

جغرافیا و توسعه - شماره ۱۹ - پاییز ۱۳۸۹

وصول مقاله: ۱۳۸۷/۹/۲۸

تأیید نهایی: ۱۳۸۸/۶/۲۴

صفحات: ۱۱-۲۴

## تحلیل چرخه‌های میانگین دمای سالانه شهر زنجان

دکتر حسین عساکره

دانشیار جغرافیا دانشگاه زنجان

### چکیده

چرخه‌های نهان، تدریجی و آرام در بسامدهای مختلف آشکار و نهان، یکی از انواع دگرگونی‌های اقلیمی به شمار می‌آید. برخی از این نوسانات در یک دوره ثابت مثلاً یک سال به صورت میانگین‌های ماهانه یا فصلی مشخص می‌شوند. برخی دیگر به صورت چرخه‌هایی نهان در سری‌های زمانی اقلیمی رخ می‌دهند. یکی از ابزارهای مفید برای جستجو و ارزیابی این نوع نوسانات اقلیمی تحلیل طیفی است. این رویه مطالعه‌ی نوسانات اقلیمی از مقبولیت و رواج قابل توجهی در جهان برخوردار است اما در کشور ما کمتر مورد توجه بوده است. ردیابی چرخه‌های اقلیمی و به ویژه چرخه‌های دمایی امکان برنامه‌ریزی مبتنی بر داده‌های اقلیمی - دمایی را مهیا می‌سازد. در این نوشتار ضمن معرفی روش تحلیل طیفی به عنوان یک روش مقبول و کارآمد در ردیابی چرخه‌های نهان، تلاش می‌شود چرخه‌های نهان در میانگین سالانه دمای شهر زنجان طی دوره‌ی آماری ۲۰۰۵ - ۱۹۵۶ (۵۰ سال) مورد بررسی قرار گیرد. بدین ترتیب با استفاده از تابع اتوکواریانس، طیف دما و چرخه‌های دمایی شهر زنجان استخراج گردید. بر اساس یافته‌های این پژوهش دمای زنجان حاوی چرخه ۲/۵ ساله است. این چرخه‌ها هماهنگ با چرخه‌های کشف شده در عناصر اقلیمی نقاط دیگر کره زمین بوده است. چنان‌که اندیشمندان دیگر نیز استنباط نموده‌اند نیروی مولد این نوسان احتمالاً حاصل انتقال عمودی تکانه از تروپوسفیر به استراتوسفیر با بازگشت نامنظم ۳-۲ ساله می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: چرخه نوسان، تحلیل طیفی، دما، شهر زنجان.

### مقدمه

یکی از انواع دگرگونی‌های اقلیمی چرخه‌های نهان، تدریجی و آرام است. این نوع چرخه‌ها ممکن است در بسامدهای مختلف آشکار و نهان رخ دهند. نوسانات مزبور واکنش‌هایی در برابر رویدادهایی نظیر چرخه‌های ۱۸/۶ ساله کره ماه (میترا)<sup>۱</sup> و دوتا<sup>۲</sup>: ۱۹۹۱-۶۵۲-۶۴۵ کورای و اوبراین<sup>۳</sup>، ۱۹۹۲: ۳۰۴-۲۸۱ و رویر<sup>۳</sup>: ۱۹۹۳-۴۶۴۴-۴۶۳۹، چرخه‌های ۱۱ ساله (لایبتزیک و وان لون<sup>۴</sup>: ۱۹۸۸:

1- Mitra

2- Currie and O'Brien

3- Royer

4- Labitzke and Vanloon

۲۰۶-۱۹۷؛ تینسلی<sup>۱</sup>، ۱۹۸۸: ۴۲۰-۴۰۹) و ۲۲ ساله خورشیدی (وینز،<sup>۲</sup> ۱۹۸۶: ۱۳۸-۱۳۵) و تغییرات کم بسامد در گسیلش خورشیدی (فریز کریستینسون و لاسن<sup>۳</sup>، ۱۹۹۱: ۷۰۰-۶۹۸ و لین<sup>۴</sup> و همکاران، ۱۹۹۵: ۳۱۹۸-۳۱۹۵) و یا حاصل تغییرات دوسالانه (QBO)<sup>۵</sup> الگوی بزرگ مقیاس گردش عمومی جو و جریانات مداری (چانگ<sup>۶</sup>، ۲۰۰۲: ۲۲۲۴-۲۲۰۹) است. تمامی این رویدادها با واسطه‌ی جو، اقیانوس و یا برهم کنش آن‌ها نمایان می‌شوند.

یکی از ابزارهای مفید برای جستجو و ارزیابی نوسانات اقلیمی تحلیل طیف توان<sup>۷</sup> (تحلیل طیفی) طیفی) است. به طوردقیق می‌توان اذعان داشت که طیف اندازه‌ای از توزیع واریانس در یک-سری زمانی را در امتداد تمامی طول موج‌های مختلف به دست می‌دهد. این مقادیر از طول موج‌های نامتناهی (روند خطی) تا کوچک‌ترین طول موج (دو برابر فاصله بین دو مشاهده متوالی) را دربرمی‌گیرد. اگر چه تحلیل "طیف توان" چنان‌که از عبارت آن نیز برمی‌آید به وسیله‌ی مهندسان نیرو بیشتر به کار گرفته شده و نیز تئوری‌های آن به وسیله‌ی ریاضی‌دانان مورد بحث قرار گرفته است اما کاربرد، توسعه و طراحی برخی تئوری‌های آن به ویژه به وسیله اقلیم‌شناسان انجام گرفته است. برای مثال طراحی یک مرز معنی‌داری برای طیف اقلیمی به‌وسیله میچل و همکاران<sup>۸</sup> (۱۹۶۶: ۴۲-۳۶) صورت گرفت. این شیوه مطالعه‌ی نوسانات اقلیمی اقلیمی توجه ویژه‌ای را در مقیاس جهانی به خود اختصاص داده است.

