

کاربرد آزمون KPSS اصلاح شده با تحلیل فوریه در تحلیل ایستایی سری‌های زمانی هیدرولوژیک (مطالعه موردی: تراز آب دریاچه ارومیه)

مجتبی مروج^{1*}، کیوان خلیلی²، جواد بهمنش³

تاریخ دریافت: 93/01/25 تاریخ پذیرش: 95/03/30

¹ دانش‌آموخته کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب، دانشگاه ارومیه

² استادیار گروه مهندسی آب، دانشگاه ارومیه

³ دانشیار گروه مهندسی آب، دانشگاه ارومیه

* مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: Mojtaba.Moravej@ut.ac.ir

چکیده

بسیاری از تحقیقات انجام‌شده برای مدل‌سازی بدون بررسی ایستایی داده‌ها انجام شده‌اند. اگر در مدل‌سازی ایستایی و پارامترهای موثر بر نایستایی در نظر گرفته نشوند، نتایج دقیق نبوده و منجر به ایجاد خطا در مدل‌سازی می‌شود. از سوی دیگر، تجزیه سری‌های زمانی به مؤلفه‌های خود می‌تواند به تفسیر روابط بین فرآیندهای هیدرولوژیک کمک نماید. در مطالعه حاضر، کاربرد آزمون KPSS اصلاح شده با تحلیل فوریه در تحلیل ایستایی سری‌های زمانی هیدرولوژیک که دارای تناوب چندگانه هستند، مورد بررسی قرار گرفت. سری زمانی تراز آب دریاچه ارومیه دارای روند و فرکانس چندگانه است. لذا از داده‌های تراز آب دریاچه ارومیه در دوره زمانی 1344 تا 1387 در مقیاس زمانی ماهانه به‌عنوان مطالعه موردی استفاده شد. مؤلفه روند با استفاده از آزمون من-کندال و روش ابتکاری سن مورد بررسی قرار گرفت. مؤلفه فرکانس (یا تناوب) و ایستایی به‌ترتیب با استفاده از تحلیل فوریه، آزمون KPSS رایج و آزمون KPSS اصلاح شده با تحلیل فوریه مورد بررسی قرار گرفت. اثر تناوب در آزمون ایستایی بررسی شد. نتایج نشان داد که آزمون KPSS فاقد توانایی در تشخیص ایستایی سری‌های زمانی موقعی که تناوب و روند غیرخطی در سری داده‌ها وجود دارد، می‌باشد. تفاضلی کردن سری داده‌ها نمی‌تواند سری را ایستا کند. تحلیل فوریه به‌عنوان یک روش جایگزین استفاده شد و نتایج نشان داد که روش مذکور می‌تواند سری داده‌ها را به یک سری ایستا تبدیل نماید.

واژه‌های کلیدی: آزمون ایستایی، تحلیل فوریه، دریاچه ارومیه، سری زمانی، تناوب

Application of Modified KPSS Test With Fourier Analysis in Stationarity Test of Hydrologic Time Series (Case Study: Lake Urmia Water Level)

M Moravej^{1*}, K Khalili², J Behmanesh³

Received: 14 April 2014

Accepted: 19 June 2016

¹- MS.c. Graduate, Dept. of Water Engineering, Urmia Univ. Iran

²- Assist. Prof., Dept. of Water Engineering, Urmia Univ., Iran

³- Assoc. Prof., Dept. of Water Engineering, Urmia Univ., Iran

* Corresponding Author, Email : Mojtaba.Moravej@ut.ac.ir

Abstract

Many researches on time series modeling have been carried out without investigation of data series stationarity. If series stationarity and its effective parameters on non-stationarity are ignored, the results will not be accurate and therefore, will lead to error in modeling time series. On the other hand, the decomposition of time series into their components can help to interpret the existing relationships among the hydrologic processes. In the present study, application of the modified KPSS test with the Fourier analysis in stationarity analysis of multiple frequency hydrologic time series was investigated. The Lake Urmia level time series had multiple frequencies. Therefore, data of the Lake Urmia water level in monthly time scale was used as a case study in the period 1965-2008. The trend component was investigated using the Mann-Kendal test and Şen innovative method. The frequency component and stationarity test were studied using the Fourier analysis, traditional KPSS and the modified KPSS with Fourier analysis, respectively. The effect of periodicity on stationarity test was investigated. The results showed that the KPSS test had no ability for detecting the stationarity of the time series while of frequency and non-linear trend exist in data series. Differentiation of time series could not change it to a stationarity one. The Fourier analysis method was used as an alternative method and the results showed that the mentioned method could change the non-stationary time series into the stationarity time series.

Keywords: Fourier analysis, Frequency, Lake Urmia, Stationarity test, Time series

مقدمه

هیدرولوژیک شامل مؤلفه‌های قطعی و استوکاستیک¹ است. مؤلفه‌های قطعی شامل روند²، تناوب³ و پرش⁴ می‌باشد. وجود این پارامترها باعث عدم ایستایی سری داده‌های هیدرولوژیک می‌شود. تخمین وجود این مؤلفه‌ها در سال‌های اخیر موضوع پژوهش بسیاری از پژوهشگران در سراسر جهان بوده و رابطه‌ای بین

طبق تعریف سری زمانی ایستا است، اگر امید ریاضی متغیر سری نسبت به زمان ثابت باشد. از آنجائی‌که تحلیل‌های آماری با فرض ایستایی صورت می‌گیرند، تبدیل یک سری زمانی نایستا به سری زمانی ایستا از اولین گام‌های مدل‌سازی سری هیدرولوژیک است. برای ایستا کردن یک سری زمانی ابتدا باید مؤلفه‌های مختلفی که موجب نایستایی می‌شوند را شناسایی و از سری حذف نمود. سری زمانی داده‌های

¹ Stochastic

² Trend

³ Frequency

⁴ Jump

وجود در عرض‌های بالا 10 تا 40 درصد افزایش، و جریان رودهای مناطق خشک و نیمه‌خشک عرض‌های میانه 10 تا 30 درصد کاهش داشته‌اند. پژوهش‌های کمتری در بررسی ایستایی سری‌های هیدرولوژیک در ایران و جهان صورت گرفته است. خلیلی و همکاران (1389) روند ایستایی جریان رودخانه شهرچای در استان آذربایجان غربی را بررسی کردند. در این تحقیق از آزمون KPSS و ADF⁹ جهت تحلیل ایستایی و آزمون من-کندال¹⁰ جهت تحلیل روند استفاده شد. نتایج این تحقیق نشان داد که با حذف روند از داده‌ها می‌توان به یک سری ایستا رسید ولی در صورتی که عدم ایستایی به دلیل تناوب یا فصلی بودن داده‌ها باشد با این روش سری‌ها ایستا نخواهند شد. زیرا روش KPSS تناوب در سری را در نظر نمی‌گیرد. هنوز نحوه تأثیر تناوب در آزمون ایستایی به‌طور دقیق مشخص نیست (خلیلی و همکاران 1389).

