پیش بینی آبدهی رودخانه با استفاده از مدل اتورگرسیو پریودیک با ضرایب ثابت و متغیر به کمک روش‌های پارامتری و ناپارامتری(مطالعه موردی: رودخانه هرو ایستگاه کاکارضا).

سیدیعقوب کریمی[۱]، حامد نوذری[۲*]، محبوبه یونسی[۳] ، صفر معروفی[۴]

تاریخ ارسال:۱۳۹۷/۰۹/۲۰
تاریخ پذیرش:۱۳۹۸/۰۷/۰۱

مقاله علمی_ پژوهشی

چکیده

روش‌های تحلیل سری‌های زمانی در دو دسته کلی، روش‌های پارامتری و ناپارامتری تقسیم بندی می‌شوند. در این پژوهش داده های سری ماهیانه جریان در یک دوره آماری ۳۵ ساله ایستگاه آب سنجی کاکارضا واقع در شهرستان خرم آباد به دو روش پارامتری و ناپارامتری برای حالت اتورگرسیو پریودیک با ضرایب ثابت و متغیر به صوت جداگانه مورد آزمون قرار گرفت. مقایسه نتایج در دو حالت پارامتری و ناپارامتری نشان می‌دهد تفاوت چشم‌گیری در نتایج وجود ندارد و در حالت ضریب ثابت مدل اتورگرسیو با مرتبه ۲ با خطای جذر میانگین مربعات ۶/۰۷ و ضریب تعیین ۰/۵۳۴ با اختلاف اندک نتایج بهتری را ارائه می‌دهد. به طور کلی مدل اتورگرسیو پریودیک با ضرایب متغیر کارایی بهتری نسبت به مدل اتورگرسیو با ضرایب ثابت دارد. تجزیه و تحلیل مدل فصلی Decompositoin نشان می‌دهد که سری باقی مانده غیر تصادفی می‌باشند. همچنین در مدل Winter ، نمودار مقادیر باقیمانده ها در مقابل مقادیر برازش شده ساختار خاصی را به نمایش گذاشته است و نمودار دارای ترند می‌باشد بنابر این نمی‌توان فرض ثابت بودن واریانس باقی مانده‌ها را پذیرفت. در نتیجه این مدل‌ها برای برآورد جریان رودخانه‌ای از توانایی لازم برخوردار نیستند.

واژه های کلیدی: رودخانه کاکارضا؛ اتورگرسیو پریودیک؛ پارامتری و ناپارامتری.

[۱] دانشجوی دکتری مهندسی منابع آب، گروه علوم و مهندسی آب، دانشگاه بوعلی سینا.Karimi.sdbs@yahoo.com

[۲]دانشیار علوم و مهندسی آب، گروه علوم و مهندسی آب، دانشگاه بوعلی سینا.hanozari@yahoo.com

[۳] دانشجوی دکتری مهندسی منابع آب، گروه علوم و مهندسی آب، دانشگاه بوعلی سینا.mahbobeh.younesi@gmail.com

[۴] استاد علوم و مهندسی آب، گروه علوم و مهندسی آب، دانشگاه بوعلی سینا.marofisafar59@gmail.com

مقدمه

اساس بسیاری از تصمیم‌گیری‌ها در فرآیندهای هیدرولوژیکی و بهره‌برداری از منابع آب بر پایه پیش‌بینی و تحلیل سری‌های زمانی می‌باشد (کارآموز و عراقی نژاد، ۱۳۹۷). روش‌های تحلیل این نوع سری‌ها، در دو دسته کلی، روش‌های پارامتری و ناپارامتری تقسیم بندی می‌شوند که روش‌های ناپارامتری از کاربرد نسبتاً وسیعتری نسبت به روش‌های پارامتری‌برخوردارند(Takeuchi and Ishidaira, 2003).

در روش های نا پارامتری اساس کار بر تفاوت بین داده‌های مشاهداتی است به گونه‌ای که این روش‌ها مستقل از توزیع آماری سری زمانی می‌باشند(Onoz and Bayazit, 2003). زمانی که شرایط آزمون‌های پارامتری برقرار با شد، این نوع آزمون‌ها به دلیل ا ستفاده از اطلاع توزیع (نر مال) در داده ها در م قایسه با آزمون های ناپارامتری توان بیشتری دارند ولی زمانی که شرایط و یا پیش فرض‌های آزمون‌های پارامتری برقرار نباشد، توان وکارایی آزمون‌های ناپارمتری بیشتر می باشد (Sheskin, 2004). یکی از مشکلاتی که در استفاده از آزمون‌های ناپارامتری وجود دارد، ذهنیت منفی کاربران غیر متخصص می‌باشد. تصور بر این است که آزمون‌های ناپارامتری در مقایسه با آزمون‌های پارامتری متناظر آن‌ها خیلی ضعیف‌تر عمل می‌کنند و تلاش آن‌ها بر این ا ست که به هر ترتیب ممکن از آزمون‌های پارامتری استفاده نمایند. البته لازم به تذکر است در صورتی که پس از انجام تبدیل روی داده‌های کمی، نرمالیتی آن‌ها برقرار شد باید آزمون‌های پارامتری را به کار برد. ولی به هر حال موقعیت‌های وجود دارند که ممکن است تبدیل روی داده‌ها سبب نرمالیتی آن‌ها نگردد . در چنین موقعیتی باید از آزمون ناپارامتری منا سب ا ستفاده شود(ا صغری و همکاران، ۱۳۹۲).