کاربرد این رویه در اقلیم‌شناسی اولین بار به وسیله‌ی میچل و همکاران (۱۹۶۶: ۴۲-۳۶) پیشنهاد شد و پس از آن در سطح وسیعی به وسیله‌ی اندیشمندان نظیر استوکر و میساک<sup>۹</sup> (۱۹۹۲: ۲۵۰-۲۲۷)، مان و پارک<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۴: ۲۵۸۱۳-۲۵۸۱۹)، مان و همکاران (۱۹۹۵: ۲۷۰-۲۶۶)، لانا و بورگیونو<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۰: ۲۲۷-۲۱۱)، مدن و جونس<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۱: ۳۹۹۷-۳۹۹۳) و ماتیاوسزکی<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۱: ۱۴۷-۱۳۹) و... به کار گرفته شد.

- 
- 1- Tinsely
  - 2- Vines
  - 3- Friis -Christensean and Lassen
  - 4- Lean
  - 5- Quasi Binomial Oscillation
  - 6- Chang
  - 7- Power Spectrum Analysis
  - 8- Mitchell
  - 9- Stocker and Mysak
  - 10- Mann and Park
  - 11- Lana and Burgueno
  - 12- Madden and Jones
  - 13- Matyasovszky

با این وصف روش تحلیل طیفی در کشور ما کمتر در معرض توجه بوده است. هدف این مقاله معرفی اجمالی روش تحلیل طیفی و کاربرد این رویه در استخراج چرخه‌های سالانه دمای شهر زنجان طی دوره‌ی آماری ۲۰۰۵-۱۹۵۱ (۵۵ سال) است.

### مبانی نظری

چنان‌که اشاره شد طیف اندازه‌ای از توزیع واریانس در امتداد تمامی طول موج‌های ممکن (از موج‌های نامتناهی تا کوچک‌ترین موج‌ها) یک سری زمانی است. به عبارت دیگر، طیف، چگونگی توزیع واریانس بین دامنه پیوسته‌ای از بسامدها را نشان می‌دهد. بنابراین طیف را می‌توان به صورت تجزیه‌ی واریانس یک سری زمانی تعبیر نمود. در این تکنیک سری‌های زمانی به تابع بسامدی (به صورت تابعی دوره‌ای<sup>۱</sup> با دامنه<sup>۲</sup> و فراوانی<sup>۳</sup>) تبدیل می‌شوند. در این تابع، فراوانی تعبیری از مقیاس زمانی (چرخه در واحد زمان) و دامنه‌ی بیانگر میزان واریانس در آن مقیاس زمانی است.

روش‌های پرشمار و متنوعی برای تبدیل سری زمانی به بسامد وجود دارد. عموماً این روش‌ها را به دو گروه پارامتری و ناپارامتری می‌توان تقسیم نمود. برآوردهای طیف خود همبسته جمع بسته میانگین متحرک (ARIMA)<sup>۴</sup> و خود همبسته (AR)<sup>۵</sup> و روش بیشینه آشفستگی (MEM)<sup>۶</sup> از جمله روش‌های پارامتری است که در آنها طیف از طریق مدل برآورد می‌شود. در این روش‌ها که به روش‌های مبتنی بر مدل<sup>۷</sup> موسومند فرض بر این است که سری سری زمانی با شکل تابع شناخته شده‌ای برآزش داده شود. سپس چگالی احتمال از مدل برآورد شده استخراج گردد (نعمت‌اللهی، ۲۰۰۵: ۱۹۹). اما از آن‌جا که مدل حاکم بر سری زمانی ناشناخته است برای برآورد طیف عمدتاً از روش‌های ناپارامتری توکی<sup>۹</sup> (۱۹۵۰) و بلاکمن و توکی<sup>۱۰</sup> (۱۹۵۸) بهره گرفته می‌شود.

برآورد طیف بر این دانسته استوار است که چگالی طیفی تبدیل فوریه تابع اتوکواریانس یک سری زمانی است (باکس و جنکینز، ۱۳۷۱: ۴۹). بدین دلیل برای دستیابی به طیف یک سری

- 
- 1- Periodic
  - 2- Amplitude
  - 3- Frequency
  - 4- Autoregressive Integrated Moving Average
  - 5- Autoregressive
  - 6- Maximum entropy Method
  - 7- Model-Based
  - 8- Nematollahi
  - 9- Tukey
  - 10- Blackman and Tukey

زمانی، می‌توان و معقول است که از برآورد تابع اتوکوریانس آن سری زمانی آغاز شود، استفاده گردد. مراحل عملی محاسبه‌ی تابع چگالی طیفی بر اساس روش‌های ارائه شده به‌وسیله‌ی تورنس و کمپو<sup>۱</sup> (۱۹۹۸) و گیل<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۰۲) طی مراحل چهارگانه‌ی زیر انجام می‌شود:

۱- برای سری زمانی  $(x_t)$  به طول  $n$ ، اتوکوریانس نمونه  $(C_k)$  از تأخیر صفر تا  $k < n$  به صورت زیر حاصل می‌شود (وئی، ۱۳۷۶: ۲۳):

$$C_k = \frac{1}{n-k} \sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(x_{t+k} - \bar{x}) \quad (1)$$

۲- مرحله‌ی دوم تبدیل کسینوسی مقادیر اتوکوریانس‌ها و برآورد طیف خام (دوره نگار)<sup>۳</sup> را دربرمی‌گیرد. برآورد تابع در یک بازه از مجموعه‌ای متناهی مشاهدات به شکل زیر تعریف می‌شود (باکس و جنکینز، ۱۳۷۱: ۴۹):

$$I(f) = 2[C_0 + 2 \sum_{k=1}^{n-1} C_k \cos 2\pi f k], \quad 0 \leq f \leq 0.5 \quad (2)$$

در یک طیف، بسامد (فراوانی) های  $f_i = \frac{i}{n}$  همسازهایی هستند که به طور پیوسته در دامنه‌ی صفر و ۰/۵ (شرط ارائه شده در سمت راست معادله ۲) تغییر می‌کنند. در این جا  $i$  شماره زمان در چرخه که طی دوره تکرار می‌شود و  $n$  تعداد مشاهدات است. در معادله ۲ شدت در بسامد  $f$  و به دوره نگار نمونه موسوم است. در واقع  $I(f)$  واریانس مربوط به بسامد در بازه  $(f)$  و  $(0)$  است. توجه کنید که بسامدها به طول سری بستگی دارند. از این‌رو در سری‌های زمانی طولانی چرخه‌ها بهتر نشان داده می‌شوند.