تاکنون روش‌های متنوعی جهت ایستا کردن سری‌های زمای هیدرولوژیک به‌کار گرفته شده است. اهن (2000) با استفاده از مدل ARIMA¹¹ به پیش‌بینی نوسانات تراز ایستایی آبخوان جنوب غربی ایالت فلوریدا آمریکا پرداخت و به‌منظور ایستا کردن داده‌ها از روش تفاضل‌گیری درجه دوم برای حذف روند استفاده کرد. میرزایی و همکاران (1383) با استفاده از یک رابطه رگرسیون چند جمله‌ای تابع زمان، روند را حذف، و سری را ایستا کردند. نخعی و میر عربی (1389) به‌منظور پیش‌بینی سیلاب رودخانه سومبار و رسیدن به سری ایستا روند موجود را با استفاده از تفاضل‌گیری درجه اول حذف نمودند. به‌نظر می‌رسد در مطالعات فوق از آزمون‌های ایستایی جهت اطمینان از ایستا بودن داده‌ها استفاده نشده است. ویسی پور و همکاران (1389) از آزمون لون و بارتلت جهت تعیین

وجود این مؤلفه‌ها، به‌ویژه مؤلفه، روند با پدیده تغییر اقلیم گزارش شده است (هیئت بین دول تغییر اقلیم 2007، سن 2012، سونالی و ناگش‌کومار 2012). تحلیل بر روی سری‌های هیدرولوژیک نایستا باعث تخمین کمتر و یا بیشتر پارامترهای طراحی و بهره‌برداری از زیرساخت‌های آبی می‌شود که تأثیرات قابل توجهی در بخش اقتصاد، مخصوصاً اقتصاد کشاورزی، خواهد گذاشت (سن 2012). بکر و همکاران (2004)، نشان دادند که آزمون KPSS⁵ در حالتی که روند غیرخطی در داده‌ها وجود داشته باشد و نادیده گرفته شود موجب رد فرض صفر ایستایی صحیح می‌شود. به‌همین دلیل تحت کنترل درآوردن روندها و رفتار تناوبی غیرخطی در آزمون ایستایی دارای اهمیت می‌باشد. داده‌های هیدرولوژیک علاوه بر تناوب فصلی و ماهانه دارای فرکانس‌های دیگری در تناوب نیز می‌باشند که بیانگر دوره‌های خشک و تر با طول دو تا چند ساله است. دلیل وجود این تناوب‌ها دلایل متفاوتی نظیر تأثیر لکه‌های خورشیدی بر اقلیم یا تأثیرات پارامترهای بزرگ مقیاس نظیر NOA⁶ و SOI⁷ (رسولی و عباسیان 1388، جهانبخش و همکاران 1389، جلیلی و همکاران 1390) می‌باشد. این تغییرات به شکل U در سری داده‌ها خود را نشان می‌دهند و با ترکیب با مؤلفه روند ممکن است آزمون‌های ایستایی خطی را به نتایج اشتباه سوق دهند.

بررسی روند و ایستایی در سری‌های زمانی هیدرولوژیک می‌تواند در تفسیر رابطه بین فرآیندهای هیدرولوژیک و تغییرات محیطی در مناطق مورد مطالعه کمک بسیاری داشته باشد (خلیلی و همکاران 1389). همچنین با این ابزار می‌توان اثرات تغییر اقلیم در یک منطقه را مشاهده نمود. به گزارش هیئت بین دول تغییر اقلیم⁸ (2007)، جریان متوسط سالانه رودخانه‌های

⁹ Augmented Dickey-Fuller test

¹⁰ Mann-Kendall

¹¹ Autoregressive integrated moving average

⁵ Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test

⁶ North Atlantic Oscillation

⁷ Southern Oscillation Index

⁸ Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)

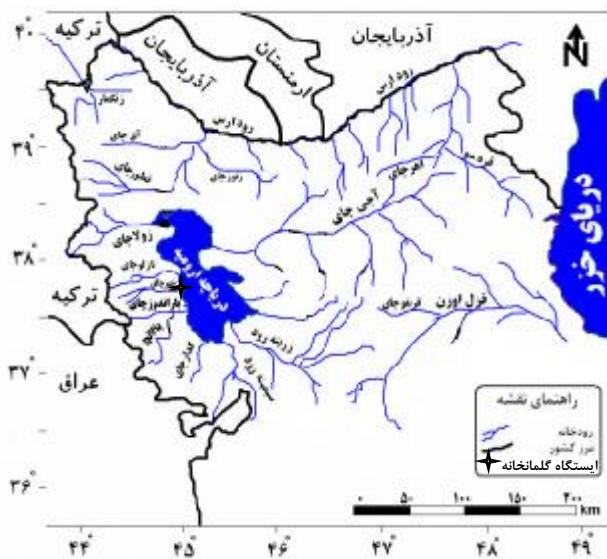
ایستایی داده‌های بارش و دمای کرمانشاه استفاده کردند.

