

تجزیه و تحلیل غیرخطی سری زمانی دمای حداکثر روزانه در ایستگاه کرمان بر مبنای نظریه آشوب

امیر اسلامی¹، بیژن قهرمان^{2*}، پیمان اسلامی³ و علی نقی ضیایی⁴

تاریخ دریافت: 1394/7/20 تاریخ پذیرش: 1394/11/21

چکیده

برای شناسایی پویایی هر سیستم نیاز است رفتار غیرخطی آن بر مبنای الگوریتم‌های خاصی مانند نظریه آشوب بررسی گردد. شناخت رفتار غیرخطی پارامتری مانند دمای هوا که جزئی کلیدی، از هر مدل نظری آب و هوا می‌باشد، از اهمیتی خاص برخوردار است. در این تحقیق رفتار غیر خطی سری زمانی 25 ساله دمای حداکثر روزانه در ایستگاه کرمان با استفاده از نظریه آشوب مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. بر این اساس، پارامترهای مورد نیاز برای بازسازی فضای فاز، زمان تأخیر و بُعد نشاننده، به ترتیب 82 روز و 7 روز محاسبه شدند. همچنین نتایج حاصله حاکی از وجود آشوب در این سری زمانی بود. بطوری که بُعد همبستگی و حداکثر نمای لیاپانف به ترتیب 2/78 و 0/0149 بدست آمدند.

واژه‌های کلیدی: بُعد نشاننده، دمای هوا، رفتار غیرخطی، فضای فاز، زمان تأخیر و نظریه آشوب

مقدمه

چنین می‌باید آب و هوا را بصورت مجموعه شرایط اتمسفری از سیستم پویا و آشوب‌ناک که دارای تغییرات قطعی باشد، تعریف نمود (Lorenz., 1993). بدین ترتیب، این امکان وجود دارد که با استفاده از شناخت پویایی غیرخطی سیستم، پیش‌بینی دقیقی از آینده کوتاه-مدت مجموعه داده‌ها به عمل آورد (Kantz and Schreiber., 2004).

نظریه آشوب شاخه‌ای از علم ریاضیات است که به مطالعه رفتار سیستم‌های دینامیکی که به شرایط اولیه بسیار حساس بوده، می‌پردازد. نکته کلیدی نظریه این است که نباید نظم را تنها در یک مقیاس جستجو کرد و پدیده‌ای که در مقیاس محلی، کاملاً تصادفی و غیر قابل پیش‌بینی به نظر می‌رسد، چه بسا در مقیاس بزرگ‌تر به طور کامل پایا و قابل پیش‌بینی باشد (Kellert., 1993). در طول دهه‌های گذشته، این کشف که «سیستم‌های بسیار ساده قطعی می‌توانند سری زمانی به ظاهر نامنظم تولید کنند» منجر به این شد که محققان به شناسایی چنین سیستم‌هایی در زمینه‌های مختلف علوم فیزیکی و طبیعت ورود پیدا کنند.

بیش‌ترین ارتباط مستقیم بین نظریه آشوب و دنیای واقعیت تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی از سیستم‌های واقعی در شرایط پویایی غیرخطی است که ابزارهای جدید و مقادیری برای توصیف داده‌های سری زمانی نامنظم را فراهم می‌کند. برای شناسایی پویایی غیرخطی سیستم ابتدا نیاز است داده‌های سری زمانی که در فضای

تغییر اقلیم و افزایش مداوم درجه حرارت در مقیاس محلی، منطقه‌ای و جهانی سبب شده شناخت رفتارهای پارامترهای تأثیرگذار در اقلیم (مانند دمای هوا که جزئی کلیدی از هر مدل نظری یا پدیدار شناسانه آب و هوا می‌باشد)، از اهمیت خاصی برخوردار باشد (Millán et al., 2010). بررسی متغیرهای آب و هوایی عموماً با استفاده از آمار خطی استاندارد (مانند آمار توصیفی یا آنالیز تصادفی خطی) انجام می‌شود، با این فرض که داده‌ها به طور ضمنی نرمال گوسی بوده و فاقد همبستگی می‌باشند (Larsen et al., 2005). آنالیز خطی سری‌های زمانی می‌تواند رفتارهای منظم و قاعده‌مند را مورد تجزیه و تحلیل قرار دهد و هر رفتاری که نامنظم باشد و از این طریق نتوان تحلیل نمود به عنوان فرایند تصادفی در نظر گرفته می‌شود (Strozzi et al., 2007). در ابتدا Saltzman (1959) و Lorenz (1963) بودند که آب و هوا را به عنوان سیستم پیچیده غیرخطی شامل هر دو جزء قطعی و تصادفی معرفی کردند (Millán et al., 2010). هم -

- 1- دانشجوی دکترای آبیاری و زهکشی، گروه مهندسی آب دانشگاه فردوسی مشهد
 - 2- استاد گروه مهندسی آب دانشگاه فردوسی مشهد
 - 3- فوق دکترا در بخش ریاضی دانشگاه وارویک انگلستان
 - 4- استادیار گروه مهندسی آب دانشگاه فردوسی مشهد
- * - نویسنده مسئول:
(Email: bijangh@um.ac.ir)

این داده‌ها محرز گردید (Sivakumar et al., 1996; 1998). میلان و همکاران هشت سری زمانی بارش روزانه از عرض‌های جغرافیایی مختلف دور دنیا را با دوره آماری بارندگی 9 ساله (1997-2005) مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن بود که تمامی سیگنال‌های بارش ساختار آشوب‌ناکی با حداکثر نماهای لیاپانف مثبت 2 را دارا هستند (Millán et al., 2011). همان‌طور که از مطالعات گذشته مشخص است وجود آشوب در دبی رودخانه‌های مختلف یا بارندگی در اقلیم‌های متفاوت محرز می‌باشد. حداکثر بُعد همبستگی بدست آمده نیز معادل 5 می‌باشد. پایین بودن ابعاد همبستگی در این تحقیقات به دلیل وجود آشوب در داده‌های هیدرولوژیکی است (Sivakumar., 1999).

میلان و همکاران مطالعات خود را با هدف تعیین کمیت تغییرات غیرخطی سری زمانی مشاهده شده متوسط درجه حرارت روزانه و نقطه شبنم ثبت شده در بابل‌سر به انجام رساندند. نتایج حاکی از آشوب‌ناک بودن هر دو سری زمانی، دمای متوسط و دمای نقطه شبنم، با توجه به مثبت بودن حداکثر نمای لیاپانف بود. در این تحقیق علاوه بر به‌دست آوردن نمای لیاپانف آزمون‌های قطعی و ایستایی نیز از طریق نمودار بازگشتی صورت پذیرفته است (Millán et al., 2010).

از سوابق تحقیقات می‌توان چنین برداشت نمود که تاکنون مطالعات اندکی بر روی تجزیه و تحلیل غیرخطی پارامترهای هواشناسی صورت گرفته است، که آن هم بر روی پارامترهایی بحث شده است که ماهیت میانگین داشته‌اند. در حالی که، پارامترهایی چون دمای حداکثر، دسته‌ی دیگری از پارامترها را تشکیل می‌دهند که رفتار آن‌ها با پارامترهایی از جنس میانگین متفاوت است. این تحقیق با اهداف: (الف) بازسازی فضای فاز سری زمانی دمای حداکثر روزانه با استفاده از پارامترهای بهینه زمان تأخیر و بُعد نشاننده و (ب) به کمیت در آوردن آشوب به کمک روش‌هایی مانند حداکثر نمای لیاپانف و بُعد همبستگی انجام پذیرفت.

مواد و روش‌ها

آمار 25 سال (1984-2008 میلادی) دمای حداکثر روزانه از ایستگاه سینوپتیک با مشخصات جغرافیایی $15^{\circ} 30'$ عرض شمالی و $58^{\circ} 56'$ طول شرقی و ارتفاع 1754 متر از سطح دریا در غرب شهر کرمان استفاده شد. میانگین 25 ساله در دوره آماری مورد مطالعه برای پارامترهای مختلف هواشناسی این ایستگاه از جمله دما 16/1 درجه سانتی‌گراد، رطوبت نسبی 34/1 درصد، بارندگی 108 میلی‌متر در سال، تبخیر از سطح تشت 2681 میلی‌متر در سال (25 برابر باران سالانه)، ساعت آفتابی 9 ساعت در روز، سرعت باد (ارتفاع 2 متری) 2 متر بر ثانیه می‌باشد.