در دهه‌های ۱۹۲۰ و ۱۹۳۰ معلوم شد که دوره نگار برآوردی پرافت و خیز از طیف است. لذا دوره نگار هموار شده برآوردی از طیف  $\{\hat{d}(f)\}$  خواهد بود. برای کاهش واریانس، اریبی و ایستاسازی این برآورد، می‌بایست آن را در مجاورت بسامد مورد نظر و به‌وسیله‌ی فیلترهای مناسب هموار ساخت. به عبارت دیگر طیف هموار شده، برآوردی از طیف جامعه است که حاصل میانگین موزون  $m$  مقدار راست و چپ بسامد مورد نظر باشد. در این رویه هر داده در دوره نگار به وسیله‌ی میانگین دو طرف آن و مانند یک میانگین متحرک موزون هموار می‌شود. به عبارت دیگر وزن‌ها در اطراف نقطه‌ی میانی متقارن‌اند و گویای تعداد نقاط در یک میانگین

1- Torrence and Compo  
2- Ghil  
3- Periodogram

متحرک‌اند. مجموع وزن‌های دوره نگار باید برابر ۱ باشد. هموار کردن طیف، مقدار آن را به طیف متوسط نزدیک‌تر نموده، درجه آزادی هر نقطه و معنی‌داری قله‌های طیف را افزون می‌سازد. با این وصف عدم وجود ضابطه‌ی روشن و ساده برای هموارسازی موجب شده که رویه‌ی هموارسازی در نقطه‌ی ابهام تحلیل طیفی قرار گیرد. لذا متخصصین معتقدند با استانداردسازی دوره نگار امکان تحلیل آن آسان‌تر خواهد بود. توضیح این که مساحت زیر منحنی دوره نگار برابر واریانس است. با تقسیم دوره نگار بر واریانس سری زمانی ( $s^2$ ) و ترسیم نمودار آن، مجموع پیوسته (انتگرال) زیر منحنی دوره نگار برابر خواهد شد. بر این اساس دوره نگار نرمال شده به شکل زیر است:

$$f^*(x) = \frac{I(f)}{s^2} \quad (3)$$

ناحیه‌ی زیر  $w, w_t dw$  از دوره نگار نرمال شده نسبتی از واریانس در دامنه‌ی بسامدی مزبور ( $w, w_t dw$ ) است.

۳- از مسایل مهم در تحلیل طیفی آزمون طیف و حصول فاصله اطمینان مناسب برای آن است. برای آزمون طیف می‌بایست آزمون فرض صفر طراحی شود. فرض صفر در تحلیل طیف این است که در یک بسامد معین، طیف با صفر تفاوت نداشته باشد. در تحلیل طیف، تصادفی نبودن نوسانات در سری زمانی به وسیله فرض صفری موسوم به صفر پیوسته<sup>۱</sup> آزمون می‌شود. صفر پیوسته یک طیف مفروض برای فرآیند مولد سری زمانی است. تلاش‌های زیادی برای دستیابی به صفر پیوسته صورت گرفته است (برای مثال به باکس جنکینز صفحه ۶۲، ۷۰، ۸۶ و ۹۵ و بلومفیلد<sup>۲</sup>، ۲۰۰۰: ۱۴۰-۱۵۰ مراجعه کنید). ولی در این میان اقلیم‌شناسان از همه موفق‌تر بوده‌اند (برای مثال به میچل و همکاران، ۱۹۶۶: ۳۶-۴۲ مراجعه کنید).

این امر به دلیل ویژگی خاص سری‌های زمانی اقلیمی است. توضیح این که سری‌های زمانی اقلیمی با تغییرات شدید در بسامدهای کم و کاهش آن در بسامدهای زیاد مشخص می‌شوند (گیل و همکاران، ۲۰۰۲: ۱۱). از این‌رو یک طیف خودهمبستگی مرتبه اول  $\{AR(1)\}$  و به عبارتی فرآیند مونت کارلو<sup>۳</sup> برآورد مناسبی برای صفر پیوسته است. در این صورت سری زمانی به شکل  $x_t = \phi x_{t-1} + a_t$  بیان می‌شود. در این جا  $\phi$  خودهمبستگی مرتبه اول و  $a_t$  فرآیند

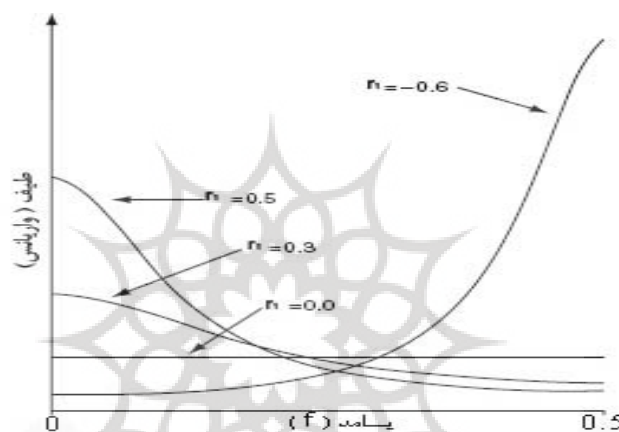
---

1- Null Continuum  
2- Bloomfield  
3- Monte Carlo

نوفه سفید<sup>۱</sup> با میانگین صفر، واریانس یک و توزیع نرمال است. برای متغیر استاندارد خودهمبسته مرتبه اول  $x_t$ ، طیف به صورت زیر به دست می‌آید (تورنس و کومیو، ۱۹۹۸: ۶۹):

$$\hat{I}(f) = \left[ \frac{1 - r^2}{1 + r_1^2 - 2r_1 \cos \frac{\pi k}{m}} \right]$$