توسعه روش‌های کارآمد آزمون ایستایی در سال‌های اخیر بسیار مورد توجه پژوهشگران بوده است. بکر و همکاران (2004) نشان دادند که فرکانس‌های بالاتر با پارامترهای استوکاستیک همسو هستند (نه شکست‌های ساختاری) به‌همین دلیل فرکانس‌های پایین در آزمون ایستایی دخالت دارند. بکر و همکاران (2006) یک مؤلفه تناوبی را بر پایه تابع فوریه به آزمون ایستایی KPSS اضافه، و با استفاده از این جزء اضافه شده مؤلفه تناوبی را مدل‌سازی کردند و یک آزمون جهت بررسی ایستایی در شرایط وجود مؤلفه-های تناوبی با فرکانس‌های مختلف که این تناوب‌ها از نظر تعداد و شکل نامشخص باشند، توسعه دادند. آزمون ایستایی این پژوهشگران برای تعیین تغییرات دوره‌ای U شکل و تعیین تغییرات اتفاق افتاده در انتهای سری داده‌ها کارآمد است (بکر و همکاران 2006). در این روش‌ها انتخاب فرکانس (k) مورد نظر از اهمیت بالایی برخوردار است. در این باره تحقیقات متنوعی صورت پذیرفته و سه راهکار کلی پیشنهاد شده است. بکر و همکاران (2006) استفاده از یک فرکانس از پیش تعیین شده را پیشنهاد کردند. در نظر گرفتن $k=1$ یا $k=2$ می‌تواند مؤلفه‌های غیرخطی را به‌خوبی پوشش دهد. این محققین استفاده از فرکانس‌های بالاتر را به دلایل متنوعی توصیه نمی‌کنند. در این روش یک فرکانس خاص از پیش در نظر گرفته و از سری داده‌ها حذف می‌شود. آزمون‌های ایستایی مشابه دیگری توسط اندرس و لی (2009) و کریستوپولوس و لئون لیدسما (2010) ارائه شده است. روش‌های ذکر شده تاکنون در علم اقتصاد مورد استفاده قرار گرفته‌اند که از آن جمله می‌توان به تحقیقات سو و همکاران (2011) و (2012) اشاره نمود.

به‌جای استفاده از مؤلفه فرکانس خاص و از پیش تعیین شده، گالانت (1984) و بیرنس (1997)، از

فرکانس‌های تجمعی برای تخمین تناوب ناشناخته در داده‌ها استفاده نمودند. به این صورت که تعداد چند فرکانس به‌صورت تجمعی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این روش از چند سری متناوب تجمعی استفاده می‌شود. هر چند بکر و همکاران (2006) و بیرنس (1997) توصیه نمودند که از دو سری تجمعی بیشتر استفاده نشود. زیرا باعث کاهش توان آزمون می‌گردد. برخلاف روش تک فرکانسی در این روش نمی‌توان تعداد سری-های بهینه را بر اساس کمترین مربعات خطا به‌دست آورد. زیرا هرچه تعداد سری‌ها افزایش یابد، مقدار مربعات خطا کاهش می‌یابد. همچنین با افزایش تعداد فرکانس‌های تجمعی احتمال دارد بخشی از مؤلفه تصادفی داده‌ها در مدل قطعی مدل شود. به همین دلیل تعداد فرکانس‌ها را در بیشترین حالت تا 5 برای تک فرکانس و تا یک سری تجمعی با 3 مؤلفه برای حالت تجمعی در نظر می‌گیرند. در روش سوم با استفاده از داده‌ها، فرکانسی که کمترین مربعات خطا را ایجاد کند، انتخاب می‌شود. دیویس (1987) مقدار k را با کمینه کردن مربعات خطا پیشنهاد داد. در این روش مقدار k از 1 تا 5 در نظر گرفته می‌شود و هرکدام که مقدار مربعات خطا را کمینه کند، انتخاب خواهد شد.

رستم افشار و همکاران (1385) به پیش‌بینی و شبیه‌سازی جریان رودخانه با استفاده از شبکه عصبی و مدل فوریه پرداختند. نتایج مدل فوریه با استفاده از نرم افزار Matlab به‌دست آمد و با استفاده از مدل فوریه بخش تناوبی رودخانه را استخراج کردند. جهانبخش و همکاران (1389) تأثیر لکه‌های خورشیدی بر دریاچه ارومیه را با استفاده از تحلیل موجک پیوسته و مقاطع مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان‌دهنده وجود نوسانات دوره‌ای معنی‌دار و منفی 8-11 ساله می‌باشد. به این معنی که همبستگی منفی معنی‌دار بین لکه‌های خورشیدی و تراز آب دریاچه ارومیه وجود دارد. جلیلی و همکاران (1390) با تحلیل طیفی سری زمانی رابطه معنی‌داری بین نوسان 4/5 ساله تراز



شکل 1- موقعیت جغرافیایی دریاچه ارومیه در شمال غرب ایران.

دریاچه ارومیه و شاخص‌های اقلیمی SOI و NAO به- دست آوردند.

تاکنون روش‌های متفاوتی جهت تعیین ایستایی در شرایط وجود روند خطی در داده‌ها مانند روش KPSS و ADF ارائه شده است، که این روش‌ها در منابع آب نیز کاربردی شده‌اند. ولی با بررسی منابع صورت گرفته، تاکنون روشی آماری جهت بررسی ایستایی در شرایط وجود تناوب چند فرکانسه در داده- های هیدرولوژیک به‌کار گرفته نشده است. هدف از این تحقیق، بیان کاربرد روش ارائه شده توسط بکر و همکاران (2006) در مهندسی منابع آب و توضیح جایگاه و شرایط به‌کارگیری این روش در مسائل هیدرولوژیک است.