پژوه شگران م سئله توان هر کدام از روش‌های پارامتری و ناپارامتری را به منظور تحیل داده‌های آماری مورد تجزیه و تحلیل قرار داده اند. مالکیان و کاظم‌زاده (۱۳۹۵) روند جریان‌های رودخانه‌ای با استفاده از رویکردهای آماری پارامتری و ناپارامتری در استان اردبیل مورد بررسی قرار داد ند. در این تحقیق از رویکرد آزمون¬ های نا پارامتری (من-کندال، کندال تائو، همبستگی اسپیرمن، تخمین‌گر سن و آزمون پتی) و آزمون‌های پارامتری (همبستگی پیرسون، شیب خط رگرسیون) برای تحلیل روند سری‌های ف صلی و سالانه در ۷ ای ستگاه هیدرومتری ا ستان اردبیل طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ استفاده شد. از آنجایی که شرایط استفاده از روش‌های ناپارامتری، نرمال بودن و ندا شتن خودهمب ستگی در سری‌های زمانی می‌با شد. در این مطالعه تمام شرایط و آماده سازی داده‌ها از جمله بررسی همگنی، نرمال بودن و مستقل بودن داده‌ها بررسی شد. نتایج آزمون‌ها برای داده‌های فصلی و سالانه دبی نشان داد که آزمون های پارامتری تایید کننده نتایج آزمون های ناپارامتری می‌باشند (ملکیان و کاظم زاده، ۱۳۹۵). فلاح پور و هداوند (۱۳۹۴) نیز پیش بینی نو سانات قیمت طلا، با ا ستفاده از مدل گارچ ناپارامتری و مقایسه با مدل‌های گارچ پارامتری را مورد تحلیل قرار دادند. در این تحقیق ابتدا سری بازده قیمتی و نوسانات بازده طلا تحت آزمون‌های مختلف بررسی شد. سپس یک رویکرد ناپارامتری بر اساس مدل ارائه شده توسط بولمن و مکنیل ۳ در سال ۲۰۰۲ برای پیش بینی نوسانات بازدهی استفاده گردید و با استفاده از دو تابع خطای پیشبینی MSE و QLIKE با مدل‌های پارامتری دیگر، مورد مقایسه قرار گرفت و نتایج توسط آزمون دایبولد- ماریانو ارزیابی شد. در نهایت تابع خطای QLIKE برتری مدل گارچ ناپارامتری را در پیشبینی نوسانات نسبت به بقیه مدل‌های گارچ نشان می‌دهد.

در ادامه مباحث فوق قابل ذکر است که مدل‌های پارامتری و ناپارامتری بر داده‌های AR پریودیک (ماهیانه)، MA و ARMA نیز قابل برازش می‌باشند. در این حالت مدل‌های فوق دارای دو حالت، ضریب ثابت و ضریب متغیر می‌با شند (Salas et al., 1980). در مدل‌های ماهیانه با ضریب ثابت، باقی مانده ها ثابت ولی میانگین و واریانس پریودیک ه ستند و در حالت ضریب متغیر هم باقی مانده ها و هم میانگین و واریانس هر سه پریودیک می‌باشند (Salas et al. 1980). هنگام تجزیه و تحلیل سری‌های فصلی، بسیاری از نرم‌افزارها با فرض ناپارامتریک بودن توزیع داده‌ها مدل‌های استوکستیکی را اجرا می‌نمایند. اینکه ما هنگام برازش مدل پریودیک بر سری زمانی از

کدام نوع از ضرایب استفاده نماییم نیازمند ترسیم ضرایب خودهمبستگی ماهیانه در مقابل ماه متناظر می‌با شد. اگر تغییرات ضرایب خودهمبستگی ماهیانه در طول ماه‌های مختلف پیرامون میانگین بود از مدل پریودیک با ضرایب ثابت استفاده می‌شود. در غیر این صورت مدل پریودیک با ضرایب متغیر گزینه مناسب است (خرمی و بزرگ نیا، ۱۳۸۶).