در این جا  $k=0, \dots, n/2$  شاخص بسامد است. بنابراین با انتخاب خودهمبستگی مرتبه‌ی اول مناسب می‌توان مدل طیف را طراحی نمود. وضعیت طیف به میزان و علامت  $\phi$  بستگی دارد. شکل (۱) طیف را برای برخی مقادیر مختلف  $\phi$  نشان می‌دهد.



شکل ۱: شکل طیف برای فرآیند خودهمبسته مرتبه اول با چند ضریب مختلف

وایلیکس، ۲۰۰۶: ۳۹۱

چنان‌که در شکل دیده می‌شود در صورتی‌که سری زمانی تغییرات افزون‌تر خود را در بسامدهای پایین داشته باشد،  $\phi > 0$  بوده، طیف به سمت بسامدهای بالا (تغییرات کوتاه‌مدت) کاهش می‌یابد. این امر بیشینه شدت خود را در  $\phi$  نزدیک‌تر به ۱ نشان می‌دهد. این حالت طیف به نوفه قرمز<sup>۲</sup> موسوم است. اگر  $\phi = 0$  طیف یکنواخت است. در این حالت تغییرات (واریانس) در تمامی بسامدها همگون خواهد بود. در این صورت  $\hat{I}(f)$  در تمامی بسامدها برابر یک خواهد بود. حاکمیت چنین وضعیتی بر مشاهدات نوفه سفید خوانده می‌شود. در نهایت اگر  $\phi < 0$  نوفه آبی<sup>۳</sup> و گویای تغییرات زیاد در بازه‌های زمانی بسیار کوتاه‌مدت (بسامد زیاد) سری زمانی است (وایلیکس، ۲۰۰۶: ۳۹۱).

- 1- White Noise
- 2- Red Noise
- 3- Blue Noise

۴- برای آزمون فرض صفر (طیف برآورد شده از سری زمانی با طیف خودهمبسته مرتبه اول تفاوت معنی داری ندارد.) می‌بایست فاصله‌ی اطمینان طیف خود همبسته مرتبه اول  $\{AR(1)\}$  برآورد گردد. اگر قله طیف به طور معنی داری بالاتر از فاصله‌ی اطمینان طیف خود همبسته مرتبه اول بود، فرض می‌شود که طیف در فاصله‌ی اطمینان مشخص (مثلاً ۹۵ درصد فاصله‌ی اطمینان) یک چرخه‌ی واقعی است. به عبارت دیگر، وجود یک قله در طیف نشان‌دهنده‌ی مشارکت قابل توجه در بسامد ناحیه‌ی مورد نظر است.

هر برآورد طیف توزیعی مشابه کی دو با  $\frac{2n-m}{m}$  درجه آزادی (v) دارد (میچل و همکاران، ۱۹۶۶: ۴۰). این آگاهی امکان می‌دهد که سطح معنی داری یک طیف استاندارد از جدول کی دو ( $\chi^2$ ) استخراج گردد. برای یک طیف استاندارد با ۵ درصد سطح معنی داری از عبارت زیر استفاده می‌شود (بلومفیلد، ۲۰۰۰: ۱۸۵-۱۸۴).

$$I(f) \geq \frac{\hat{v}I(f)}{\chi_v^2(0.0975)} \quad (۴)$$

در اینجا  $\chi_v^2(0.095)$  نقطه ۹۷/۵ درصدی توزیع کی دو با درجه آزادی v است. با برآورد هر دوره نگار استاندارد شده ( $I(f)$ ) و مقدار  $\hat{I}(f)$  متناظر (فرض صفر) سطح معنی داری مربوط به طیف نیز قابل ترسیم است. نمودار حاصل از این رابطه امکان تعیین چرخه‌های معنی دار در طیف را مهیا می‌سازد. توضیح این که اگر طیف داده‌ها از طیف یک فرآیند تصادفی بالاتر رود، فرض صفر (واریانس سیگنال‌های مشاهده شده حاصل یک فرآیند تصادفی است) رد می‌شود.