آزمون روند

من-کندال

کندال (1938) متغیر را جهت اندازه‌گیری رابطه بین x و y ارائه کرد و من (1945) با استفاده از آزمون کندال یکی از متغیرها را زمان در نظر گرفت تا روند را مورد آزمون قرار دهد. در این آزمون فرض صفر (H_0) بدین معنی است که مشاهدات نمونه $\{X_1, X_2, \dots, X_N\}$ مستقل از هم بوده و با متغیرهای تصادفی توزیع شده و در نتیجه روند وجود ندارد (یو و همکاران 1993).

$$S = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sgn}(x_j - x_i) \quad [1]$$

$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 & x > 0 \\ 0 & x = 0 \\ -1 & x < 0 \end{cases}$$

که در آن N تعداد

سال‌های آماری است.

$$t = 2S / (N(N-1)) \quad [2]$$

$$s_s = \sqrt{\frac{1}{18} [N(N-1)(2N+5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5)]} \quad [3]$$

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

دریاچه ارومیه در شمال غربی ایران در استان آذربایجان غربی و در نزدیکی شهر ارومیه واقع شده است. تراز متوسط کف دریاچه 1268 متر، تراز متوسط تراز آب دریاچه 1275/26 و دامنه نوسان آن از 1270/9 تا 1278/4 متر از تراز دریا در دوره آماری 46 ساله (1344-1390) متغیر بوده است. شکل 1 موقعیت دریاچه ارومیه در شمال غرب ایران و رودهای مهم تغذیه کننده آن را نشان می‌دهد. تراز آب دریاچه ارومیه روزانه دو بار در ساعات 8 و 18 در سه ایستگاه اطراف دریاچه قرائت می‌شود. دقت قرائت‌ها 0/5 سانتی‌متر است. اطلاعات مربوط به تراز آب دریاچه ارومیه در این مطالعه از ایستگاه بندر گل‌مانخانه متعلق به سازمان آب منطقه‌ای آذربایجان غربی برای سال‌های 1344 تا 1387 در مقیاس ماهانه به‌دست آمد.

باشند، رسم این دو سری در مقابل هم نقاطی حول محور نیمساز اول ایجاد خواهد کرد. بر اساس این روش، اگر داده‌ها بالای خط 1:1 قرار بگیرند، روند افزایشی و اگر زیر این خط قرار بگیرند، روند کاهشی وجود دارد. قرارگیری نقاط رسم شده بر روی یک خط، نشان‌دهنده روند یکنواخت و حالت انحنا نشان‌دهنده روند غیریکنواخت در داده‌ها می‌باشد. یکی دیگر از مزایای این روش توانایی تعیین الگوی روند است. به این صورت که چه بخشی از داده‌ها روند افزایش یا کاهشی از خود نشان می‌دهند. هرچه داده‌ها از خط 1:1 فاصله داشته باشند، بزرگی (شیب) روند بیشتر است.

آزمون‌های ایستایی KPSS و KPSS اصلاح شده با تحلیل فوریه

روش KPSS اصلاح شده با تحلیل فوریه توسط بکر و همکاران (2006) ارائه شده است. در این روش رابطه 6 جهت تولید داده در نظر گرفته می‌شود:

$$y_t = a_0 + b t + g_1 \sin \frac{2\pi k t}{T} + r_t + e_t \quad [6]$$

$$+ g_2 \cos \frac{2\pi k t}{T} + r_t + e_t$$

که در این رابطه:

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad [7]$$

در روابط 6 و 7، e_t خطای ایستایی، u_t سری تصادفی با توزیع مشخص و واریانس S_u^2 ، r_t مؤلفه خود همبسته سری، k فرکانس انتخاب شده برای تخمین مؤلفه تناوب، t زمان، T طول دوره آماری a_0 ، b ، g_1 و g_2 ضرایب به‌دست آمده از رگرسیون مدل تولید داده و داده‌های تاریخی که نشان‌دهنده بزرگی و محل مؤلفه تناوبی هستند. تحت فرض صفر $S_u^2 = 0$ ، فرآیند تعریف شده در روابط 6 و 7 ایستا است. منطق انتخاب توابع سینوسی و کسینوسی بر این امر استوار است که توابع فوریه توانایی تخمین یک تابع مطلقاً انتگرال‌پذیر را با هر درجه دقت مدنظر دارند. حالت خاصی از رابطه

که در آن t_a تعداد داده‌ها در گره Δt می‌باشد. در شرایطی که تعداد نمونه از 10 بزرگتر باشد، مقدار متغیر نرمال و استاندارد Z از رابطه زیر به‌دست می‌آید (دوگلاس و همکاران 2000، یو و همکاران 1993).

$$Z = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{S}} (S - 1) / S & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{1}{\sqrt{S}} (S + 1) / S & S < 0 \end{cases} \quad [4]$$

با توجه به آزمون آماری دوطرفه اگر $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$ در سطح معنی‌داری معین α باشد، فرض صفر (H_0) پذیرفته شده و روند وجود ندارد. مقادیر مثبت S روند صعودی و مقادیر منفی نیز روند نزولی را نشان می‌دهند.

تخمین‌گر شیب سن

شیب خط روند با روش ناپارامتری تخمین‌گر شیب سن، قابل محاسبه است. b به‌عنوان شیب روند تعریف می‌شود و از رابطه 5 قابل محاسبه است.

$$b = \text{median} \left\{ \frac{x_j - x_i}{j - i} \mid j > i \right\} \quad [5]$$

مقادیر مثبت b نشان‌دهنده شیب رو به بالا و مقادیر منفی آن بیان‌گر شیب رو به پایین است. محاسبات مربوط به روند با استفاده از نرم‌افزار Kendall.exe که توسط USGS¹² در سال 2006 ارائه شده است انجام شد.

روش ابتکاری سن

روش ابتکاری سن یک روش گرافیکی ساده است که توسط سن (2012) ارائه گردید. در این روش ابتدا داده‌ها به دو دسته مساوی تقسیم می‌شوند. سپس داده‌های تقسیم شده به‌صورت صعودی مرتب می‌شوند. با رسم داده‌های متناظر دوسری مرتب‌شده نمودار سن به‌دست می‌آید. اساس این روش بر پایه این موضوع است که اگر دو سری نسبت به هم یکسان

¹² U.S Geological Survey

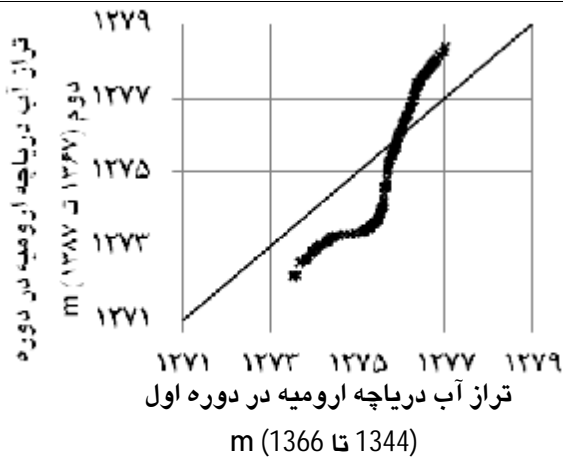
درصد مقدار 0/21 است. محاسبات مربوط به آزمون KPSS فوق توسط نرم افزار E-views و محاسبات مربوط به آزمون KPSS اصلاح شده با تحلیل فوریه با کدنویسی در نرم‌افزار Matlab انجام شد.

