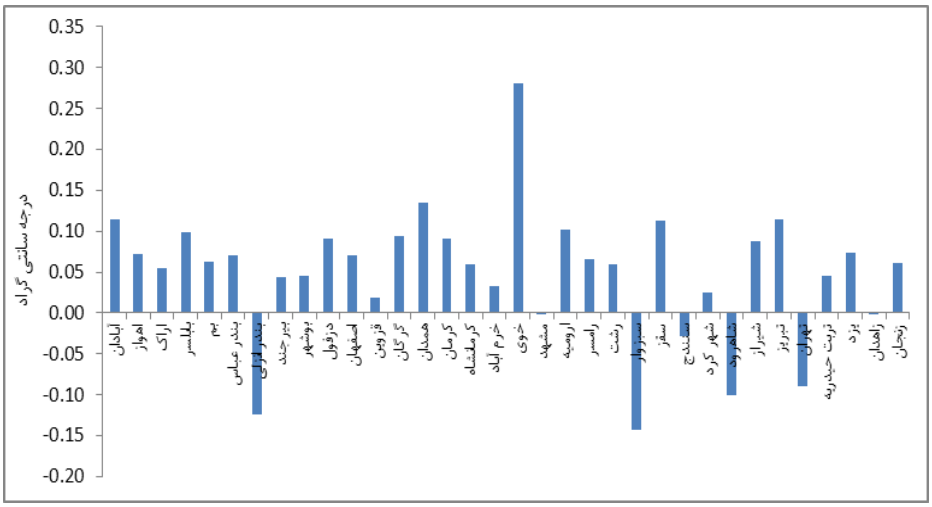


شکل (۷). مقادیر تغییرات پیش بینی شده کمینه دما توسط مدل هالت- وینتز تا سال ۲۰۲۰

مقادیر پیش بینی شده برای بیشینه دما نیز نشان می دهد که در اغلب ایستگاه ها دما تا سال ۲۰۲۰ دارای یک روند افزایشی خواهد بود که مانند کمینه دما، بیشترین افزایش مربوط به ایستگاه خوی و به مقدار ۰/۲۸ می باشد. درحالیکه نتایج مدل هالت- وینترز از کاهش دمای بیشینه در ایستگاه های تهران، شاهرود، سنندج، سبزوار و انزلی تا سال ۲۰۱۰ حکایت دارد (شکل ۸).

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]



شکل (۸). مقادیر تغییرات پیش بینی شده بیشینه دما توسط مدل هالت- وینتز تا سال ۲۰۱۰

نتیجه گیری

در این پژوهش با استفاده از روش های من- کندال و سن مقدار و شدت روند داده های کمینه و بیشینه دما و بوسیله آزمون پتیت سال تغییر در سری های زمانی برای یک دوره آماری ۵۰ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۱) در ۳۴ ایستگاه سینوپتیک کشور بررسی گردید و در نهایت با استفاده از مدل هالت- وینترز تغییرات دما مدل سازی و تا سال ۲۰۲۰ پیش بینی شد.

مقایسه نتایج مقادیر پیش بینی شده توسط مدل تا سال ۲۰۲۰ برای کمینه و بیشینه دما نشان می دهد که کمینه دما بیشتر از بیشینه دما با افزایش روبرو خواهد شد. به عبارت دیگر می توان انتظار داشت که تفاوت بین کمینه و بیشینه دما در اغلب نقاط کشور کاهش یابد. نکته قابل توجه این است که بطور متوسط روند تغییرات کمینه دما در ایستگاه های واقع در مناطق گرم و خشک کشور دارای شیب افزایشی بیشتری نسبت به بقیه مناطق کشور است. درحالیکه شیب تغییرات بیشینه دما در مناطق گرم و خشک با دیگر مناطق تقریبا یکسان می باشد. به عبارت دیگر ایستگاه های واقع در مناطق گرم و خشک کشور با شیب تندتری نسبت به دیگر مناطق گرم می شوند.

بر اساس نتایج آزمون پتیت در اغلب ماه ها و ایستگاه های مورد مطالعه، سال تغییر در سری های کمینه و بیشینه دما در دهه ۱۹۹۰ بوقوع پیوسته است که با بسیاری از مطالعات انجام شده در دنیا مطابقت دارد (مانند: روی و زی هوان، ۲۰۱۳: ۳؛ زرین ستانک و همکاران، ۲۰۱۴: ۲۸۷). مقادیر پیش بینی شده کمینه و بیشینه دما توسط مدل هالت وینترز تا سال ۲۰۲۰

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

نشان داد که به جز ایستگاه های شهرکرد، تهران، شاهرود، سنندج، سبزه وار و بندر انزلی و دیگر ایستگاه ها با افزایش کمینه و بیشینه دما مواجه خواهند شد که مقدار این افزایش در ایستگاه ها متفاوت و بیشینه آن در ایستگاه خوی خواهد بود.

منابع و مآخذ

۱. ابریشمی، حمید، بهرادمهر، نفیسه، سیفی، طاهره (۱۳۹۲). **پیش بینی قیمت نفت خام با استفاده از تبدیل موجک، مدل های غیرخطی و خطی**، فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصاد کاربردی ایران، شماره ۷، صص ۶۲-۴۱.