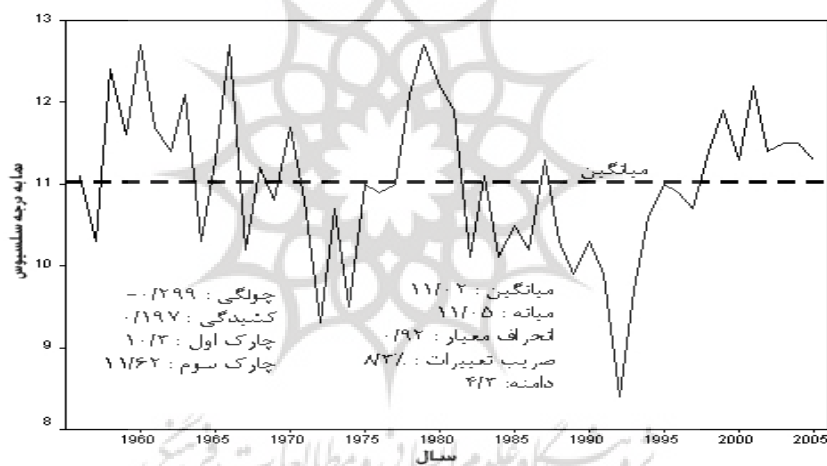
## داده‌ها و روش‌ها

در این تحقیق داده‌های دمای سالانه ایستگاه زنجان برای دوره‌ی آماری ۲۰۰۵-۱۹۵۶ (۵۰ سال) مورد بررسی قرار گرفت. براساس فرمول شماره‌ی (۱) تابع اتوکواریانس سری زمانی دمای سالانه تا نصف سری زمانی (تأخیر ۲۵) محاسبه و تبدیل کسینوسی آن بر اساس فرمول شماره (۲) استخراج گردید. بدین ترتیب طیف خام (دوره نگار)<sup>۱</sup> در بازه‌ی صفر تا ۰/۵ برآورد شد. سپس بر پایه‌ی فرمول شماره‌ی (۳) و با تقسیم طیف بر واریانس سری زمانی ( $s^2$ ) طیف استاندارد شده محاسبه و نمودار مربوط ترسیم گردید. در نهایت با برآزش یک طیف خود

همبسته مرتبه‌ی اول استاندارد و سطح معنی‌داری ۵ درصد آن، بسامدهای معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد اطمینان استخراج گردید.

### بحث و تحلیل

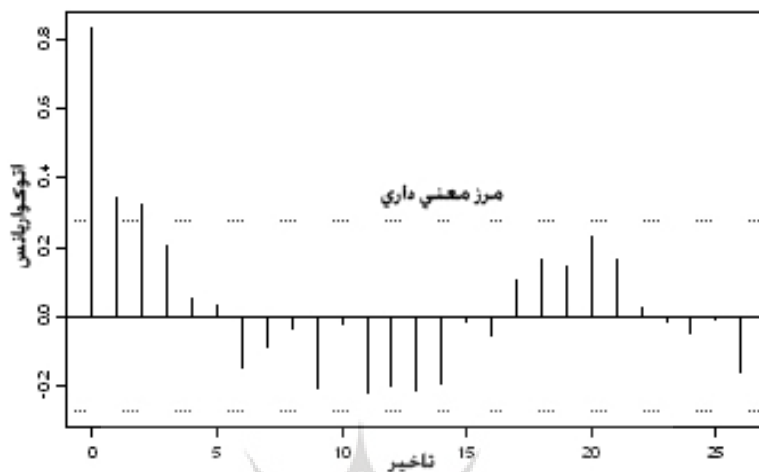
شکل (۲) رفتار ترسیمی و مشخصات آماری سری زمانی دمای شهر زنجان را طی دوره‌ی آماری ۲۰۰۵-۱۹۵۶ نشان می‌دهد. ضمن استنباط افت و خیزهای مکرر و بعضاً نامنظم از مشاهدات، آماره‌های ارائه شده نیز گویا نایستایی مشاهدات (ضریب تغییرات دما حدود ۸/۳ درصد) است. فواصل این تغییرات نسبت به خط میانگین (۱۱/۰۲ درجه سلسیوس) گویای تغییر نظام افت و خیز در بازه‌های زمانی مختلف و وقوع سه فاز است (۱۹۷۰-۱۹۵۶ و ۱۹۹۵-۱۹۷۱ و ۲۰۰۵-۱۹۹۶).



شکل ۲: سری‌های زمانی دمای سالانه شهر زنجان طی دوره آماری ۱۹۵۶-۲۰۰۵

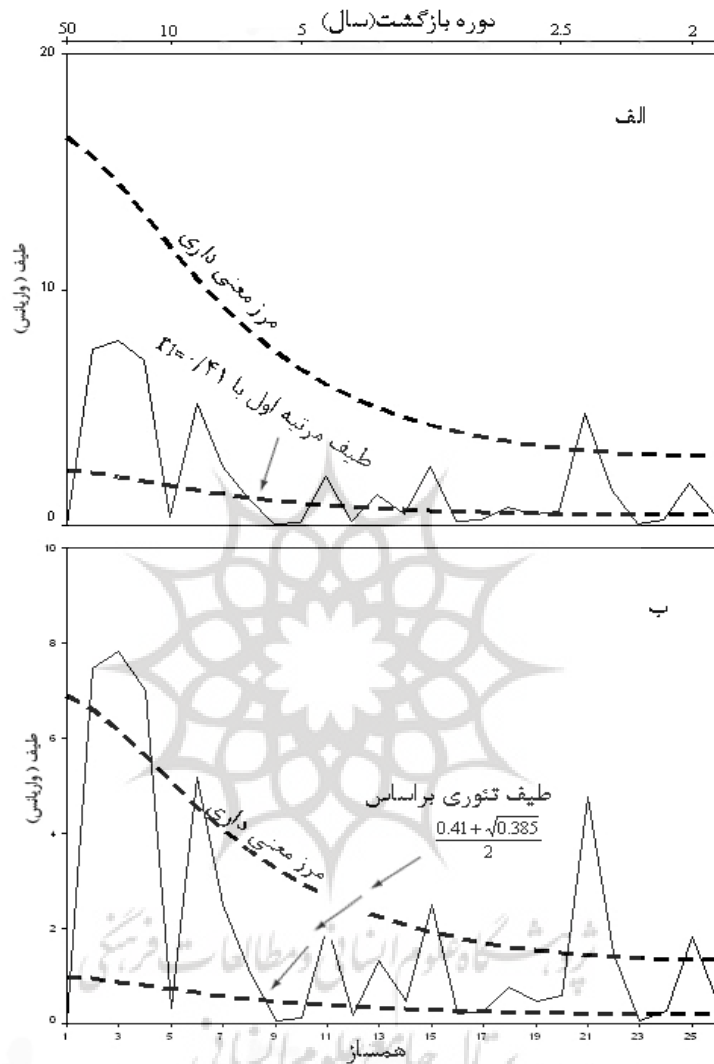
با این وصف انتظار می‌رود که بتوان چرخه‌های نهفته‌ای از مشاهدات را ردیابی نمود. بدین منظور تابع اتوکواریانس به عنوان یک برآورد اولیه از چرخه‌ها محاسبه و نمایش ترسیمی آن در شکل (۳) ارائه شد. چنان که دیده می‌شود تابع اتوکواریانس تا تأخیر ۳ معنی‌دار است. بنابراین استنباط اولیه از این شکل آن است که چرخه‌های تا سه ساله در مشاهدات وجود دارد. به تعبیر دیگر تغییرات دما در فاصله‌ی سه سال هم‌دیگر را توجیه می‌کنند. مقادیر مثبت در تابع اتوکواریانس گویای رابطه‌ی مستقیم مقادیر است.