چند بُعدی به صورت اسکالر است تبدیل به بردارگردند که این امر با استفاده از روش تأخیر (Takens., 1981) امکان پذیر است. در راستای بازسازی فضای حالت/فاز، بردارهای تأخیر جایگزین بردارهای حالت می‌شوند. برای تشکیل بردارهای تأخیر شناخت دو پارامتر: مولفه‌های (درایه‌های) موجود در این بردارها (بُعد نشاننده¹، m) و فاصله زمانی بین هر دو مؤلفه (زمان تأخیر، τ) لازم است. سپس برای به کمیت در آوردن آشوب از ویژگی‌هایی مانند بُعد همبستگی (که در واقع بُعد فراکتالی است) یا حداکثر نمای لیاپانف استفاده می‌گردد (Kantz and Schreiber., 2004).

بسیاری از مطالعات گذشته در خصوص بررسی آشوب در فرایندهای هیدرولوژیکی و اقلیمی، مانند سیل، باران، آلودگی هوا و درجه حرارت است و در آن داده‌ها شواهد احتمالی وجود آشوب ارائه شده که دلالت بر امکان پیش‌بینی دقیق در کوتاه مدت دارد. به‌طور نمونه بُعد جاذب برای سری‌های سیلاب در حوزه رودخانه وای‌ها در چین 4/66 بود که حاکی از آشوب‌ناک بودن آن می‌باشد (Zhou et al., 2002). قاهری و همکاران (1391) سری زمانی دبی روزانه رودخانه اهرچای را با استفاده از نظریه آشوب مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج حاصل از محاسبات بیانگر بُعد فرکتالی 4 با زمان تأخیر 65 روز و بُعد نشاننده 13 است که برای بازسازی فضای فاز جریان رودخانه می‌تواند استفاده شود. همچنین نتایج حاصل از پیش‌بینی نشان داد که می‌توان با کمک شناخت تعداد معادلات حاکم بر سیستم و زمان تأخیر آن به پیش‌بینی دبی جریان در حوضه‌های آبریز داخل کشور با دقت مناسب پرداخت. تحقیق بر روی رودخانه ليقوان چای نتایج نشان‌دهنده زمان تأخیر 67 روز، بُعد نشاننده برابر 27 و بُعد همبستگی برابر 5 بود. همچنین جهت پیش‌بینی دبی روزانه این رودخانه هر دو روش نظریه آشوب و برنامه ریزی ژنتیک مناسب بودند (مرادی زاده کرمانی و همکاران، 1391). همچنین در تحلیل و پیش‌بینی دبی روزانه رودخانه کشکان با توجه به نمای لیاپانف مثبت (0/011) و بُعد همبستگی 3/38، شواهد رفتار آشوب‌ناک در سری زمانی دبی مشاهده گردید (انیس حسینی و ذاکر مشفق، 1392).

رویدادهای بارش در مقیاس‌های مکانی و زمانی کوتاه و بلند بسیار نامنظم می‌باشند. شریفی و همکاران در تجزیه و تحلیل وقوع طوفان‌هایی که در کمبریج و ماساچوست اتفاق افتاده بود، برای هر طوفان بُعد همبستگی کم‌تر از 4 را بدست آوردند که نشان دهنده وجود آشوب در این فرایند می‌باشد (Sharifi et al., 1990). سیواکومار و همکاران در خصوص آشوب‌ناکی سری‌های زمانی بارندگی روزانه در سنگاپور مطالعاتی را انجام دادند و وجود آشوب بُعد پایین در

1- این واژه معادل لغت embedding است که در فارسی با نام محاطی ترجمه شده است که نویسندگان اعتقاد دارند واژه‌ی مناسبی برای این منظور نمی‌باشد. به پی‌نوشت مراجعه گردد.

نشانده نامیده می‌شود و τ زمان تأخیر می‌باشد.

انتخاب زمان تأخیر

به دست آوردن برآوردی مناسب از زمان تأخیر τ بسیار با اهمیت است. در واقعیت انتخاب τ مناسب، تجزیه و تحلیل داده‌ها را تسهیل می‌بخشد. اگر τ در مقایسه با مقیاس‌های زمانی داخلی سیستم کوچک باشد، عناصر متوالی بردارهای تأخیر به شدت همبسته می‌شوند. سپس همه بردارهای s_n در اطراف دور خط مورب در \mathbb{R}^m (اعداد حقیقی در بُعد m) تجمع پیدا می‌کنند، مگر با m خیلی بزرگ که ایده‌آل نمی‌باشد. از طرف دیگر، اگر τ خیلی بزرگ باشد، عناصر متوالی تقریباً مستقل گشته، و نقاط ابر بزرگی در \mathbb{R}^m را پر می‌کنند، در حالی که ساختارهای قطعی به مقیاس‌های خیلی کوچک محدود می‌شود (Kantz and Schreiber, 2004). در این حالت جاذب بازسازی شده ممکن است بسیار پیچیده شود حتی اگر جاذب واقعی سیستم ساده باشد (لطف الهی یقین و همکاران، 1392).

برای تعیین زمان تأخیر مناسب، استفاده از تابع میانگین اطلاعات متقابل¹ (AMI) بین داده‌های سری زمانی پیشنهاد شد (Fraser and Swinney, 1986). هر چند که اولین صفر از تابع خودهمبستگی سری زمانی تخمین اولیه مناسبی از زمان تأخیر ارائه می‌کند، با این وجود، این تابع تنها همبستگی خطی را توصیف می‌کند در حالی که اطلاعات متقابل قادر است که ساختار غیرخطی را نیز مورد بررسی قرار دهد (Kantz and Schreiber, 2004). اطلاعات متقابل بین مقادیر x_i و $x_{i+\tau}$ عبارت است از میزان فراگیری در مورد اندازه‌گیری اطلاعات در حالت $x_{i+\tau}$ تحت این فرض که اطلاعات در حالت x_i شناخته شده است. با توجه به سری زمانی $\{x_0, x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_k\}$ و مقادیر حداقل (x_{\min}) و حداکثر (x_{\max}) آن، اختلاف مطلق $|x_{\max} - x_{\min}|$ محاسبه می‌شود، سپس این اختلاف به فواصل مساوی η تقسیم می‌گردد. با اتخاذ زبه عنوان عدد صحیح و تا حد ممکن بزرگ، تابع اطلاعات متقابل به صورت معادله 4 تعریف می‌شود (Hegger et al., 1999):

$$MI = - \sum_{ij} p_{ij}(\tau) \ln \frac{p_{ij}(\tau)}{p_i p_j} \quad (4)$$

که در آن p_i و p_j احتمالاتی می‌باشند که متغیر به ترتیب مقداری در سطوح i -امین و j -امین به خود می‌گیرد و $p_{ij}(\tau)$ احتمال مشترکی است که x_i در سطح i و $x_{i+\tau}$ در سطح j دارد. در حالتی که $p_{ij}(\tau) = p_i p_j$ باشد بین x_i و $x_{i+\tau}$ همبستگی وجود ندارد ($MI(\tau) \rightarrow 0$). به طور معمول، اولین حداقل $MI(\tau)$ نسبت به τ به عنوان مقدار مناسب برای زمان تأخیر (τ) مورد قبول است (Kantz and Schreiber, 2004).

بازسازی و کنترل کیفی داده‌ها

آمار دمایی حداکثر روزانه که در مطالعه اسلامی و قهرمان (1392) با استفاده از برنامه RclimDex کنترل کیفی و بازسازی شده بود استفاده گردید. این برنامه با استفاده از نرم‌افزار آماری R (نسخه 13-2، 2011) اجرا گردید و برای شناسایی داده‌های پرت کاربرد دارد. دسترسی به آن نیز به صورت رایگان در آدرس <http://ccma.seos.uvic.ca/ETCCDMI/software.shtml> امکان‌پذیر است.