از جمله روش های دیگر به منظور انتخاب بهترین حالت مدل‌های فصلی، روش امساک در پارامترها (ضریب AIC) می‌باشد (فتحی و همکاران، ۱۳۹۱). در این روش بدون ترسیم نمودار و از طریق محاسبه خطای واریانس داده‌ها و محاسبه ضریب آکایک می‌توان به نتایج قابل قبولی دست یافت. در این روش حالتی از مدل مورد قبول است که ضریب آکایک کمتری داشته باشتد. این ضریب را می‌توان برای مرتبه های مختلف مدل برای هر یک از حالت‌های اتورگرسیو پریودیک با ضرایب ثابت و متغیر محاسبه کرده و به ترتیب اولویت دسته‌بندی و مورد استفاده قرار داد. این روش از جامعیت بیشتری برخوردار است و می‌تواند تایید کننده نتایج بدست آمده در روش قبل نیز تلقی گردد. به منظور بررسی دقیق‌تر این مسئله در سری‌های زمانی، داده‌های سری ماهیانه در یک دوره آماری ۳۵ ساله ایستگاه آب سنجی کاکارضا واقع در شهرستان خرم آباد به کمک روش های پارامتری و ناپارامتری، برای هر دو حالت AR پریودیک با ضرایب ثابت و متغیر به صوت جداگانه مورد آزمون قرار گرفت. در نهایت نتایج بدست آمده با استفاده از آزمون‌های آماری مورد صحت سنجی قرار گرفت و با یکدیگر مقایسه گردید و مناسب‌ترین مدل با مرتبه مشخص به منظور تجزیه و تحلیل سری زمانی و پیش بینی داده های مورد نظر انتخاب گردید.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش به منظور محاسبه میانگین و انحراف معیار پارامتریک از روش سری فوریه با استفاده از روابط ۱ و ۲ استفاده شد (Salas et al. 1980, Hipel, and McLeod. 1994, Zhou et al. 2012):

$$\mu_\tau = y + \sum_{j=1}^{h^*(y)} A_h(y)\ \mathrm{Cos}\left(2\pi h_j(y)\frac{\tau}{w}\right) + B_h(y)\mathrm{Sin}\left(2\pi\, h_j(y)\frac{\tau}{w}\right) \quad (1)$$

$$y = \sum_{e=1}^{w}\frac{y_\tau}{w}$$

$$A_{hj(y)} = A_j = 2/w \sum_{e=1}^{w} y_\tau \mathrm{Cos}\left(\frac{2\pi i\tau}{w}\right)$$

$$B_{hj(y)} = B_j = 2/w \sum_{e=1}^{w} y_\tau\ \mathrm{Sin}\left(\frac{2\pi i\tau}{w}\right)$$

$$\delta_\tau = s + \sum_{j=1}^{h^*(y)} A_h(s)\mathrm{Cos}\left(2\pi h_j(s)\frac{\tau}{w}\right) + B_h(s)\mathrm{Sin}\left(2\pi hj\,(s)*\frac{\tau}{w}\right) \quad (2)$$

$$s = \frac{\sum_{s=1}^{w} s_h}{w}$$

$$A_{hj(s)} = A_j = 2/w \sum_{s=1}^{w} s_\tau \mathrm{Cos}\left(\frac{2\pi i\tau}{w}\right) \qquad j=1,2,\ldots,h$$

$$B_{hj(s)} = B_j = 2/w \sum_{s=1}^{w} s_\tau \mathrm{Sin}\left(\frac{2\pi i\tau}{w}\right) \qquad j=1,2,\ldots,h$$

y_τ میانگین ناپارامتریک سری ماهیانه است. s_h انحراف معیار ناپارامتریک سری ماهیانه است. $H\ h_j(y)$امین هارمونی با اهمیت میانگین می باشد. τ واحد پریودیک است. A_j و B_j ضرایب ثابت هستند (ضرایب فوریه هستند). $h^*(y)$ حداکثر مقدار هارمونی می‌باشد.

در ادامه با استفاده از روش cumulative periodogram test مقادیر هر کدام از هارمونی‌ها محاسبه شد که با استفاده از رابطه ۳ قابل برآورد است (Salas et al. 1980):

$$P_i = \frac{\sum_{j=1}^{n} MSD(j)}{MSD(u)} \quad (3)$$

$$MSD(\mu) = \frac{1}{w}\sum_{\tau=1}^{w}(\mu_\tau - \mu)$$

$$MSD(j) = 1/2(A_j^2 + B_j^2)$$

با ترسیم P_i در مقابل j تعداد هارمونی با اهمیت به دست می‌آید که با دخیل نمودن آن در روابط ۱ و ۲ مقادیر میانگین و واریانس پارامتریک برآورد می گردد.

همچنین به منظور برآورد میانگین و انحراف معیار ناپارامتریک از روابط ۴ و ۵ استفاده گردید (Kottegoda and Rosso, 2009):