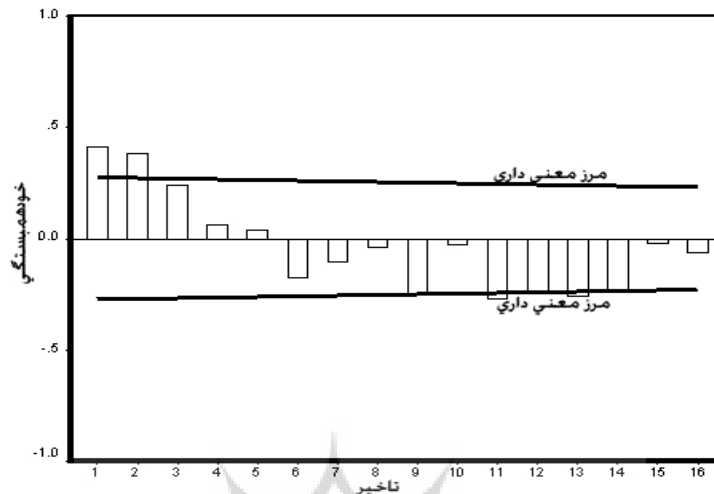
شکل ۳: تابع اتوکوریانس سری‌های زمانی دمای سالانه شهر زنجان تا تأخیر ۲۵ سال

به منظور تخمین دقیق‌تر این چرخه‌ها و دستیابی به مقادیر پیوسته از روابط زمانی، تبدیل فوریه تابع اتوکوریانس براساس فرمول ۲ محاسبه و براساس واریانس کل سری زمانی (۰/۸۵۳۵۹) و با به کارگیری فرمول ۳ استاندارد شد. شکل (۴) حاصل این محاسبات است. محور افقی پایین برای دو مقیاس ترسیم شده است. مقیاس نخست، همساز (چرخه در ۵۰ سال) و در زیر آن بسامد (فراوانی) را نشان می‌دهد. محور افقی بالایی برای نمایش دوره زمانی طراحی شده است و گویای دوره‌ی بازگشت چرخه‌هاست. محور عمودی برآورد طیف (واریانس) را نمایش می‌دهد. وجود قله در طیف، سهم واریانس را از مؤلفه‌های بسامد مربوط نشان می‌دهد. قله کوهانی نسبتاً گسترده در بسامدهای پایین گویای نیم چرخه یا ریتم نامنظم در سری زمانی با دوره‌ی بازگشت‌های طولانی است. همچنین کشیدگی طیف در تمامی طول موج‌ها گویای نایستایی سری زمانی و تأثیرپذیری مشاهدات از مشاهدات بلافاصل قبل از خود است. به عبارت دیگر میزان طیف از طول موج‌های بزرگ‌تر تا کوچک‌تر کشیده شده است. این ویژگی از خصوصیات یک طیف نوفه قرمز است. بنابراین به نظر می‌رسد که بهتر است این طیف به وسیله‌ی یک نوفه قرمز آزمون گردد.



شکل ۴: طیف دمای سالانه زنجان و مرزهای معنی داری آن بر اساس روش مونت کارلو (الف) و تورنس و کمپو (ب)

به منظور محاسبه‌ی طیف نظری مشاهدات، تابع خودهمبستگی آن‌ها محاسبه شد. نمایش ترسیمی این تابع در شکل ۵ ارائه گردیده است. چنان‌که دیده می‌شود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول (۰/۴۱) و دوم (۰/۳۸۵) در سطح ۹۵ درصد اطمینان، معنی‌دار است.



شکل ۵: تابع خودهمبستگی سری‌های زمانی دمای سالانه شهر زنجان تا تأخیر ۱۶ سال

بنابراین برای محاسبه‌ی صفر پیوسته می‌توان یک طیف خود همبستگی مرتبه اول یعنی  $AR(1)$  را برای طیف نظری مشاهدات اختیار نمود. تورنس و کمپو (۱۹۹۸: ۶۹) پیشنهاد نموده‌اند در صورتی که دو مرتبه خود همبستگی معنی‌دار باشد به جای  $r_1$  می‌توان از  $\frac{r_1 + \sqrt{r_2}}{2}$  استفاده نمود. بدین منظور طیف برای هردو تابع خودهمبستگی نیز محاسبه شد. خطوط مقطع در شکل (۴) حاصل محاسبات انجام شده برای طیف نظری و فاصله‌ی اطمینان آن است. شکل ۴ (الف) برای یک فرآیند مونت کارلو و شکل ۴ (ب) بر اساس پیشنهاد تورنس و کمپو (۱۹۹۸: ۶۹) ترسیم شده است. چنان‌که دیده می‌شود شکل ۴ ب حاکی از معنی‌داری بسامدهای پایین است. این درحالی است که آزمون‌های انجام شده بر سری‌های زمانی دمای شهر زنجان و نیز مشاهده شکل (۲) فقدان این مؤلفه را در مشاهدات نشان می‌دهد. لذا این آزمون را برای مشاهدات نمی‌توان مناسب دانست. از این رو به منظور تحلیل چرخه‌ها به شکل ۴ الف بسنده می‌کنیم. بر اساس این شکل همساز ۲۱ (چرخه ۲/۵ ساله یا بسامد ۰/۴) معنی‌دار است. چرخه‌ی مشابه در عناصر اقلیمی نواحی متعدد دیده شده است. برای مثال کانه و تگزیرا (۱۹۹۰: ۱۲۲) چرخه‌های ۲-۵ ساله را طی دوره‌ی آماری ۱۹۸۴-۱۸۵۱ در دمای کره زمین کشف نموده‌اند. همچنین کانه و تگزیرا (۱۹۹۱: ۹۰) چرخه‌های ۲-۳ ساله را در بارش ماساچوست (در شمال شرقی ایالات متحده) استخراج نموده‌اند. این نوع چرخه به دوره‌ی