تابع خودهمبستگی

رفتار آماری سری زمانی، می‌تواند با استفاده از روش‌های مختلفی مورد تحلیل قرار گیرد. در این تحقیق بررسی آماری اولیه داده‌ها با استفاده از تابع خودهمبستگی یا همبسته‌نگار صورت می‌گیرد که طی آن، ویژگی‌های تصادفی و قطعیت در سری زمانی با توجه به زمان‌های تأخیر به دست می‌آید. تابع خودهمبستگی عبارت است از نسبت کوواریانس سری‌های زمانی x_i و $x_{i+\tau}$ به واریانس آن‌ها که از معادله (1) بدست می‌آید (Box et al., 1994):

$$C(\tau) = \frac{1}{N-\tau} \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(x_{i+\tau} - \bar{x})}{s^2(x)} \quad (1)$$

که در آن $C(\tau)$ تابع خودهمبستگی، N تعداد داده‌ها، τ تأخیر زمانی، x پارامتر مربوطه، \bar{x} میانگین داده‌ها و s انحراف استاندارد است.

بازسازی فضای فاز

قضیه (1981) Takens یا همان روش تأخیر به طور گسترده برای بازسازی فضای فاز استفاده می‌گردد و برای سری‌های زمانی، طولانی مدت مناسب است (Li and Yuan, 2008). در این روش در واقع مشاهدات از طریق بازسازی تأخیری به بردارهای حالت تبدیل می‌گردند. بدین صورت که با استفاده از سری زمانی مانند x_i که در آن $i=1, 2, \dots, N$ است. فضای فاز m بُعدی ساخته می‌شود. به بیان ساده تر شبکه‌ای به طول m از روی سری زمانی عبور داده می‌شود و به این ترتیب ماتریسی با m سطر تشکیل می‌شود. بنابراین ماتریس X برای بازسازی خط سیر سری زمانی x_i به صورت رابطه 2 نشان داده شده است (Takens et al., 1981):

$$X = \begin{bmatrix} x_0 & x_1 & x_2 & \dots & x_{m-1} \\ x_1 & x_2 & x_3 & \dots & x_m \\ x_2 & x_3 & x_4 & \dots & x_{m+1} \end{bmatrix} \quad (2)$$

(1981) Takens نشان داده است که چنین ماتریسی تمامی ویژگی‌های هندسی سیستم دینامیکی اولیه را بیان می‌کند. بدین ترتیب جاذب بازسازی شده (Y_j) مطابق با سری زمانی جدید به صورت رابطه 3 خواهد بود:

$$Y_j = \{x_j, x_{j-\tau}, x_{j-2\tau}, \dots, x_{j-(m-1)\tau}\} \quad (3)$$

که در آن τ m بُعد برداری Y_j است که $j=1, 2, \dots, N-(m-1)\tau$

بُعد نشاننده

یکی از پارامترها مهم دیگر در بازسازی فضای فاز بُعد نشاننده (m) سیستم می‌باشد. در نتیجه حرکت ناپایدار در سیستم‌های آشوب‌ناک، چنانچه m زیاد باشد تعداد عناصر بردار نیز زیاد بوده و بین اولین و آخرین عنصر از بردار تاخیر که اختلاف زمانی نسبتاً زیادی دارند ارتباط کم‌تری برقرار می‌گردد و قطعاً نقش سازنده‌ای نخواهد داشت. بنابراین، داشتن مقدار بزرگ برای m کمک زیادی نکرده و ریسک مغشوش شدن الگوریتم را افزایش خواهد داد (Kantz and Schreiber, 2004).

برای محاسبه حداقل بُعد نشاننده (m)، روش شمارش نزدیک‌ترین همسایه‌های کاذب¹ (FNN) پیشنهاد شد که به‌عنوان متداول‌ترین روش تعیین بُعد نشاننده‌ی بهینه از سری‌های زمانی آشوب‌ناک کاربرد دارد (Kennel et al., 1992). در این روش فرض می‌شود حداقل بُعد نشاننده برای سری زمانی $\{s_i\}$ ، m_0 باشد. این بدین معنی است که جاذب بازسازی شده در فضای تاخیر m_0 -بُعدی تصویری یک-به-یک از جاذب در فضای حالت اصلی باشد به‌طوری که ویژگی‌های آن محفوظ بماند. بنابراین همسایگی‌های نقطه‌ای مشخص بر روی همسایگی‌های آن در فضای تاخیر قرار می‌گیرند. با توجه به هموارسازی، نقاط همسایه مجدداً روی همسایگی‌ها قرار می‌گیرند. با توجه به این تکرار، ساختار آن به مدت طولانی حفظ نشده و در این حالت نقاط روی همسایگی‌های دیگر نقاط بطوری‌که آن‌ها متعلق به ابعاد بالاتر نباشند تصویر می‌شوند. این نقاط همسایگی‌های کاذب نامیده می‌شوند. ایده الگوریتم بدین صورت است که برای هر نقطه x_i در سری زمانی، نزدیک‌ترین همسایگی x_j آن در فضای m -بُعدی جستجو شده و فاصله آن دو $\|x_i - x_j\|$ نیز محاسبه می‌شود. این کار تکرار شده و آماره‌ی زیر از طریق معادله‌ی 5 محاسبه می‌شود:

$$R_i = \frac{\|x_i^{(m+1)} - x_j^{(m+1)}\|}{\|x_i^m - x_j^m\|} \quad (5)$$

در معادله فوق $i = 1, \dots, N - (m - 1)$ و اگر R_i از آستانه تجاوز کند، این نقطه به عنوان نزدیک‌ترین همسایه کاذب مشخص می‌گردد. برای کاربرد صحیح این روش، لازم است قبلاً مقادیر τ و ε برآورد شوند. در عمل رفتار کسری از همسایگی‌های کاذب (در دو بعد همبستگی متوالی) در مقابل مقادیر مختلفی از بُعد نشاننده ترسیم شده و در هر بُعد که منحنی بر محور افقی مماس شود (به صفر نزدیک شد)، مقدار آن m به عنوان بُعد نشاننده‌ی منتخب (حداقل بُعد) در نظر گرفته می‌شود (Hegger et al., 1999).

حداکثر نمای لیپانف

حداکثر نمای لیپانف شاخصی معمول برای رفتار آشوب‌ناک سیستم می‌باشد. این پارامتر نرخ جدایی از مدار در فضای فاز را مشخص می‌کند. این نما با استفاده از روش توسعه داده شده توسط (Kantz (1994) محاسبه می‌شود (Millán et al., 2010). نقطه‌ی x_{n_0} از سری زمانی در فضای نشاننده و همه‌ی همسایه‌های آن با فاصله‌ی کم‌تر از ε انتخاب می‌شوند. سپس میانگین روی فواصل همه همسایه‌ها نسبت به بخش مرجع از مسیر به عنوان تابعی از زمان نسبی محاسبه می‌شود. لگاریتم فاصله‌ی متوسط در زمان Δt برخی نرخ بسط مؤثر در مدت زمان Δt (به همراه لگاریتم فاصله‌ی اولیه) است که شامل تمام نوسانات قطعی در نتیجه‌ی تصویر و پویایی می‌باشد. تکرار، برای مقادیر خیلی زیاد از n_0 نوسانات نرخ‌های بسط مؤثر به طور متوسط خواهد شد. بنابراین حداکثر نمای لیپانف می‌تواند از روی معادله 6 برآورد شود (Kantz and Schreiber, 2004):

$$S(\varepsilon, m, \Delta t) = \frac{1}{N} \sum_{n_0=1}^N \ln \left(\frac{1}{|U(x_{n_0})|} \sum_{x_{n_0+\Delta t} - x_{n_0+\Delta t} < \varepsilon} |x_{n_0+\Delta t} - x_{n_0+\Delta t}| \right) = b + \lambda_m \Delta t \quad (6)$$

S فاکتور کشیدگی²، ε مقیاسی است که فاصله هر نقطه با همسایه‌اش سنجیده می‌شود، m بعد نشاننده، x_{n_0} نقاط مرجع یا به‌طور معمول بردارهای نشاننده، $U(x_{n_0})$ همسایگی x_{n_0} با قطر ε است. هم-چنین x_{n_0} عنصر آخر از x_{n_0} می‌باشد، بنابراین $x_{n_0+\Delta t}$ خارج از محدوده زمان پوشش داده شده توسط بردار تاخیر x_{n_0} می‌باشد. λ_m (حداکثر نمای لیپانف) و b به ترتیب شیب و عرض از مبدأ خط رگرسیون بین فاکتور کشیدگی (S) و Δt است. علامت مثبت نمای لیپانف در یک سیستم پویا، وقوع آشوب و مقدار آن چگونگی وقوع آن را پیش‌بینی می‌کند. مقدار نمای لیپانف بیان می‌کند که قابلیت پیش‌بینی در سیستم به‌طور متوسط با چه سرعتی از دست می‌رود. در واقع، λ_m مثبت بدین معنی است که دو نقطه نزدیک به هم با گذشت زمان به صورت نمایی از هم واگرا شده (حساسیت زیاد به شرایط اولیه) که سرعت واگرایی به مقدار این نما بستگی دارد (Rosenstein et al., 1993; Kantz, 1994). در تحقیق حاضر با توجه به نسبت $\varepsilon_{\max}/\varepsilon_{\min}=10$ ، پنج مقدار مختلف ε انتخاب گردید.