نتایج و بحث

در جدول 1 نتایج آزمون من-کنندال ارائه شده است. مقدار Z به دست آمده از آزمون من-کنندال از مقدار بحرانی خود در سطح 99 درصد بیشتر است. همچنین مقدار S محاسبه شده نیز منفی است که بیانگر وجود روند کاهشی معنی‌دار در سطح 99 درصد در تراز آب دریاچه ارومیه می‌باشد. به منظور بررسی بیشتر خصوصیات روند تحلیل سن انجام شد. نتایج تحلیل سن در شکل 2 ارائه شده است.

جدول 1- نتایج آزمون من-کنندال برای روند سری زمانی تراز آب دریاچه ارومیه در دوره (1344-1387).

S	Z	احتمال	Tau	معادله خط روند
-28711	-7/694	0	-0/23	$y = -0.0026 \times t + 1276.2$



در شکل 2، سری داده‌های تراز آب دریاچه ارومیه به دو دوره تقسیم شده‌اند. دوره اول شامل سال‌های 1344 تا 1366 و دوره دوم شامل دوره 1367 تا 1387 می‌شود. سپس داده‌های این دو دوره مرتب شده و داده‌های متناظر مرتب شده نسبت به یکدیگر رسم شدند. از شکل 2 می‌توان نتایج زیر را گرفت:

فوق بیان‌گر حالت خطی استاندارد استفاده شده در آزمون KPSS است که در آن $g_1 = g_2 = 0$ در نظر گرفته می‌شود. حالت خطی آزمون KPSS توسط کویاتوفسکی و همکاران (1992) ارائه گردیده است. با در نظر گرفتن باقی‌مانده روابط 8 و 9:

$$y_t = a_0 + g_1 \sin \frac{2\pi p kt}{T} + g_2 \cos \frac{2\pi p kt}{T} + v_t \quad [8]$$

$$y_t = a_0 + b t + g_1 \sin \frac{2\pi p kt}{T} + g_2 \cos \frac{2\pi p kt}{T} + v_t \quad [9]$$

رابطه 8 نشان‌دهنده آزمون ایستایی حول سطح ثابت و رابطه 9 بیان‌گر آزمون ایستایی حول یک روند معین است. آماره آزمون از رابطه 10 به دست می‌آید:

$$t_{KPSS}(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\tilde{a} \tilde{S}_t^2(k)}{\tilde{s}^2} \quad [10]$$

که در آن $\tilde{S}_t(k) = \tilde{a} \tilde{v}_j$ و $\tilde{s}^2 = \tilde{a}_0 + 2 \sum_{j=1}^T \tilde{a}_j w_j \tilde{a}_j$

می‌باشند. \tilde{v}_j باقی‌مانده رگرسیون ناشی از روابط 8 و 9 به ترتیب است. 1 تأخیر مدنظر برای تعیین سری وزن-ها یا w_j است و \tilde{a}_j زامین اتوکواریانس باقی‌مانده v_j از روابط 8 و 9 است. وزن‌های w_j می‌توانند از رابطه بارتلت (1950) محاسبه شوند. برای محاسبه 1 از برازش مدل AR و ضریب آکایکه¹³ یا رابطه شوارت (1989) استفاده می‌شود. مقادیر بحرانی آماره آزمون توسط بکر و همکاران (2006) ارائه گردیده است. آماره آزمون تابعی از طول دوره آماری و فرکانس k انتخابی و سطح احتمال می‌باشد. به همین دلیل انتخاب k مناسب بسیار حائز اهمیت است. مقادیر بحرانی در سطح 5، 10، 1 و 1 درصد برای آزمون ایستایی اصلاح شده با تحلیل فوریه به ترتیب 3/92، 4/66 و 6/31 می‌باشد (بکر و همکاران 2006). و برای آزمون KPSS در سطح 1

¹³ Akaike information criteria (AIC)

جدول 2 نتایج برآزش مدل‌های مختلف مؤلفه تناوب تراز دریاچه ارومیه را نشان می‌دهد. در این جدول روش‌های مختلف تعیین k اعمال شده است. علاوه بر شاخص ضریب تبیین و مجموع مربعات خطا از برآزش گرافیکی نیز استفاده و مدل 4 به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شد. در مورد عدم انتخاب مدل 5 شایان ذکر است که با افزایش یک سری متناوب به مدل دقت تغییر زیادی نداشته است و با توجه به توصیه بکر و همکاران (2006) که در مقدمه ذکر شد، مدل 4 انتخاب گردید.

سری زمانی داده‌های تراز آب دریاچه در شکل 3 نشان داده شده است. با مقایسه این شکل و شکل‌های ارائه شده توسط بکر و همکاران (2006) می‌توان تغییرات U شکل را در سری داده‌ها مشاهده کرد. نادیده گرفتن این تغییرات غیرخطی در داده‌ها باعث رد فرض صفر ایستایی صحیح در آزمون KPSS می‌شود (بکر و همکاران 2004).

تأخیر I با استفاده از تابع خودهمبستگی به‌دست آمد. نمودار تابع خود همبستگی سری y_t در شکل 4 نشان داده شده است. وجود حالت‌های سینوسی در همبستگی نگار نشان‌دهنده تناوب در داده‌ها است. در صورتی‌که تناوب داده‌ها به‌خوبی حذف شده باشد، نمودار تابع خود همبستگی میرا خواهد بود (سالاس 1993).

همان‌طور که از شکل 4 مشخص است تابع خود همبستگی حالت میرا پیدا کرده و می‌توان نتیجه گرفت که بخش متناوب به‌خوبی توسط سری فوریه برآزشی، مدل شده است.