$$X_\tau = \Sigma X_v / N \quad (4)$$

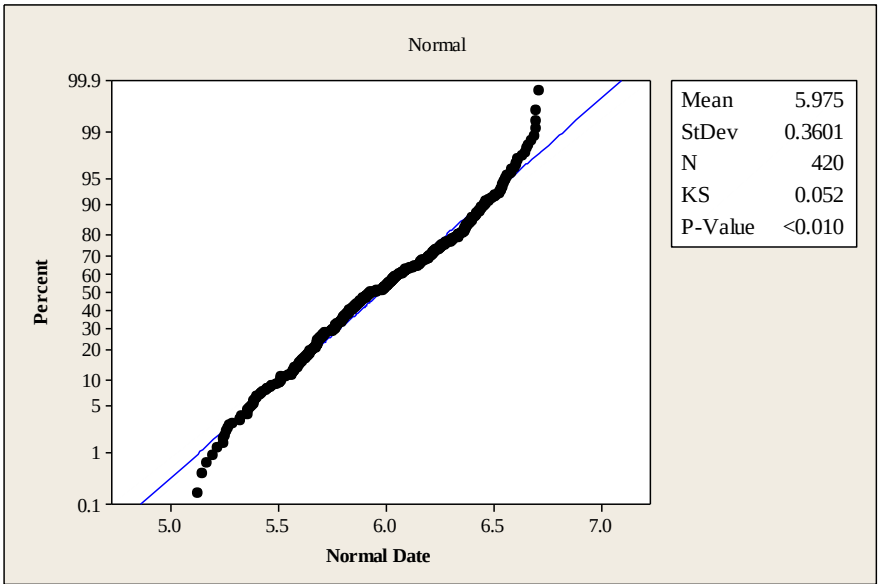
$$S = \sqrt[2]{(X-\mu)^2/N} - 1 \quad (5)$$

به منظور نرمال سازی سری زمانی از تبدیل لگاریتم استفاده شد. سپس با تاخیر ۲۴ تایی و تفاضل گیری درجه اول از داده‌ها، سری ایستا شد. به منظور تعیین نوع و مرتبه مدل، نمودار خودهمبستگی و خودهمبستگی جزیی سری زمانی رسم گردید. سپس با تجزیه و تحیل این نمودارها و مدل Decompositoin و Winter method منا سب‌ترین مدل برازش داده شده بر سری زمانی AR تشخیص داده شد و ضرایب مدل برآورد گردید. به منظور سنجش اعتبار مدل انتخابی از رابطه ۶ که بیانگر ضریب آکائیک ا ست ا ستفاده شد (فلاح پور و هداوند، ۱۳۹۴، Hipel, and McLeod. 1994):

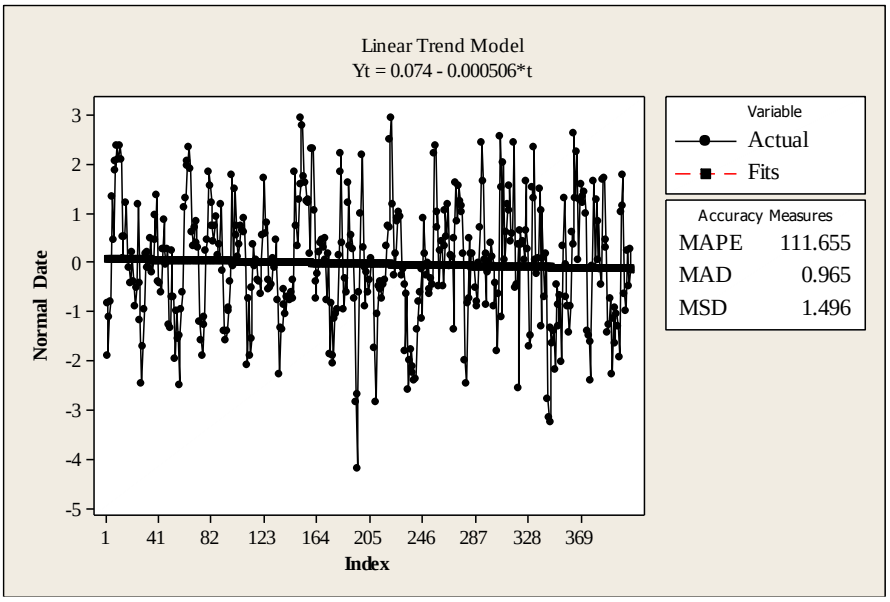
$$AIC=NLn\ \delta_{\varepsilon}^{2}+2P \qquad (۶)$$

نتایج و بحث

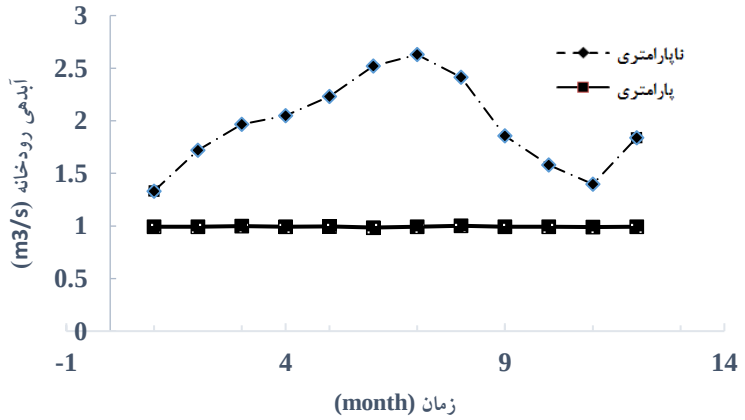
در این تحقیق از سری دراز مدت ماهانه آبدهی در ایستگاه کاکارضا ا ستفاده شد. در ابتدا نرمال بودن سری زمانی مورد بررسی قرار گرفت و با تبدیلات لازم این سری نرمال شد (شکل ۱). سپس با توجه به عدم ایستایی سری زمانی، با ا ستفاده از روش تفا ضل گیری مرتبه اول، سری آبدهی ای ستا گردید (شکل۲). جهت محا سبه میانگین و انحراف معیار سری از دو روش پارامتری و نا پارامتری ا ستفاده شد. یکی از روش‌های محا سبه میانگین و انحراف معیار پارامتری بسط سری فوریه می‌باشد. جهت تحقق این امر تعداد هارمونی بااهمیت از ترسیم نمودار P_i در مقابل J بدست آمد سپس میانگین و انحراف معیار پارامتری محاسبه گردید. در شکل ۳و ۴ میانگین و انحراف معیار محاسبه شده از دو روش پارامتری و ناپارامتری نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد بین این دو روش تفاوت معنی داری وجود ندارد.