بُعد همبستگی

بُعد همبستگی ابزاری برای تعیین کمیت خود-تشابهی (که یکی از ویژگی‌های فرکتالی سیستم آشوب‌ناک می‌باشد) را فراهم می‌کند. بُعد همبستگی بزرگ‌تر مربوط به درجه پیچیدگی بیش‌تر سیستم و خود-تشابهی کم‌تر می‌باشد. سیگنال‌های تصادفی بُعد نامحدود دارند

بر اساس آمار روزانه ایستگاه کرمان از سال 1984 تا 2008 میلادی، به تعداد 9125 روز تغییرات پارامتر دمای حداکثر به ثبت رسیده است. برخی از مشخصه‌های این پارامتر در طی 25 سال محاسبه و در جدول 1 آورده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد مقدار ضریب چولگی 0/334- بدست آمده است. منفی بودن ضریب چولگی به علت انحراف داشتن داده‌ها به سمت مقادیر کم‌تر از میانگین می‌باشد. در نمودار 2 نیز سری زمانی داده‌های روزانه دمای حداکثر مشاهده می‌گردد. بدیهی است که بررسی این نمودار نشان‌دهنده رفتار تناوبی بودن این پارامتر است.

تابع خودهمبستگی داده‌ها

نمودار 2 تابع خودهمبستگی را برای سری زمانی دمای حداکثر نشان می‌دهد. مشخص است که مقدار خودهمبستگی به‌صورت نمایی به صفر کاهش یافته است. این مورد در زمان تاخیر 91 روز رخ داد. برخی نویسندگان، مانند (Chaudhuri, 2006) معتقدند که رفتار آشوب‌ناک با فرآیند مارکوف مرتبه اول و کاهش نمایی تابع خودهمبستگی در ارتباط می‌باشد. با این حال، هر چند که توابع خودهمبستگی تنها در تجزیه و تحلیل‌های خطی کاربرد دارند، اما برای برآورد اولیه‌ی زمان تاخیر مفید می‌باشند.

میلان و همکاران مقدار زمان تاخیر برای دمای میانگین ایستگاه بابلسر را با استفاده از تابع خودهمبستگی 93 روز بدست آوردند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود تفاوت اندکی، تنها 2 روز، بین زمان تاخیر در دماهای حداکثر و متوسط به‌دست آمده است. به احتمال زیاد این اختلاف کم در اثر تفاوت در پارامتر یا اقلیم دو منطقه می‌باشد (Millán et al., 2010). انیس حسینی و ذاکر مشفق (1392) با بررسی رفتار آماری داده‌های دبی روزانه رودخانه کشکان با استفاده از توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی نوعی تعیین‌پذیری در داده‌ها را مشاهده نمودند.

جدول 1- مشخصات آماری دمای حداکثر روزانه ایستگاه کرمان (1984-2008 میلادی)

مشخصه‌ها	T _{max} (°C)
تعداد داده‌ها	9125
میانگین	25/11
انحراف معیار	8/99
واریانس	80/98
حداکثر مقدار	42
حداقل مقدار	-4
ضریب چولگی	-0/334
ضریب کشیدگی	-0/863

(Zang and Howell, 2004). برای تخمین بُعد همبستگی از روش معرفی شده توسط Grassberger and Procaccia (1983) استفاده می‌شود. در ابتدا مجموع همبستگی معادله 7 برای مجموعه نقاط x_i در فضای فاز تعریف می‌شود. مجموع همبستگی در واقع مشخص می‌کند که از تمامی جفت نقاط ممکن، چه تعداد جفت نقطه وجود دارد که فاصله‌ی بین آن‌ها از مقیاس مشخص هم چون ϵ کم‌تر است. تابع مجموع همبستگی به‌صورت معادله‌ی 7 تعریف می‌شود:

$$C_{(m, \epsilon)} = \frac{2}{(N - t_{\min})(N - t_{\min} - 1)} \sum_{i=1}^N \sum_{j=i+t_{\min}}^N \Theta(\epsilon - \|X_i - X_j\|) \quad (7)$$

که در آن، Θ تابع پله ای هویساید (اگر $x \leq 0$ باشد آنگاه $\Theta(x) = 0$ و اگر $x > 0$ باشد آنگاه $\Theta(x) = 1$ است)، m بُعد نشاننده می‌باشد. برای حذف کردن همبستگی زمانی و برای مانع شدن از جفت نقاطی که در زمان خیلی به هم نزدیک می‌باشند، از پنجره‌ی تیلر t_{\min} استفاده شده است (Kantz and Schreiber, 1997). در واقع، t_{\min} حداقل زمانی است که بین جفت نقاط در آن زمان همبستگی وجود دارد. بدین معنی که بین جفت نقاط داده شده که فاصله‌ی آن‌ها از ϵ کم‌تر است نه تنها به اندازه‌ی ϵ بلکه به زمانی که بین دو اندازه‌گیری سپری شده نیز بستگی دارد. بنابراین معادله‌ی 7 جفت‌های (X_i, X_j) را می‌شمرد که فاصله‌ای کم‌تر از ϵ داشته باشند. برای ϵ های کوچک، و داده‌های زیاد ($N \rightarrow \infty$)، رفتار تابع مجموع همبستگی به‌صورت توانی با ϵ متناسب است و بُعد همبستگی (d_2) با رسم نمودار $\log C(m, \epsilon)$ در برابر $\log \epsilon$ ازای مقداری مشخص برای m به شکل معادله‌ی 8 تعریف می‌شود:

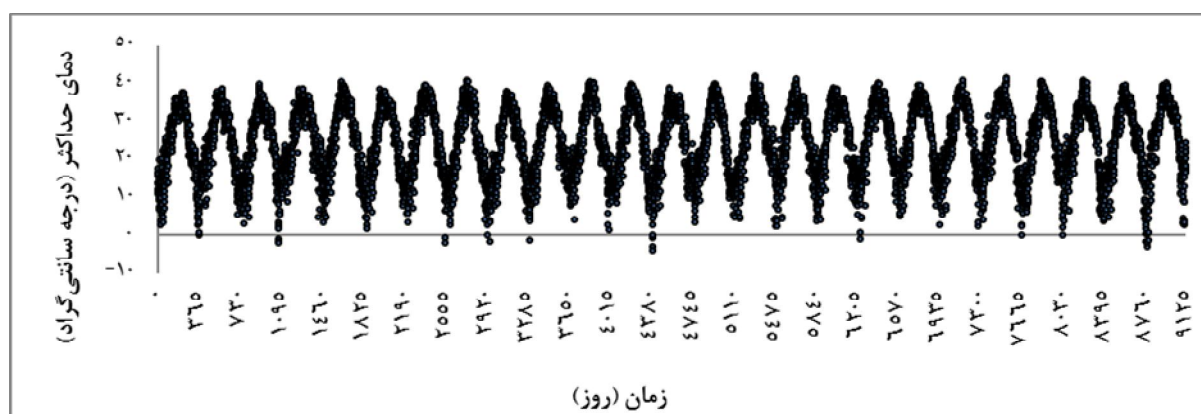
$$d_2 = \lim_{\substack{\epsilon \rightarrow 0 \\ N \rightarrow \infty}} \frac{\log C(\epsilon)}{\log \epsilon} \quad (8)$$

رفتار این شکل خطی نمی‌باشد از این‌رو باید شیب آن، d_2 ، به صورت موضعی و در هر مقیاس، ϵ ، محاسبه شود. برای تعیین بُعد همبستگی منتخب می‌باید d_2 در مقابل طیف وسیعی از ϵ (که دامنه‌ی آن بین ϵ_{\min} و ϵ_{\max} است) و برای ابعاد نشاننده‌ی مختلف ترسیم و بازه‌های در نظر گرفته شود که d_2 از m و ϵ مستقل باشد. در تحقیق حاضر تجزیه و تحلیل‌های موارد فوق به کمک بسته نرم‌افزاری TISEAN نسخه 1-0-3 که در آدرس زیر قابل دسترس عموم بوده و توسط Hegger et al. (2007) تهیه شده، مورد استفاده قرار گرفته است.