فعالیت نوسانات جنوبی-ال نینو (ENSO) نسبت داده شده است (ویر و تامپسون<sup>۱</sup>، ۲۰۰۰: ۳۲۱۸؛ حامد و همکاران، ۱۹۸۳: ۴۳۷). ولی برخی دانشمندان این چرخه‌ها را حاصل تغییرات دوسالانه (QBO)<sup>۲</sup> الگوی بزرگ مقیاس گردش عمومی جو و جریانات مداری می‌دانند. برای مثال به کانه و ترویدی<sup>۳</sup> (۱۹۸۸: ۳۳۳-۳۳۴)، کاتسولیس و کمبتویدس (۱۹۸۹: ۲۸۴-۲۸۲) و کامیوفو<sup>۴</sup> (۱۹۸۴: ۷۰) و نیز پادمانبهان<sup>۵</sup> (۱۹۹۱: ۴۱-۴۰) مراجعه کنید. علت اصلی این پدیده به‌خوبی معلوم نیست. فرضیه‌ها و تئوری‌های متعددی درخصوص این پدیده ارائه شده است که عمده‌ترین آنها، روابط متقابل جو-اقیانوس و سیستم‌های موسمی و برون‌حاره را مسؤول این پدیده می‌داند (چانگ، ۲۰۰۲: ۲۲۰۹).

### نتیجه‌گیری

چرخه‌های نهان، تدریجی و آرام درسامدهای مختلف آشکار و نهان، یکی از انواع دگرگونی‌های اقلیمی به شمار می‌آید. برخی از این نوسانات در یک دوره‌ی ثابت مثلاً یک سال به صورت میانگین‌های ماهانه یا فصلی مشخص می‌شوند (چرخه‌های سینوسی). برخی دیگر به صورت چرخه‌هایی نهان در سری‌های زمانی اقلیمی رخ می‌دهند (چرخه‌های غیرسینوسی). به‌کارگیری تکنیک تحلیل طیفی ابزاری مفید در استخراج و تحلیل مقدماتی چرخه‌های سینوسی و غیرسینوسی است. با استفاده از این رویه میانگین سالانه دمای شهر زنجان در معرض تحلیل قرار گرفت. بر اساس یافته‌های این تحقیق دمای سالانه شهر زنجان حاوی چرخه ۲/۵ ساله است. یعنی هر رویداد دمایی بازگشتی ۲-۳ ساله به دوره دارد. به عبارت دیگر انتظار می‌رود هر رویداد دمایی هر ۲ تا ۳ سال یک بار تکرار شود. از دیدگاه احتمالی می‌توان برای تکرار رخداد احتمال ۰/۴ را تخصیص داد. این نوع چرخه در عناصر اقلیمی نواحی متعدد دیده شده است. از این‌رو پذیرفته شده که چرخه‌های دوسالانه ویژگی عام اقلیم کره زمین و حاصل تغییر جریانات مداری است. نوسانات دوسالانه تروپوسفر گونه‌ای از نوسان طبیعی در استراتسفر زیرین ناحیه‌ی استوایی (بادهای مداری) است. نیروی مولد این نوسان حاصل انتقال عمودی تکانه از تروپوسفر به استراتسفر به وسیله‌ی امواج کلونین و رزبای است. دوره‌های بازگشت نامنظم ۲-۳ ساله بر این پدیده حاکم است. هر چند برخی اندیشمندان دوره‌های بازگشت دو ساله را به فعالیت نوسانات جنوبی-ال نینو (ENSO) نسبت می‌دهند اما از آن‌جا که اثر مستقیم و بدون

- 
- 1- Ware and Thomson
  - 2- Quasi Binomial Oscillation
  - 3- Kane and Trivedi
  - 4- Camuffo
  - 5- Padmavabhan

تأخیر فعالیت نوسانات جنوبی- ال نینو (ENSO) بر دمای زنجان به راحتی قابل اثبات نبوده و نیز به دلیل فراگیر بودن اثر نوسانات دوسالانه تروپسفر، با اتقان بیشتری می‌توان پذیرفت که دمای شهر زنجان از پدیده‌ی اخیر بیشتر متأثر می‌شود. با این وصف پیشنهاد می‌شود ردیابی این نوع تحولات از طریق مطالعه‌ی شرایط سینوپتیک و نیز عملکرد پیوند از دور بر نوسانات دمایی صورت گیرد.