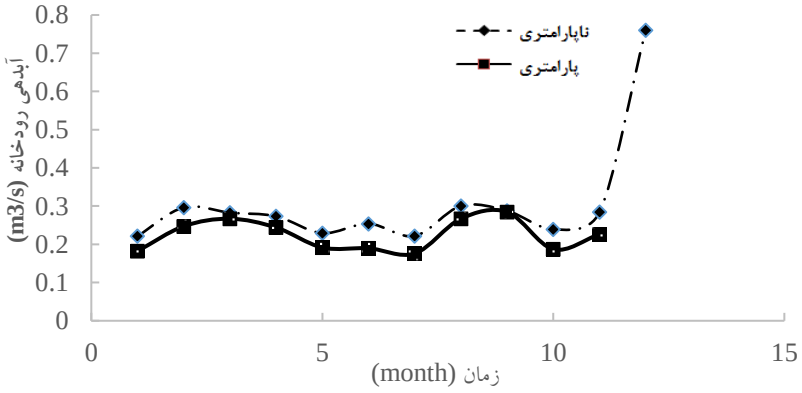
شکل (۱): بررسی نرمال بودن سری زمانی آبدهی ایستگاه کاکارضا



شکل (۲): سری زمانی ایستا و نرمال آبدهی در ایستگاه کاکارضا



شکل(۳): مقایسه میانگین پارامتری و ناپارمتری ماهانه

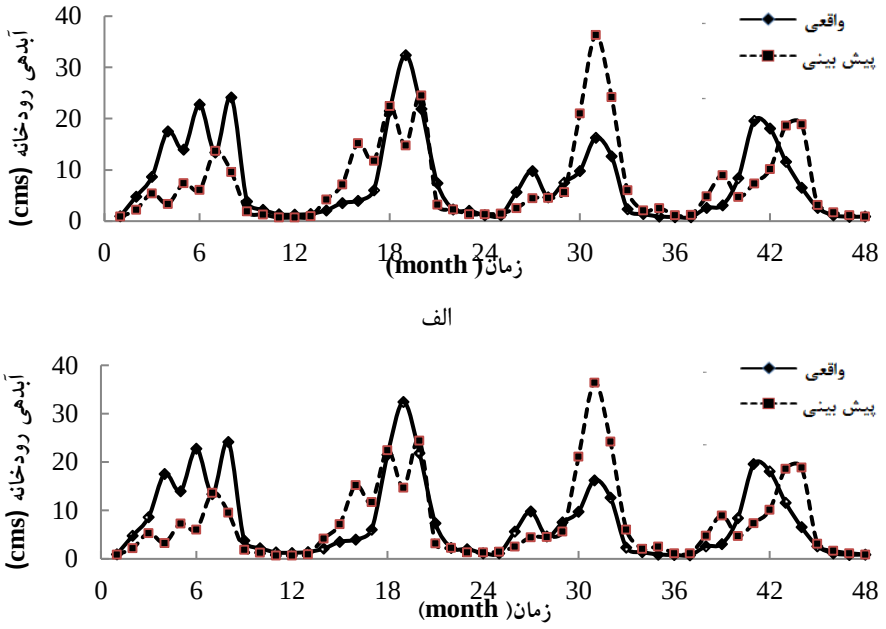


شکل(۴) مقایسه انحراف معیار پارامتری و ناپارمتری ماهانه

به منظور تعیین مرتبه مدل اتورگرسیو به بررسی نمودارهای PACF وACF پرداخته شد. و مرتبه مدل ۱ و ۲ برای مدل‌های اتورگرسیو با ضرایب ثابت و متغیر در دو حالت پارامتری و ناپارامتری مورد بررسی قرار گرفت. با محاسبه ضرایب مدل‌ها، سری باقی مانده خطا محاسبه گردید. جهت بررسی نرمال و مستقل بودن این سری به ترتیب از آزمون‌های کلموگرف اسمیرنوف و پورت مونتو استفاده شد که نتایج حاکی از تحقق این امر می‌باشد. در ادامه با تعریف سری داده نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار یک، آبدهی برای ۴۸ ماه بعد پیش بینی گردید. در جدول ۱ مقادیر ACI، RMSE و R2 برای هر یک از مدل-های مورد بررسی آمده است. بر اساس محاسبات انجام شده بیشترین مقدار R2 برابر ۰/۵۳۴ و کمترین مقدار RMSE برابر ۶/۰۷ است که مربوط به مدل اتورگرسیو با ضرایب متغیر و مرتبه ۲ می‌باشد. شکل های ۵ و ۶ مقادیر پیش بینی شده با استفاده از مدل‌های فوق را در برابر مقادیر واقعی نشان می دهند. نتایج نشان می‌دهد مدل اتورگرسیو با ضرایب متغیر مرتبه دوم با میانگین و انحراف پارامتری در مقایسه با سایر مدل‌های مورد بررسی با دقت بالاتری مقادیر آبدهی را پیش بینی می‌کند