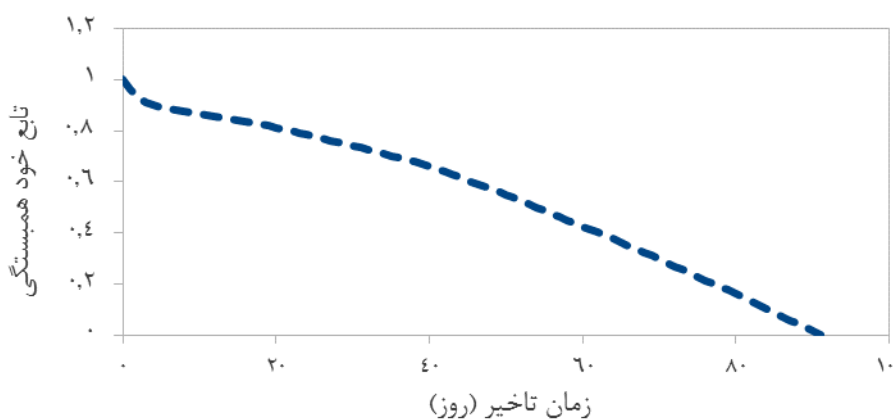
(<http://www.mpiPKS-dresden.mpg.de/~tisean>)

نتایج و بحث

ویژگی‌های آماری سری زمانی مورد مطالعه



نمودار 1- سری زمانی پارامتر دمای حداکثر ایستگاه کرمان (1984-2008 میلادی)



نمودار 2- تابع خودهمبستگی پارامتر مای حداکثر ایستگاه کرمان

آنالیز غیر خطی داده‌ها
اطلاعات متقابل و بُعد نشاننده

برای تعیین زمان تاخیر با استفاده از پویایی غیرخطی (روشی که توسط Fraser and Swinney-1986 ارائه شده بود) و اطلاعات متقابل، استفاده گردید. همان‌طور که در نمودار 3 (الف) مشاهده می‌شود اولین نقطه‌ای که منحنی دمای حداکثر روزانه در آن به حداقل می‌رسد $\tau=82$ روز به دست آمد. بدین معنی که اگر سری زمانی با تاخیر 82 روز از سری زمانی اولیه تشکیل داده شود، می‌توان انتظار داشت که رفتار آشوب‌ناک سیستم در قالب جاذب فرکتالی در فضای فاز که بر اساس این زمان تاخیر بازسازی شده، خود را نشان دهد. به نظر می‌رسد اختلافی که بین دو مقدار زمان تاخیر از روش اطلاعات متقابل (82 روز) و همبسته‌نگار (91 روز) به دست آمده به دلیل ماهیت روش‌ها است، زیرا روش میانگین اطلاعات متقابل روشی غیرخطی و روش تابع خودهمبستگی روشی خطی می‌باشد و تغییر در مقادیر در ذات داده‌ها نهفته است. هرچه خصوصیت غیر خطی داده‌ها بیش‌تر باشد این اختلاف نیز افزایش می‌یابد. میلان و همکاران

میلان و همکاران (Millán et al., 2010) اختلاف بین دو بُعد میانگین درجه حرارت روزانه و دمای نقطه شبنم را به دلیل اختلاف در پارامترهای تأثیرگذار بر این دو عامل بیان نموده‌اند. به طوری که برخلاف میانگین دمای روزانه، دمای نقطه شبنم را می‌توان به تعداد کمتری از متغیرهای جوی مرتبط دانست (به عنوان مثال متوسط دمای سطح و رطوبت نسبی) اما برخی از شرایط محلی و یا منطقه‌ای مانند اراضی فاریاب و پوشش گیاهی، تا حدی، تغییرات الگو را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. هم‌چنین Gutierrez (2004) منابع خورشیدی، حرارتی و دینامیکی (به عنوان مثال فرآیندهای پخش) را به عنوان عوامل مؤثر بر متوسط دمای سطح زمین ذکر می‌کند. هر یک از منابع انرژی فوق شامل چندین متغیر و پارامتر می‌باشد و تمام این متغیرها می‌توانند به عنوان وادار کردن زمینه تعامل با یکدیگر در نظر گرفته شود.

بازسازی فضای فاز

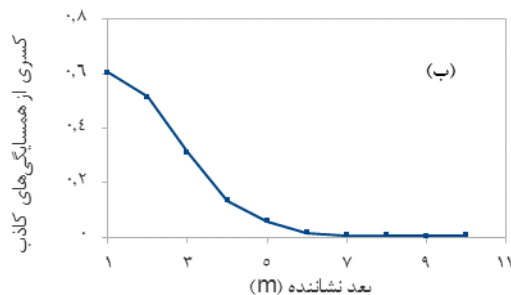
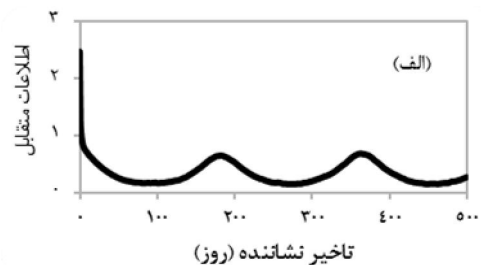
با توجه به زمان تأخیر برابر با 82 روز که بر اساس تابع اطلاعات متقابل به دست آمد، نمودار 4 (الف) بازسازی فضای فاز داده‌های دمای حداکثر را با استفاده از طرح سه بُعدی نمایش می‌دهد. شاخص ساختار غیر خطی مجرابی است که در مرکز فضای فاز قرار دارد. در واقع زمانی این حالت پدید می‌آید که با انتخاب زمان تأخیر مناسب نقاط در فضای فاز از یکدیگر باز شده² و شکلی به نسبت متقارن را تشکیل دهند. هر چند که Hegger et al. (1999) انتخاب تأخیر زمانی کوتاه را مفید می‌دانند اما چنانچه مقدار تأخیر به طور مثال، 1 روز برای داده‌های دمای حداکثر انتخاب شود، نمودار 4 (ب) حاصل می‌گردد. همان طور که مشاهده می‌شود در ساختار ایجاد شده در فضای فاز، همه‌ی داده‌ها نزدیک به خط مورب می‌باشند، عناصر متوالی بردارهای تأخیر به شدت همبسته شده و حالت بسته‌ای از شکل³ را نشان می‌دهد. در واقع با تغییر زمان تأخیر، نقاط (بردارهای حالت) درون فضای جاذب تغییر حالت داده یا می‌چرخند. بنابراین زمان تأخیر مناسب موقعی حاصل می‌شود که هم‌زمان با چرخش نقاط در فضا از یکدیگر نیز باز شوند (Kugiumtzis., 1996; Kantz and Schreiber., 2004).

حداکثر نمای لیاپانف

برای به دست آوردن حداکثر نمای لیاپانف هر سری از داده‌ها رگرسیون خطی به صورت جداگانه برای چهار بعد نشاننده (2, 3, 4, 5) m و طیف وسیعی از پنج مقدار ε (0/0818, 0/46, 0/1455, 0/2587, 0/46) برای دمای حداکثر روزانه ترسیم شد.

به صورت کلی تعیین می‌کند، در حالی که، تابع خودهمبستگی وابستگی خطی را مشخص می‌نماید. انیس حسینی و ذاکر مشفق (1392) نیز زمان تأخیر را با استفاده از تابع خودهمبستگی و اطلاعات متقابل برای دبی روزانه رودخانه کشکان به ترتیب 70 و 15 روز به دست آورده‌اند که به مقدار زیادی با هم اختلاف دارند ولی دلیلی برای این اختلاف زیاد بیان نشده است.