### منابع

- ۱- باکس، جی. ای. پی و جنکینز جی. ام (۱۳۷۱). تحلیل سری‌های زمانی: پیش‌بینی و کنترل، ترجمه محمدرضا مشکانی. جلد اول. چاپ اول. تهران. دانشگاه شهید بهشتی.
- ۲- وئی، ویلیام. دبلیو. اس (۱۳۷۶). تحلیل سری‌های زمانی، چاپ اول. ترجمه حسنعلی نیرومند. مشهد. انتشارات دانشگاه فردوسی.
- 3- Blackman, R. B. and Tukey, J. W. (1958), The Measurement of power spectra . Dover Publications, 190 pp New York
- 4- Bloomfield, P (2000), Fourier analysis of time series: an introduction, second edition: New York, John Wiley & Sons, Inc, 261 p.
- 5- Camuffo, Dario (1984), Analysis of the Series of Precipitation at PADOVA, ITALY, Climatic Change, 6: 57-77.
- 6- Chang C.-P and Tim Li (2000), A Theory for the Tropical Tropospheric Biennial Oscillation. Journal of Atmospheric Sciences, Vol 57, No 14. 2209-2224.
- 7- Currie, R. G, and O'Brien, D. P (1992), Deterministic Signals in USA precipitation record; II, Int. J. Climatol, 12, 281-304.
- 8- Friis-Christensen, E, and Lassen, K (1991), Length of the solar cycle : An indicator of solar activity closely associated with climate, Science, 254, 698-700.
- 9- Ghil, M. Allen, M. R. Dettinger, M. D. Ide, K. Kondrashov, D. Mann, M. E. Robertson, A. W. Saunders, A. Tian, Y. Varadi. F. and Yiou. P (2002), Advanced Spectral Methods for climatic time series. Reviews of Geophysics. 40, 1-41.
- 10- Hameed .S., Yeh W. M, Li. M. T, Cess. R. and Wang. W. C (1983), An Analysis of Periodicities in the 1470 Bijing Precipitation Record, Geophys. Res. Letters 10, 436-439.
- 11- Kane, R. P and Teixeira N. R (1990), Power Spectrum Analysis of the Time -Series of Annual Mean Surface Air Temperatures, Climatic Change. 17: 121-130.
- 12- Kane, R. P. and Teixeira. N. R (1991), Power Spectrum Analysis of the Annual Rainfall Series for Massachusetts (NE. U.S.A), Climatic Change, 18: 89-94.
- 13- Katsoulis, Basil. D, and Kambetizidis, Harry. D (1989), Analysis of the Long-Term Precipitation Series at ATHENS, GREECE. Climatic Change. 14: 263-290.
- 14- Lana . X and Burgueno. A (2000), Statistical Distribution and spectral analysis of rainfall anomalies for Barcelona (NE Spain). Theor. Appl. Climatol. 66. 211-227.
- 15- Labitzke, K, and van loon, H (1988), Associations between the 11-year solar cycle, the QBO, and the atmosphere . Part I: The troposphere and stratosphere in the northern hemisphere in winter, J. Atmos. Terr. Phys., 50, 197-206.
- 16- Lean ,J., Beer, J. and Bradley (1995), Comparison of Proxy record of climate change and solar forcing, Geophys. Res. Lett, 22, 3195-3198.

- 17- Madden Roland and Jones.Richard (2001), A Quantitative Estimate of the Effect of Aliasing in Climatological Time Series, *Journal of Climate* , 3987-3993.
- 18- Mann,M.E. and J.Park (1994), Global-Scale Modes of surface temperature variability on interannual to century timescales . *J. Geophys.Res.*,99,25819-25833.
- 19- Mann ,M.E., Park,J. and R.Bradley (1995), global interdecadal and century-scale oscillations during the past five centuries, *Nature*, 378,266-270.
- 20- Matyasovszky, I (2001), A nonlinear Approach to modeling climatological time series . *theor . Appl.Climatol.*69. 139-147.
- 21- Mitchell,J.M.,Jr.,Dzerdzevskii,B.,Flohn,H.,Hofmeyr,W.L.,Lamb,H.H,Rao,K.N,and allen, c. c (1966), Climatic change:technical Note No. 79, report of working group of Commission for Climatology; WMO No . 195 TP 100: Geneva, Switzerland, World Meteorological Organization, 81 P.
- 22- Mitra , K., Mukherji, and Dutta, S.N (1991), Some indications of 18.6 year luni-solar and 10-11 year solar cycles in rainfall in northwest India the plains of Uttar Pradesh and north-central , *Int.J.Climatol.*,11,645-652
- 23- Nematollahi Alireza (2005). Spectral Estimation of Stationary Time Series: Recent Developments. *JSRI (Journal of Statistical Research of Iran.)*Vol. 2 No 2, Dec 2005-198-218
- 24- Padmavabhan, G (1991), Non- Harmonic Spectral Analysis to Investigate Periodicity in Hydrologic and Climatologic Time series, *Theor . Appl Climatology*.43: 31-42.
- 25- Royer,T.C, (1993), High-Latitude oceanic variability associated with the 18.6 year nodal tide,*J.Geophys.Res*, 98, 4639-4644
- 26- Stocker Thomas F. and Mysak Lawrence (1992), Climatic Fluctuation on the Century Time Scale : Areview of High – Resolution Proxy Data and Possible Mechanisms. *Climatic Change* 20: 227-250
- 27- Tinsley, B.A (1988) The Solar Cycle and QBO influence on the latitude of storm tracks in the north Atlantic , *Geophys.Res.Lett.*, 15,409-420
- 28- Torrence, Christopher and Compo, Gilbert. P (1998), APractical Guide to Wavelet Analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*. Vol 79,No1,january 1998.
- 29- Tukey, J. W (1950), The sampling Theory of power spectrum estimates symposium on application of autocorrelation analysis to physical problems. U.S.office of Naval Research, NAVEXOS-p-735,pp 47-67. Washington,D.C.
- 30- Vines, R.G., R (1986), Rainfall Patterns in India, 1986: *J.Climatol.*,6, 135-138
- 31- Ware Daniel.M and Thomson Richard E (2000), Interannual to Multidecadal Timescale Climate Variations in the Northeast Pacific, *Journal of Climate* Vol 13-3209-3220.
- 32- Wilks, Daniel.S (2006), *Statistical Methods in the Atmospheric Science*. Second Edition . Academic press. Elsevier Inc. U.S.A. 627.pp