جدول(۱): مقایسه مدل‌های اتورگرسیو پریودیک در حالت‌های مختلف

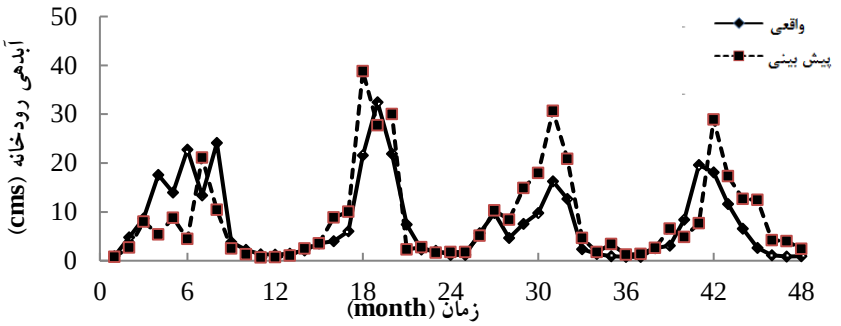
نام مدل	مرتبه مدل	ACI	RMSE	R^2
اتورگرسیو با ضرایب ثابت (پارامتری)	۱	-۱۲۶۶	۷/۱۶	۰/۳۴۵
اتورگرسیو با ضرایب ثابت (پارامتری)	۲	-۱۲۶۳	۷/۱۸	۰/۳۴۳
اتورگرسیو با ضرایب متغیر (پارامتری)	۱	-۱۹۵	۶/۶۳	۰/۵۲۳
اتورگرسیو با ضرایب متغیر (پارامتری)	۲	-۴۴۲	۶/۰۷	۰/۵۳۴
اتورگرسیو با ضرایب ثابت (ناپارامتری)	۱	-۱۲۷۹	۷/۱۶	۰/۳۴۵
اتورگرسیو با ضرایب ثابت (ناپارامتری)	۲	-۱۲۷۶	۷/۲۴	۰/۳۴۰
اتورگرسیو با ضرایب متغیر (ناپارامتری)	۱	-۱۹۵	۶/۸۴	۰/۵۰۷
اتورگرسیو با ضرایب متغیر (ناپارامتری)	۲	-۴۴۱	۶/۵۷	۰/۵۱۴



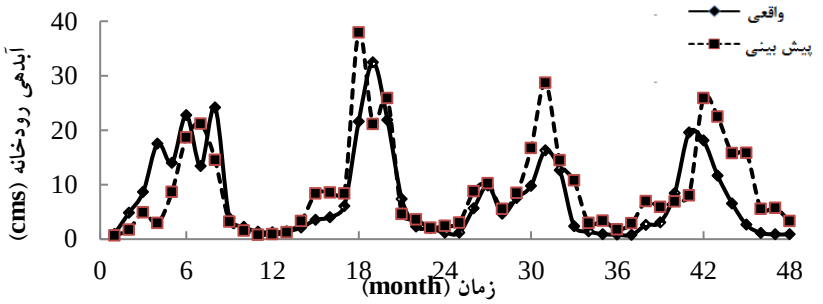
الف

ب

نمودار (۵): مقایسه نتایج حاصل از به کارگیری مدل‌های الف) اتورگرسیو با ضریب ثابت مرتبه اول، ب) اتوررگرسیو با ضرایب ثابت مرتبه دوم، ج) اتورگرسیو با ضریب متغیر مرتبه اول، د) اتورگرسیو با ضرایب متغیر مرتبه دوم- میانگین و انحراف معیار پارامتری