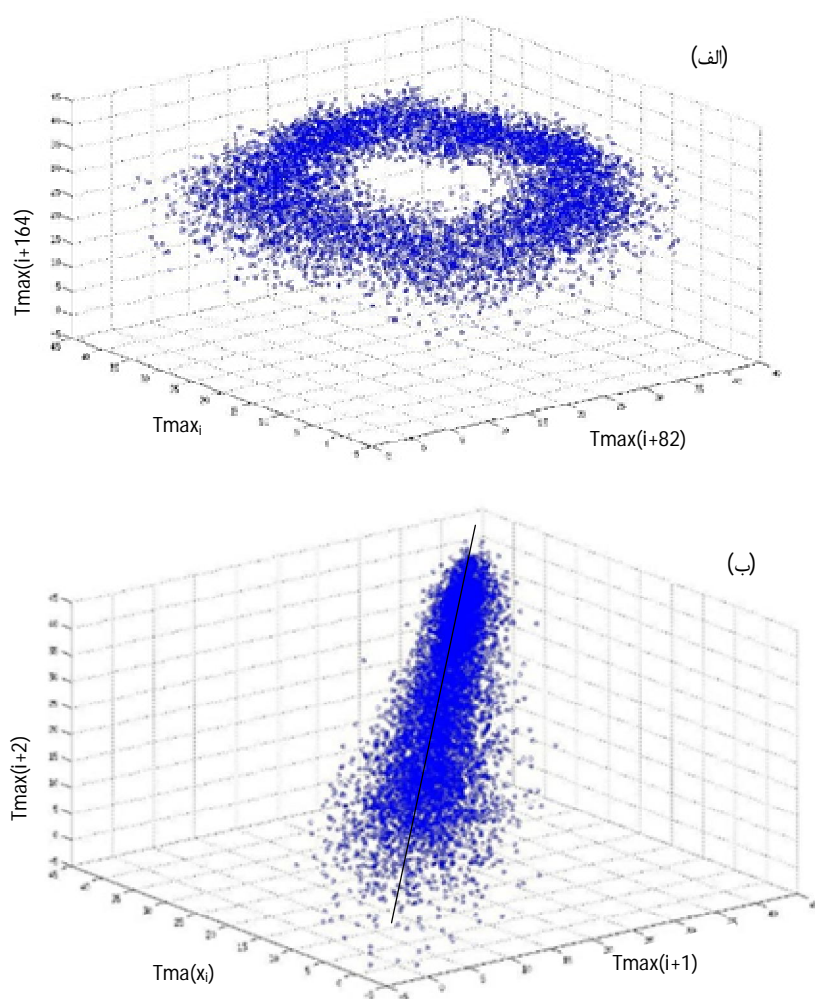
نمودار 3 (ب) نشان می‌دهد که حداکثر بُعد نشاننده برای بازسازی فضای فاز دمای حداکثر روزانه برابر 7 به دست می‌آید. در مطالعات گذشته مقدار حداکثر بُعد نشاننده برای متوسط درجه حرارت روزانه برابر 10 و برای دمای نقطه شبنم برابر 5 به دست آمده است که تفاوت چندانی با یافته‌های ما ندارد. برای محاسبه m در روش کسری از نزدیک‌ترین همسایگی‌های کاذب (FNN)، یکی از پارامترهای تأثیرگذار در نتایج انتخاب بُعد نشاننده، f^1 می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار این ضریب در پژوهش میلان و همکاران (Millán et al., 2010) مشخص نمی‌باشد، بنابراین مقایسه‌ی نتایج این دو تحقیق در ابهام باقی می‌ماند. هر چند که به احتمال زیاد، تغییر اندکی که بین دو بُعد، دمای متوسط و حداکثر، وجود دارد به علت اختلاف در نوع پارامتر بوده، به طوری که دمای متوسط از دو پارامتر دمای حداکثر و حداکثر به دست می‌آید و ممکن است رفتار آن‌ها در محاسبه‌ی دمای متوسط یکدیگر را تشدید کنند. در حالی که، دمای حداکثر به عنوان عامل مستقل اندازه‌گیری می‌گردد.



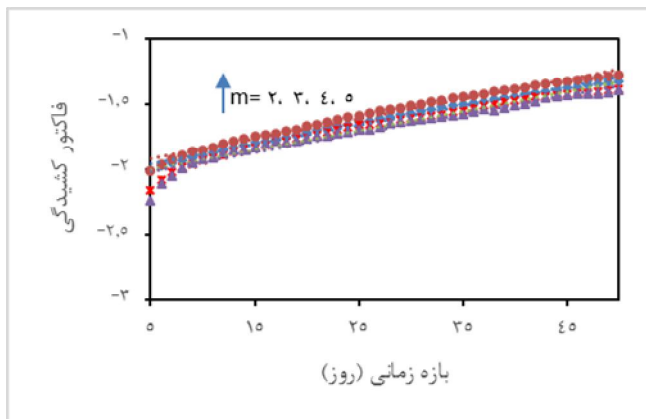
شکل 3- الف - اطلاعات متقابل ($\tau_{max} = 500$ و $\eta = 16$) ب - کسری از نزدیک‌ترین همسایگی‌های کاذب ($m_{min} = 1$ تا $m_{max} = 15$) و $\tau = 82$ برای دمای حداکثر ایستگاه کرمان

طور کلی، برای دمای حداکثر روزانه مقدار $\lambda_{max}(0/0149)$ اندکی کوچکتر از برآوردهای میلان و همکاران (Millán et al., 2010) برای سری‌های زمانی درجه حرارت متوسط روزانه و دمای نقطه شبنم به دست آمده است. به نظر می‌رسد دو دلیل می‌توان برای این اختلاف عنوان نمود. اول این که در مطالعه‌ی حاضر، تعداد داده‌های سری زمانی 9125 روز بوده در حالی که داده‌های میلان و همکاران (Millán et al., 2010) 16436 عدد می‌باشد. تی سونیس و همکاران (Tsonis et al., 1993) طول سری زمانی برای بازسازی آب و هوا را با بُعد جاذب مرتبط دانسته‌اند.

به عنوان نمونه نمودار 5 یکی از این نمودارها که به ازای ε برابر 0/46 و برای تمامی ابعاد نشاننده (از 2 تا 5) ترسیم شده است را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار پیداست با افزایش m ضریب همبستگی اندکی کاهش می‌یابد. مقدار این ضریب به‌طور متوسط 0/97 محاسبه می‌گردد. شیب این منحنی‌ها که در واقع حداکثر نمای لیاپانف می‌باشد برای تمامی ابعاد نشاننده تغییر چندانی نداشته و به‌طور میانگین $\lambda_{max}=0/0149$ به دست می‌آید (جدول 2). میلان و همکاران (Millán et al., 2010) حداکثر نماهای لیاپانف (مقدار متوسط) را برای دمای میانگین روزانه و دمای نقطه‌ی شبنم به ترتیب $\lambda_{max}=0/0174$ و $\lambda_{max}=0/0169$ به دست آوردند. به-



نمودار 4- فضای فاز بازسازی شده داده‌های دمای حداکثر ایستگاه کرمان الف- با زمان تاخیر 82 روز؛ ب- با زمان تاخیر 1 روز



نمودار 5- رابطه‌ی خطی بین فاکتور کشیدگی (S) و بازه زمانی (Δt) برای دمای حداکثر روزانه در ایستگاه کرمان. شیب هر معادله‌ی رگرسیون در ابعاد نشانده‌ی 2 الی 5 برابر حداکثر نمای لیاپانوف است.