پس از تعیین مؤلفه‌های روند و تناوب و تأخیر I آزمون ایستایی با روش تحلیل فوریه و KPSS برای حالات مختلف صورت پذیرفت. نتایج این آزمون‌ها در جدول 3 ارائه شده است.

الف) داده‌ها از خط نیمساز فاصله دارند. در نتیجه می‌توان گفت در سری داده‌های تراز آب دریاچه ارومیه روند وجود دارد. که این موضوع توسط آزمون آماری من-کندال نیز نشان داده شد.

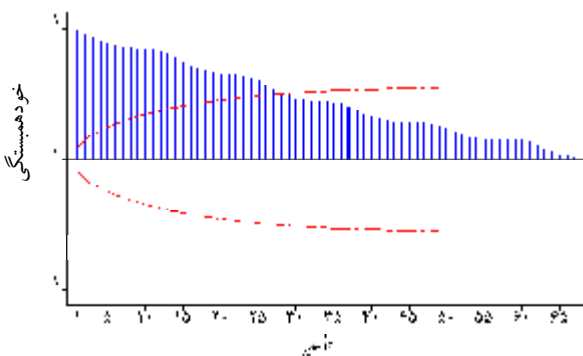
ب) داده‌های بیشتر از 1276 متر در بالای خط نیمساز و داده‌های کمتر از 1276 متر در پایین خط نیمساز قرار گرفته‌اند. به بیان دیگر روند افزایشی در داده‌های بیشتر از 1276 متر دیده می‌شود. این امر به این معناست که در دوره دوم نسبت به دوره اول تراز آب بیشتر از 1276 متر بیشتر رخ داده است. در واقع روند افزایشی مشاهده شده سعی در توجیه دوران پرآبی سال‌های 1369 تا 1377 را دارد. در این سال‌ها تراز دریاچه بالای 1276 متر قرار گرفته است، در حالی‌که در دوره اول تنها یک سال تراز دریاچه بالای تراز 1276 متر بوده است. از طرف دیگر در دوره دوم به دفعات تراز آب دریاچه به زیر تراز 1276 متر نیز رسیده است، که بیشتر از دوره اول می‌باشد. در حالت کلی می‌توان گفت دلیل قرار گیری تعدادی از داده‌ها در بالای خط نیمساز و تعدادی از داده‌ها در پایین خط نیمساز، افزایش دامنه تغییرات داده‌ها در دوره دوم نسبت به دوره اول است. که موجب شده یک سری از داده‌ها (تراز بالای 1276 متر) روند روبه رشد داشته باشد، در عین حال قسمتی دیگر از داده‌ها روند کاهشی داشته باشند.

ج) همان‌طور که از شکل 2 است، داده‌های رسم شده شکل یک منحنی را ایجاد کرده‌اند که نشان‌دهنده وجود روند غیریکنواخت، یا وجود مؤلفه‌های غیرخطی در داده‌ها است. مخصوصاً روند کاهشی مشاهده شده در شکل به‌شدت حالت غیرخطی از خود نشان می‌دهد. دوره‌های تر و خشک تأثیر خزنده و ملایم بر تراز آب دریاچه می‌گذارند. لذا تعیین این شکست‌های¹⁴ غیرخطی کمک شایانی به بررسی وضعیت موجود و پیش‌بینی شرایط آینده دریاچه خواهد کرد.

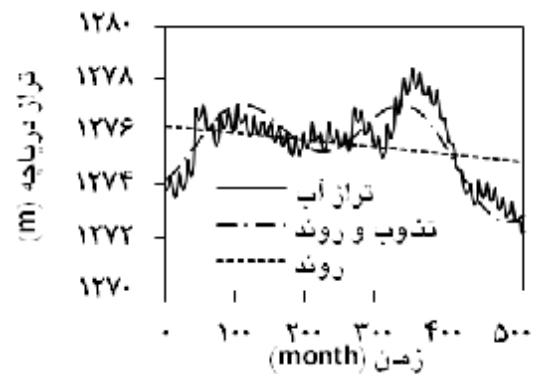
¹⁴ Breaks

جدول 2- مدل‌های تناوبی برازش داده شده با فرکانس‌های مختلف بر داده‌های تراز آب دریاچه ارومیه.

مدل	فرکانس	رابطه مدل	R ²	RMSE (m)
1	1	$y_t = 1276.2 - 0.0026t + 0.0742 \sin\left(\frac{2\pi t}{T}\right) - 1.02 \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right)$	0/29	1/13
2	2	$y_t = 1276.2 - 0.0026t + 0.887 \sin\left(\frac{4\pi t}{T}\right) - 0.989 \cos\left(\frac{4\pi t}{T}\right)$	0/48	0/96
3	3	$y_t = 1276.2 - 0.0026t + 0.514 \sin\left(\frac{6\pi t}{T}\right) - 0.091 \cos\left(\frac{6\pi t}{T}\right)$	0/75	1/3
4	1.2	$y_t = 1276.2 - 0.0026t + 0.0742 \sin\left(\frac{2\pi t}{T}\right) - 1.02 \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + 0.887 \sin\left(\frac{4\pi t}{T}\right) - 0.989 \cos\left(\frac{4\pi t}{T}\right)$	0/77	0/63
5	1.2.3	$y_t = 1276.2 - 0.0026t + 0.0742 \sin\left(\frac{2\pi t}{T}\right) - 1.02 \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + 0.887 \sin\left(\frac{4\pi t}{T}\right) - 0.989 \cos\left(\frac{4\pi t}{T}\right) + 0.514 \sin\left(\frac{6\pi t}{T}\right) - 0.091 \cos\left(\frac{6\pi t}{T}\right)$	0/85	0/52



شکل 4- تابع خود همبستگی سری زمانی تراز آب دریاچه ارومیه.



شکل 3- سری زمانی داده‌های تراز آب دریاچه ارومیه و مؤلفه‌های روند و تناوب آن.

در حالی که با وجود خطای کمتر مدل 5 داده‌ها حول این مدل نایستا می‌باشند.