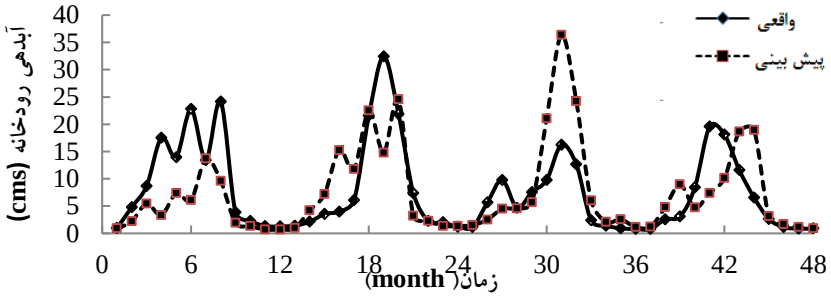


ج



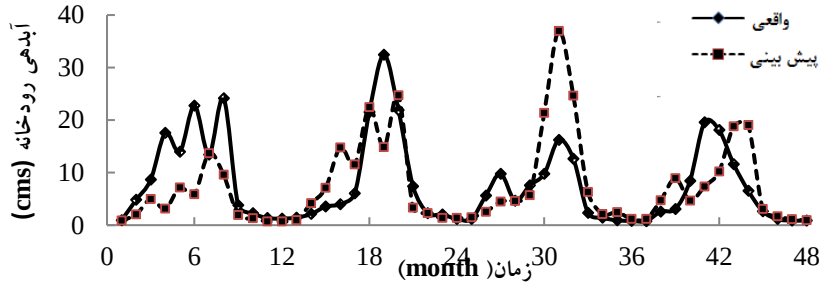
د

ادامه نمودار (۵): مقایسه نتایج حاصل از به کارگیری مدل‌های الف) اتورگرسیو با ضریب ثابت مرتبه اول، ب) اتوررگرسیو با ضرایب ثابت مرتبه دوم، ج) اتورگرسیو با ضریب متغیر مرتبه اول، د) اتورگرسیو با ضرایب متغیر مرتبه دوم- میانگین و انحراف معیار پارامتری

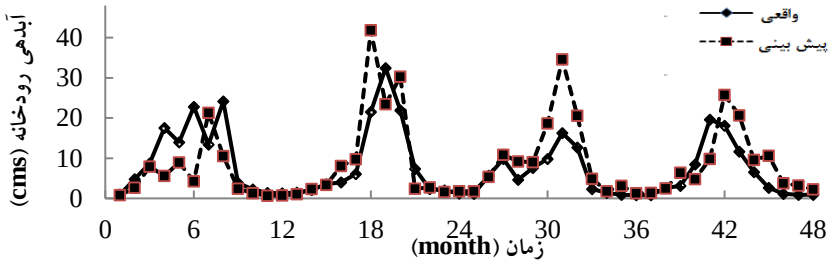


الف

ب

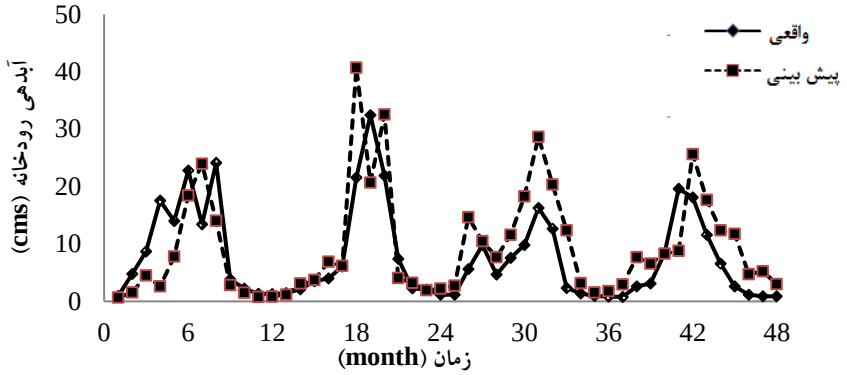


ب



ج

نمودار (۶): مقایسه نتایج حاصل از به کارگیری مدل‌های الف) اتورگرسیو با ضریب ثابت مرتبه اول، ب) اتوررگرسیو با ضرایب ثابت مرتبه دوم، ج) اتورگرسیو با ضریب متغیر مرتبه اول، د) اتورگرسیو با ضرایب متغیر مرتبه دوم- میانگین و انحراف معیار ناپارامتری



د

ادامه نمودار (۶): مقایسه نتایج حاصل از به کارگیری مدل‌های الف) اتورگرسیو با ضریب ثابت مرتبه اول، ب) اتوررگرسیو با ضرایب ثابت مرتبه دوم، ج) اتورگرسیو با ضریب متغیر مرتبه اول، د) اتورگرسیو با ضرایب متغیر مرتبه دوم- میانگین و انحراف معیار ناپارامتری