جدول 2- پارامترهای سری زمانی غیر خطی

پارامتر	T _{max} (°C)
λ _{max}	0/0149
R ²	0/97
1/λ _{max} (days)	66/89
ε _{max}	0/46
ε _{min}	0/046

بُعد همبستگی

همگرایی به بُعد همبستگی مشخص را می‌توان با رسم ابعاد همبستگی مؤثر در مقابل مقیاس (ε) برای نشانده‌های (m) مختلف بدست آورد (نمودار 6). در اینجا، برای محاسبه بُعد همبستگی مقدار زمان تأخیر (82 روز)، پنجره‌ی تیلر (معادل 20)، بُعد نشانده (1 الی 10) و مقیاس (0/460 الی 42/9) در نظر گرفته شده است. در واقع محل برخورد خط منقطع با محور عمودی که نشان‌دهنده‌ی میزان d2 است، طوری رسم می‌گردد که در مقیاس‌های میانی، انحراف استاندارد d2 ها در ابعاد مختلف کم‌ترین میزان را داشته باشد، یا به عبارتی جایی که منحنی‌ها نزدیک‌ترین فاصله را به هم داشته باشند. با توجه به این نمودار، مقدار میانگین بُعد همبستگی (d2) برای دمای حداکثر روزانه در ابعاد نشانده‌ی مختلف، برابر با 2/78 به دست می‌آید. این بُعد پایین همبستگی نشان‌دهنده‌ی آشوب‌ناکی سری زمانی دمای حداکثر روزانه می‌باشد. از طرف دیگر در ابعاد و مقیاس‌های مختلف برای تمامی مقادیر d2، میانگین و میانه محاسبه و به ترتیب 3/99 و 2/004 به دست آمد. همان‌طور که مشخص است مقدار d2 به دست آمده (2/78) از نمودار 6 مابین میانگین و میانه قرار گرفته است. به نظر می‌رسد برای تخمین اولیه مقدار بُعد همبستگی بتوان از متوسط میانگین و میانه استفاده نمود.

در انتخاب مقدار d2 همان‌طور که (Zang and Howell 2004) مطرح نموده‌اند باید دقت لازم را به عمل آورد، زیرا خود-تشابهی در مقادیر ε زیاد (مقیاس بزرگ)، می‌بایست حداقل باشد، درحالی‌که اگر مقیاس به اندازه‌ی کافی کوچک باشد خود-تشابهی به بُعد نشانده وابسته می‌گردد، یعنی d2 کاملاً مستقل نمی‌باشد که این پدیده می‌تواند ناشی از اثر نوفه باشد. بنابراین تنها در مقیاس‌های متوسط است که امکان دارد منحنی‌ها به هم نزدیک شده و به نسبت افقی شوند (استقلال d2 از m و ε) که به معنای یکتا بودن d2 می‌باشد. در

به‌طور کلی داده‌های کوتاه مدت‌تر تنها ویژگی‌های محلی را نشان داده، در حالی‌که، پویایی سیستم را تنها از طریق داده‌های طولانی مدت‌تر می‌توان تبیین نمود. دوم، حتی اگر طول سری‌های زمانی بتواند نتایج را تحت تأثیر قرار دهد، پویایی اقلیمی خاص نیز به این نتایج کمک خواهد کرد. به‌طوری‌که مطالعه‌ی حاضر در اقلیم گرم و خشک کرمان انجام شده است در حالی‌که اقلیم تحقیق میلان و همکاران (Millán et al., 2010) بابلسر، مرطوب و معتدل می‌باشد. جدا از مزایای نظری، حداکثر نمای لیاپانوف از نقطه نظر عملی نیز مفید می‌باشد. در واقع ارتباط مهمی بین نمای لیاپانوف و قابلیت پیش‌بینی در ترم‌های زمان لیاپانوف (زمان پیش‌بینی هدایت شده) وجود دارد (Millán et al., 2010). (Chaudhuri 2006) نسبت زمان نمونه‌برداری به حداکثر نمای لیاپانوف را برای تعریف طیف پیش‌بینی‌های مؤثر طوفان‌های شدید در طول فصل پیش‌موسمی در هند استفاده و به محدوده‌ی زمانی 34 تا 50 ساعت دست یافت. چنان‌چه محدوده‌ی پیش‌بینی بر زمان لیاپانوف غالب شود، می‌توان آن‌را به پویایی آشوب‌ناکی سیستم تفسیر کرد. به دنبال این رویکرد همان‌طور که در جدول 2 ملاحظه می‌شود زمانی در حدود 66/89 روز برای دمای حداکثر روزانه به دست آمده است. بنابراین در داخل این محدوده می‌توان برای ساخت پیش‌بینی‌های قابل اعتماد از مدل‌های قطعی استفاده کرد (Millán et al., 2011).

همبستگی به تقریب مستقل از مقیاس و بُعد نشاننده ملاحظه گردید می توان وجود مؤلفه ی قطعی درون سری زمانی را به اثبات رساند. مقدار نمای لیاپانف مثبت کوچک تر از موارد گزارش شده در مطالعات قبلی بود. این مقادیر کم تر می تواند به پویایی دمایی حداکثر روزانه خاص در اقلیم گرم و خشک مرتبط باشد. میزان بُعد نشاننده نیز کم تر از مقدار آن برای دمایی متوسط در مطالعات قبلی حاصل گردید که به دلیل نامشخص بودن پارامتر تأثیرگذار f (ratio factor) در برآورد این بُعد در مطالعات پیشین، نمی توان مقایسه ای انجام داد. ساختار نوع جاذب در بازسازی فضای فاز ارائه شده بسیار شبیه به آن هایی است که به طور معمول از شبیه سازی های رایانه ای به دست می آیند.

غیر این صورت نمی توان مقداری برای d_2 برآورد نمود که نشان دهنده ی غالب بودن مؤلفه ی تصادفی در سری زمانی می باشد. مقدار بُعد همبستگی برای شاخص ارتفاع موج ساعتی دریای خزر در تحقیق لطف الهی و همکاران (1392) معادل $2/63$ به دست آمد که این بُعد پایین نیز نشان دهنده آشوبناکی این شاخص می باشد.

نتیجه گیری

در این تحقیق تجزیه و تحلیل پویایی غیرخطی در سری زمانی تک متغیره ی دمایی حداکثر روزانه در ایستگاه کرمان انجام گردید. دو پارامتر بُعد همبستگی و حداکثر نمای لیاپانف، نشانگر آشوبناکی، این سری زمانی بود. با توجه به این که در مقیاس های متوسط رفتار بُعد

پی نوشت (واژه نامه):

معنی یا کاربرد فارسی	کلمه یا عبارت
جاذب - رباینده	Attractor
آشوب	Chaos
آشوبناک	Chaotic
بعد همبستگی	Correlation dimension
مجموع همبستگی	Correlation sum
زمان تأخیر	Delay \ lag time
نشانده ی تأخیری	Delay embedding
قطعی	Deterministic
نشاننده	Embedding
فضای نشاننده	Embedding space
بُعد نشاننده	Embedding dimension
نشانیده	Embedded
کسری از نزدیک ترین همسایه های کاذب	Fraction of false nearest Neighbours (FFN)
نماهای لیاپانف	Lyapunov exponents
اطلاعات متقابل	Mutual information
مجاور - همسایه	Neighbour
همسایگی	Neighbourhood
نوفه	Noise
تصویر	Projection
فضای فاز	Phase space
خود-تشابهی	Self-similarity
ایستا - مانا	Stationary
مسیر - مدار	Trajectory
پنجره ی تیلر	Theiler window
یکتابی	uniqueness

لطف‌اللهی یقین، م.ع، لشته‌نشایی، م.ا، قربانی، م.ع و بیک‌لریان، م. 1392. مدل‌سازی و پیش‌بینی ارتفاع موج شاخص دریای خزر با نظریه آشوب. نشریه علمی-پژوهشی امیرکبیر (مهندسی عمران و محیط زیست). 45,1: 97-105.

مرادی‌زاده کرمانی، ف.، قربانی، م.ع، دین‌پژوه، ی. و فرسادی‌زاده، د. 1391. مدل تخمین جریان رودخانه بر اساس بازسازی فضای حالت آشوبی. دانش آب و خاک. 4: 22. 2-16.

Box, G.E.P., Jenkins, G.M and Reinsel, G.C. 1994. Time series analysis: forecasting and control, Prentice-Hall, Third Edition, New Jersey, USA.

Chaudhuri, S. 2006. Predictability of chaos inherent in the occurrence of severe thunderstorms. Advances in Complex Systems, 9: 77-85.

Fraser, A.M., Swinney, H.L. 1986. Independent coordinates for strange attractors from mutual information. Physical Review A. 33: 1134-1140.

Grassberger, P and Procaccia, I. 1983. Measuring the strangeness of strange attractors. Physica D. 9:189-208.

Gutiérrez, R.M. 2004. Optimal nonlinear models from empirical time series: an application to climate. International Journal of Bifurcation and Chaos 14.6: 2041-2052.

Hegger, R., Kantz, H., Schreiber, T. 1999. Practical implementation of nonlinear time series methods: the TISEAN package. Chaos 9: 413-440.