نتیجه‌گیری کلی

در این تحقیق آزمون ایستایی با کمک تحلیل فوریه که در رشته اقتصاد پیشنهاد شده است، تشریح و کاربرد آن در مسائل هیدرولوژیک و منابع آب توضیح داده شد. با استفاده از رسم سری زمانی تراز دریاچه ارومیه تغییرات U شکل بلندمدت و رفتار تناوبی در این پدیده هیدرولوژیک مشاهده شد و با استفاده از روش ابتکاری سن تغییرات غیریکنواخت در روند و ساختار سری اثبات شد. سپس با استفاده از تحلیل فوریه و در نظر گرفتن فرکانس‌های مختلف، مدل‌های تناوبی استخراج و با معادله روند به‌دست آمده از روش من-کندال ترکیب شد تا مؤلفه قطعی سری استخراج شود. سپس با استفاده از آزمون KPSS ایستایی حول یک روند معین و حول سطح ثابت مورد سنجش قرار گرفت. نتایج نشان‌دهنده نایستایی سری حول روند معین و حول سطح ثابت می‌باشد که به دلیل وجود تناوب‌های چند فرکانسه کاملاً مطابق انتظار است. سپس با کمک روش‌های تفاضل‌گیری مرتبه اول و دوم که به‌صورت گسترده در ایستا کردن سری‌های زمانی کاربرد دارند سعی در ایستا کردن سری شد، ولی نتایج نشان دادند که سری زمانی تراز آب دریاچه ارومیه با این روش ایستا نشده است. نتیجه مشابهی توسط خلیلی و همکاران (1389) و بکر و همکاران (2006) گزارش شده است. دلیل عدم ایستا شدن داده‌ها به‌روش تفاضل‌گیری، نقص آزمون KPSS در بررسی ایستایی در شرایط وجود تناوب (مؤلفه غیرخطی) در داده‌ها است. در مقابل مدل‌های مختلف تناوبی به‌دست آمده مورد بررسی ایستایی قرار گرفتند که از این بین تنها حول یک مدل داده‌ها در سطح 0/05 ایستا هستند. لذا این مدل توانایی در تخمین مؤلفه قطعی سری را دارد و می‌توان جهت مدل‌سازی از آن بهره جست. در آزمون ایستایی به-

جدول 3- نتایج آزمون ایستایی.

روش	آماره آزمون
تحلیل فوریه (مدل تناوبی 1)	6/49
تحلیل فوریه (مدل تناوبی 2)	7/68
تحلیل فوریه (مدل تناوبی 3)	8/52
تحلیل فوریه (مدل تناوبی 4)	3/24
تحلیل فوریه (مدل تناوبی 5)	8/34
KPSS حول سطح ثابت	151/6
KPSS حذف روند با تفاضلی کردن از مرتبه اول	0/69
KPSS حذف روند با تفاضلی کردن از مرتبه دوم	16/5

از جدول 3 نتیجه می‌شود که سری در تمامی سطوح، حول سطح ثابت و روند معین با آزمون KPSS نایستا است. با استفاده از روش تفاضلی کردن از مرتبه اول و دوم نیز داده‌ها ایستا نشده‌اند. این امر قابل انتظار و همسو با تحقیقات بکر و همکاران (2004) و (2006)، بیرنس (1997)، سو (2011 و 2012) می‌باشد. زیرا در صورت وجود تناوب یا هرگونه شکست ملایم غیرخطی در ساختار داده‌ها¹⁵، تفاضلی کردن داده‌ها توانایی ایجاد یک سری ایستا را نخواهد داشت. از بین مدل‌های تناوبی مختلف به‌دست آمده نیز به‌جز مدل 4، سری حول تمامی مدل‌ها نایستا است. مدل 4 شامل یک روند یکنواخت و مؤلفه تناوبی با دو فرکانس به‌صورت جمعی می‌باشد که سری حول این مدل در سطح 0/05 ایستا است و می‌تواند جهت مدل‌سازی تراز دریاچه ارومیه مورد استفاده قرار گیرد. همچنین افزایش تعداد فرکانس‌های جمعی به بهبود آماره ایستایی کمک نکرده است. زیرا مطابق نظریه بکر و همکاران (2004)، فرکانس‌های بالا با پارامترهای استوکاستیکی همسو هستند (نه شکست‌های ساختاری)، به همین دلیل فرکانس‌های پایین هستند که در آزمون ایستایی دخالت دارند و افزایش تعداد پارامترها از توان آزمون می‌کاهد. همچنین نتایج مندرج در جدول 3 صحت انتخاب مدل 4 را تایید می‌کند. زیرا داده‌ها حول این مدل ایستا هستند،

¹⁵ Structural smooth breaks

همکاران (2004 و 2006) و سو (2011 و 2012) گزارش شده است. این موضوع به این دلیل است که فرکانس‌های پایین در ایستایی داده‌ها نقش دارند و با افزایش تعداد فرکانس‌های تجمعی، تعدادی از فرکانس‌های بالا که مرتبط با بخش استوکاستیک داده‌ها هستند در آزمون وارد می‌شوند و سبب می‌شوند توان آزمون کاهش یابد.

روش تحلیل فوری انتخاب روش تعیین مؤلفه‌های تناوبی بسیار حائز اهمیت است، زیرا مقادیر بحرانی، وابسته به روش انتخاب فرکانس (تک فرکانس یا به صورت تجمعی) و تعداد فرکانس انتخاب شده، می‌باشد. روش‌های مختلف پیشنهاد شده برای تعیین فرکانس نیز در این مقاله بحث شد. نتایج نشان دادند که با افزایش تعداد فرکانس‌های تجمعی، لزوماً آماره آزمون بهبود نمی‌یابد. نتایج مشابه توسط بیرنس (1997)، بکر و