۲. اسمعیل پور، مرضیه، دین پژوه، یعقوب (۱۳۹۱). **تحلیل روند بلندمدت تبخیرو تعرق پتانسیل در حوضه جنوبی رود ارس**، جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، شماره ۴۷، صص۲۱۰- ۱۹۳.

۳. خورشیددوست، علی‌محمد، صنیعی، راحله، قویدل رحیمی، یوسف (۱۳۸۸). **پیش بینی دماهای کرانگین اصفهان با استفاده از روش سری های زمانی**، فصلنامه فضای جغرافیایی، شماره ۲۶، صص ۳۱-۴۸.

۴. خوش اخلاق، فرامرز، روستا، ایمان (۱۳۸۸). **بررسی افزایش درجه حرارت کره زمین و پیامدهای آن بر ایران و جهان**، همایش بین المللی تحولات جدید ایران و جهان، قزوین، ۱۵-۱۴ مهر، صص ۹-۱.

۵. سبزی پرور، علی اکبر، سیف، زهرا، قیامی، فرشته (۱۳۹۲). **تحلیل روند دما در برخی از ایستگاه های مناطق خشک و نیمه خشک**. جغرافیاوتوسعه. شماره۳۰، صص ۱۳۸-۱۱۷.

۶. عزیزی، قاسم، روشن، علی اصغر (۱۳۸۴). **بررسی خشکسالی ها- ترسالی ها و امکان پیش بینی آنها با استفاده از مدل سری زمانی هالت وینترز در استان هرمزگان**، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۹، صص ۶۳-۴۸.

۷. عساکره، حسین (۱۳۹۲). **تحلیل روند موسم های خشک و تر در شهر زنجان**، جغرافیا و توسعه، شماره ۳۱، صص ۵۶-۴۷.

۸. فرشاد فر، عزت الله (۱۳۸۱). **اصول و روش های آماری. انتشارات طاق بستان**. ۷۳۳ صفحه.

۹. قاسمی، احمد رضا (۱۳۹۱). **مدل‌سازی تغییرات زمانی و مکانی پوشش ابری با تاکید بر روزهای بارش در ایران**. رساله دکتری، جغرافیای طبیعی- اقلیم شناسی، دانشگاه تبریز، ۱۲۰ صفحه.

۱۰. قویدل رحیمی، یوسف (۱۳۹۱). **مدل های زمانی تحلیل و پیش بینی دماهای فرین پایین تهران**، فصلنامه فضای جغرافیایی، شماره ۳۷، صص ۱۵۷- ۱۴۱.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]

۱۱. مسعودیان، سید ابوالفضل (۱۳۸۳). **بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته**، فصلنامه جغرافیا و توسعه، شماره ۳، صص ۱۰۶-۸۹.

۱۲. مسعودیان، سید ابوالفضل، کاویانی، محمد رضا (۱۳۸۷). **اقلیم شناسی ایران**، انتشارات دانشگاه اصفهان، ۱۷۹ صفحه.

Jahani, M, B.Salahi and M.T. Masomi. (2013). ***Germi County Seasonal Precipitation Routing and Analysis, Using Holt-Winters Method for Time Series with Non-Seasonal Changes***. Tech. J. Eng. and Appl. Sci., 11: 950-953.

Salami, A.W, A.A. Mohammed, Z.H.Abdulmalik, O.K.Olanlokun. (2014). ***Trend Analysis of Hydro-meteorological Variables using the Mann-Kendall Trend Test: Application to the Niger River and the Benue sub-basins in Nigeria***. Int. J. Technol., 2: 100-110.

Bisai, D, S.Chatterjee, A.Khan, and N.Barman. (2014). ***Long Term Temperature Trend and Change Point: A Statistical Approach***. Open J. Atmos. Climate. Change, 1: 32-42.

Mishra,N, D.Khare, R.Shukla, and L.Singh. (2013). ***A Study of Temperature Variation in Upper Ganga Canal Command India***. AWRP. 1: 45-51.

Roy,T.D. and K.K.Das. (2013). ***Temperature Trends at Four Stations of Assam during the period 1981-2010***. Int. J. of Sci. and Res. Pub., 3: 1-3.

Zarenistanak,N, A.Dhorde, and R.H.Kripalani. (2014). ***Trend analysis and change point detection of annual and seasonal precipitation and temperature series over southwest Iran***. J. Earth Syst. Sci., 123: 281–295.

Ustaoghlu,B. (2012). ***Trend analysis of annual mean temperature data using Mann-Kendall rank correlation in Turkey for the period of 1970-2011***. The 2nd International Balkan Conference (IBAC 2012).10-13 October 2012. Tirana-Albania.

Jain, S.K. and V.Kumar. (2012). ***Trend analysis of rainfall and temperature data for India***. Current Sci., 102: 37-49.

Gundalia, M.j. and M.B.Dholakia. (2012). ***Prediction of maximum/minimum temperatures using Holt Winters Method with Excel Spread Sheet for Junagadh Region***. Int. J. Eng. Res. & Technol., 6: 1-8.

Smadi, M, and A, Zghoul. (2006). ***A Sudden Change in Rainfall Characteristics in Amman, Jordan during the Mid-1950s***. American J. of Environmental Sci., 3: 84-91.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22287736.1395.16.43.1.8]