Kantz, H. 1994. A robust method to estimate the maximal Lyapunov exponent of a time series. Physics Letters A 185: 77-87.

Kantz, H., Schreiber, T. 2004. Nonlinear Time Series Analysis. Second edition, Cambridge University Press, Cambridge.

Kellert, S.H. 1993. In the Wake of Chaos: Unpredictable Order in Dynamical Systems. University of Chicago Press. p. 32. ISBN 0-226-42976-8.

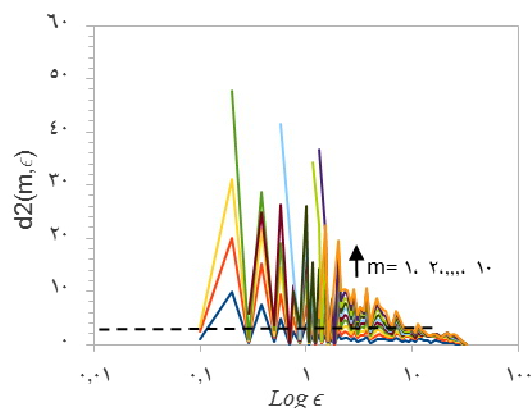
Kennel, M.B., Brown, R., Abarbanel, H.D.I. 1993. Determining embedding dimension for phase space reconstruction using a geometrical construction. Physical Review A. 45:3403-3411.

Kugiumtzis, D. 1996. State space reconstruction parameters in the analysis of chaotic time series - the role of the time window length. Physica D 95:13-28.

Larsen, M.L., Kostinski, A.B., Tokay, A. 2005. Observations and analysis on uncorrelated rain. Journal of the Atmospheric Sciences. 62: 4071-4083.

Li, B.B., Yuan, Z.F. 2008. Non-linear and chaos

در واقع ساختار جاذب بایستی به گونه‌ای باشد که در فضای فاز بتواند باز شود که این مورد بستگی بسیار زیادی به انتخاب دقیق زمان تأخیر دارد (اختلاف مشاهده شده در نمودار 4 الف و ب). پارامترهای غیر خطی حاصل شده (به عنوان مثال ابعاد نشاننده، مختصات زمان تأخیر، و...) برای ساخت مدل‌های پیش‌بینی غیر خطی مورد نیاز است. در واقع این مدل‌ها که نشان‌دهنده رفتار پویای پارامتر است، می‌توانند برای تحقیقات در خصوص تغییرات اقلیمی مفید باشند.



نمودار 6- برآورد بُعد همبستگی سری زمانی دمای حداکثر روزانه ($t_{\min}=20$ و $m=1-10$, $\tau=82$)

تشکر و قدردانی

بدین وسیله نویسندگان مقاله بر خود لازم می‌دانند از آقای مهندس حمید مدنی که در خصوص مسائل مرتبط با برنامه‌نویسی، نصب و اجرای مدل TISEAN کمک شایانی نمودند تشکر و قدردانی به عمل آورند.

منابع

اسلامی، ا و قهرمان، ب. 1392. آنالیز حساسیت و بررسی عدم قطعیت پارامترهای مؤثر در برآورد تبخیر-تعرق مرجع در مدل‌های با ساختار ریاضی متفاوت. نشریه آبیاری و زهکشی ایران. 7: 68-79.

انیس حسینی، م و ذاکر مشفق، م. 1393. تحلیل و پیش‌بینی جریان رودخانه کشکان با استفاده از نظریه آشوب. مجله علمی-پژوهشی هیدرولیک. 8: 3. 61-45.

قاهری، ع، قربانی، م.ع، دل‌افروز، ه. و ملکانی، ل. 1391. ارزیابی جریان رودخانه با استفاده از نظریه آشوب. مجله پژوهش آب ایران. 10,6: 117-126.

- Proceedings of the Tenth Congress of the Asian and Pacific Division of the International Association for Hydraulic Research, Langkawi, Malaysia.
- Sivakumar, B., Liong, S.Y., Liaw, C.Y. 1998. Evidence of chaotic behavior in Singapore rainfall. *Journal of the American Water Resources Association*. 34.2: 301-310.
- Sivakumar, B., Liong, S.Y., Liaw, C.Y., Phoon, K.K. 1999. Singapore rainfall behavior: chaotic? *Journal of Hydrology Engineering, ASCE* 4.1: 38-48.
- Strozzi, F., Tenreiro, E.G., Noè, C., Rossi, T., Serati, M., Zaldívar Comenges, J.M. 2007. Application of non-linear time series analysis techniques to the Nordic spot electricity market data. *Liuc Papers n. 200, Serie Tecnologia* 11.
- Takens, F. 1981. *Detecting Strange Attractors in Turbulence. : Lecture Notes in Mathematics, Vol. 898.* Springer, New York.
- Tsonis, A.A., Elsner, J.B., Georgakakos, K.P. 1993. Estimating the dimension of weather and climate attractors: important issues about the procedure and interpretation. *Journal of the Atmospheric Sciences*, 50: 2549-2555.
- Zang, X and Howell, J. 2004. Dynamics and control of process systems. A proceeding volume from the 7th IFAC symposium, Cambridge, Massachusetts, USA, V. 1, ELSEVIER IFAC publications.
- Zhou, Y., Ma, Z and Wang, L. 2002. Chaotic dynamics of the flood series in the Huaihe River Basin for the last 500 years. *Journal of hydrology*. 258: 100-110.
- characteristics of heart soundtime series. *Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers, Part H: Journal of Engineering in Medicine*, 222:265-272.
- Lorenz, E.N. 1963. Deterministic nonperiodic flow. *Journal of the Atmospheric Sciences* 20: 130-141.
- Lorenz, E.N. 1993. *The Essence of Chaos.* UCL Press, Los Angeles.
- Millán, H. Ghanbarian-Alavijeh, B., García-Fornaris, I. 2010. Nonlinear dynamics of mean daily temperature and dewpoint time series at Babolsar, Iran. 1961-2005. *Atmospheric Research* 98, 89-101.
- Millán, H. Rodríguez, J., Ghanbarian-Alavijeh, B., Biondi, R and Llerena, G. 2011. Temporal complexity of daily precipitation records from different atmospheric environments: Chaotic and Lévy stable parameters. *Journal of Atmospheric Research* 101: 879-892.
- Rosenstein, M.T., Collins, J.J., De Luca, C.J. 1993. A practical method for calculating largest Lyapunov exponents from small data sets. *Physica D* 65, 117-134.
- Saltzman, B. 1959. On the maintenance of the large-scale quasi-permanent disturbances in the atmosphere. *Tellus*. 11: 425-431.
- Sharifi, M.B., Georgakakos, K.P., Rodriguez-Iturbe, I. 1990. Evidence of deterministic chaos in the pulse of storm rainfall. *Journal of the Atmospheric Sciences*, 47: 888-893.
- Sivakumar, B., Liong, S.Y., Liaw, C.Y. 1996. Analysis of Singapore rainfall characteristics: Chaos. In:

Nonlinear Analysis of Time Series of Maximum Daily Temperature in Kerman Station Based on Chaos Theory

A. Eslami¹, B. Ghahraman ^{*2}, P. Eslami³ and A.N. Ziaee⁴

Recived: Oct.12, 2015

Accepted: Feb.10, 2016

Abstract

To identify the dynamism of any system, it is required that its nonlinear behavior is identified on the basis of some specific algorithms, such as chaos theory study. Recognition of behavior of one parameter such as temperature, which is a key component of any climate theoretical model, is critically important. In this research, the behavior of a 25-year time series of daily maximum temperature in Kerman station as one of climate parameters using dynamically nonlinear were analyzed. Accordingly, the parameters required for the reconstruction of phase space, time delay and embedding dimension were calculated as 82 days and 7, respectively. The results showed that there was chaos in the time series. So, correlation dimension and maximum Lyapunov exponent were obtained to be 2.78 and 0.0149, respectively.

Keywords: Air temperature, Chaos theory, Delay time, Embedding dimension, Phase space, Nonlinear behavior

1- Ph.D. Candidate, Water Engineering Department, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad

2- Professor of Water Engineering Department, Ferdowsi University of Mashhad

3- Postdoctoral Fellow, Warwick University, Coventry, England

4- Assistant Professor, Water Engineering Department, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad

(*-Corresponding Author Email: bijangh@um.ac.ir)