منابع مورد استفاده

- جلیلی ش، مرید س، بناکار ا و نامداری قنبری ر، 1390. ارزیابی تأثیر شاخص‌های اقلیمی NAO و SOI بر تغییرات تراز دریاچه ارومیه، کاربرد روش‌های آنالیز طیفی سری‌های زمانی. نشریه آب و خاک، جلد 25، شماره 1، صفحه‌های 140 تا 149.
- جهانبخش س، عدالت دوست م و تدینی م، 1389. دریاچه ارومیه، شاخصی کلاسیک از ارتباط بین لکه‌های خورشیدی و اقلیم در شمال غرب ایران. فصل‌نامه تحقیقات جغرافیایی، جلد 99، صفحه‌های 49 تا 76.
- خلیلی ک، فاخری فردا، دین پژوهی و قربانی م، 1389. تحلیل روند و ایستایی جریان رودخانه به‌منظور مدل‌سازی سری‌های زمانی هیدرولوژیکی. نشریه دانش آب و خاک، جلد 20، شماره 1، صفحه‌های 61 تا 72.
- رستم افشار ن، فهمی ه و پیره ع، 1385. شبیه‌سازی و پیش‌بینی جریان رودخانه‌ها با استفاده از شبکه عصبی و مدل فوری. تحقیقات منابع آب، جلد 2، شماره 1، صفحه‌های 36 تا 44.
- رسولی ع و عباسیان ش، 1388. تحلیل مقدماتی سری‌های زمانی تراز سطح آب دریاچه ارومیه. نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی، جلد 14، شماره 28، صفحه‌های 137 تا 165.
- میرزایی سی، چیت سازان م و چینی پرداز ر، 1383. استفاده از تحلیل سری زمانی در تعیین زمان تأخیر رواناب در حوضه جهان بین. آب و فاضلاب، جلد 15، شماره 3، صفحه‌های 53 تا 59.
- نخعی م و میرعربی ع، 1389. پیش‌بینی سیلاب از طریق داده‌های سری زمانی دبی رودخانه سومبار با استفاده از مدل باکس-جنکینز. نشریه زمین‌شناسی مهندسی، جلد 4، شماره 1، صفحه‌های 901 تا 915.
- ویسی پور ح، معصوم پور سماکوش ج، صحنه ب و یوسفی ی، 1389. تحلیل پیش‌بینی روند بارش و دما با استفاده از مدل‌های سری زمانی (ARIMA). فصل‌نامه علمی-پژوهش جغرافیا، جلد 4، شماره 12، صفحه‌های 63 تا 77.
- Abdul Aziz, OI and Burn, DH, 2006. Trends and variability in the hydrological regime of the Mackenzie River Basin. *Journal of Hydrology* 319: 282-294.
- Ahn, H, 2000. Modeling of groundwater heads based on second order difference time series modelings. *Journal of Hydrology* 234: 82-94.
- Bartlett MS, 1950. Periodogram analysis and continuous spectra. *Biometrika* 37: 1-16.
- Becker R, Enders W and Lee J, 2004. A general test for time dependence in parameters. *Journal of Applied Econometrics* 19: 899-906.
- Becker R, Enders W and Lee J, 2006. A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis* 27(3): 381-409.
- Bierens H, 1997. Testing for a unit root with drift hypothesis against nonlinear trend stationarity, with an application to the US price level and interest rate. *Journal of Econometrics* 81: 29-64.
- Christopoulos D and Leon-Ledesma M, 2010. Post-Bretton-Woods real exchange rates: Mean reverting with nonlinear

- adjustment. *Journal of International Money and Finance* 29: 1076–1093.
- Davies RB, 1987. Hypothesis testing when a nuisance parameter is only identified under the alternative. *Biometrika* 47: 33–43.
- Dixon H, Lawler DM and Shamseldin AY, 2006. Streamflow trends in western Britain. *Geophysical Research Letters* 33(19): 1-11.
- Douglas EM, Vogel RM and Kroll CN, 2000. Trends in flood and low flows in the United States: impact of spatial correlation. *Journal of Hydrology* 240: 90–105.
- Enders W and Lee J, 2009. The flexible Fourier form and testing for unit roots: An example of the term structure of interest rates, working paper, Department of Economics. Finance & Legal Studies: University of Alabama, Tuscaloosa, AL, USA.
- Gallant R, 1984. The Fourier flexible form. *American Journal of Agricultural Economics* 66: 204–208.
- Parry ML, 2007. Climate change 2007-impacts, adaptation and vulnerability: Working group II contribution to the fourth assessment report of the IPCC (Vol. 4). Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Kendall MG, 1938. A new measure of rank correlation. *Biometrika* 36: 81-93.
- Kwaitowski D, Phillips PCB, Schmidt P and Shin Y, 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the null hypothesis of a unit root. *Journal of Econometrics* 54: 159–78.
- Mann HB, 1945. Nonparametric test against trend. *Econometrica* 13: 245-259.
- Salas JD, 1993. Analysis and modeling of hydrological time series. pp. 1-72. In: Maidment DR (eds). *Handbook of Hydrology*. McGraw-Hill, New York, USA.
- Schwert GW, 1989. Test for unit roots: a Monte Carlo investigation. *Journal of Business and Economics Statistics* 2: 242-259.
- Şen Z, 2012. Innovative Trend Analysis Methodology. *Journal of Hydrologic Engineering* 17(9): 1042–1046.
- Sonali P and Nagesh Kumar D, 2012. Review of trend detection methods and their application to detect temperature changes in India. *Journal of Hydrology* 476: 212-227.
- Su Ch, Tsangyao Ch and Chang H, 2011. Purchasing power parity for fifteen Latin American countries: Stationary test with a Fourier function. *International Review of Economics and Finance* 20: 839-845.
- Su Ch, Chang H and Liu L, 2012. Real interest rate parity with flexible Fourier stationary test for Central and Eastern European countries. *Journal of Economic Modeling* 29: 2719-2723.
- Wang W, Van Gelder PH and Vrijling JK, 2005. Trend and stationarity analysis for stream flow processes of rivers in Western Europe in the 20th Century. IWA International Conference on Water Economics, Statistics, and Finance, 8–10 July, Rethymno, Greece.
- Xu ZX, Takeuchi K and Ishidaira H, 2003. Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. *Journal of Hydrology* 279: 144–150.
- Yu YS, Zou S and Whittemore D, 1993. Non-parametric trend analysis of water quality data of rivers in Kansas. *Journal of Hydrology* 150: 61-80.