مقایسه نتایج مدل اتورگرسیو با ضرایب ثابت و متغیردر دو حالت پارامتری و ناپارامتری

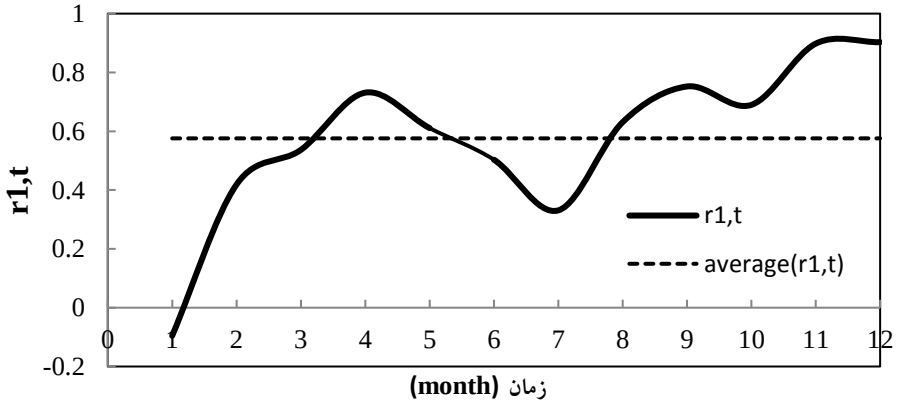
همانگونه که ذکر شد در این تحقیق، مدل اتورگرسیو برای بررسی تغییرات سری زمانی آبدهی و پیش بینی آن در ایستگاه کاکارضا استفاده شد. در این مدل برای هر ماه با توجه به مرتبه مدل، ضرایب متفاوت محاسبه گردید که در جدول ۲ و ۳ رابطه مدل‌های مربوطه ارائه شده است. مقایسه نتایج این دو مدل در دو حالت پارامتری و ناپارامتری در (جدول ۱) نشان می‌دهد تفاوت چشم گیری در نتایج وجود ندارد و مدل های اتورگرسیو با ضرایب ثابت تقریبا نتایج یکسانی را ارائه می دهند. که این امر به دلیل تفاوت کم بین مقادیر میانگین و انحراف معیار محاسبه شده از روش پارامتری و ناپارامتری می‌باشد. در حالت متغیر مدل اتورگرسیو با ضرایب متغیر مرتبه ۲ با توجه به برآیندی از مقادیر شاخص های R2، ACI و RMSE در کل نتایج بهتری را هم نسبت به مدل‌های اتورگرسیو با ضرایب ثابت و متغیر نشان می‌دهد که می‌توان این مدل را به عنوان مناسب‌ترین مدل به منظور پیش بینی جریان رودخانه‌ای در نظر گرفت. این امر با نتیجه بررسی ضریب خود همبسته جزیی پریودیک با تاخیر ۱ همخوانی دارد. به طوریکه ترسیم مقادیر $r_{1,t}$ در برابر t (ماهانه) نشان می‌دهد که استفاده از مدل اتورگرسیو پریودیک با ضرایب متغیر بهتر است چرا که تغییرات مقادیر ماهانه $r_{1,t}$ نسبت به متوسط آن زیاد می‌باشد(شکل۶).

جدول(۲):رابطه و ضرایب مدل اتورگرسیو پریودیک با ضرایب متغیر مرتبه ۱ و ۲ (پارامتری).

نام مدل	شماره ماه	رابطه	نام مدل	شماره ماه	رابطه
اتو رگرسیو با ضرایب متغیر و مرتبه یک	۱	$Z_t = 0.518Z_{t-1} + 0.855\varepsilon_t$	اتو رگرسیو با ضرایب متغیر و مرتبه دوم	۱	$Z_t=0.811Z_{t-1}+0.46Z_{t-2}+0.606\varepsilon_t$
	۲	$Z_t = 0.419Z_{t-1} + 0.908\varepsilon_t$		۲	$Z_t=0.787Z_{t-1}-0.192Z_{t-2}+0.827\varepsilon_t$
	۳	$Z_t = 0.537Z_{t-1} + 0.843\varepsilon_t$		۳	$Z_t=0.769Z_{t-1}-0.013Z_{t-2}+0.768\varepsilon_t$
	٤	$Z_t = 0.731Z_{t-1} + 0.682\varepsilon_t$		٤	$Z_t=0.734Z_{t-1}+0.251Z_{t-2}+0.431\varepsilon_t$
	٥	$Z_t = 0.611Z_{t-1} + 0.791\varepsilon_t$		٥	$Z_t=0.546Z_{t-1}-0.160Z_{t-2}+0.538\varepsilon_t$
	٦	$Z_t = 0.503Z_{t-1} + 0.864\varepsilon_t$		٦	$Z_t=0.967Z_{t-1}-0.159Z_{t-2}+0.739\varepsilon_t$
	۷	$Z_t = 0.331Z_{t-1} + 0.943\varepsilon_t$		۷	$Z_t=0.508Z_{t-1}-0.014Z_{t-2}+0.913\varepsilon_t$
	۸	$Z_t = 0.631Z_{t-1} + 0.775\varepsilon_t$		۸	$Z_t=0.715Z_{t-1}-0.171Z_{t-2}+0.657\varepsilon_t$
	۹	$Z_t = 0.752Z_{t-1} + 0.658\varepsilon_t$		۹	$Z_t=0.783Z_{t-1}+0.278Z_{t-2}+0.339\varepsilon_t$
	۱۰	$Z_t = 0.690Z_{t-1} + 0.724\varepsilon_t$		۱۰	$Z_t=0.422Z_{t-1}+0.596Z_{t-2}+0.494\varepsilon_t$
	۱۱	$Z_t = 0.898Z_{t-1} + 0.439\varepsilon_t$		۱۱	$Z_t=0.765Z_{t-1}+0.137Z_{t-2}+0.560\varepsilon_t$
	۱۲	$Z_t = 0.903Z_{t-1} + 0.430\varepsilon_t$		۱۲	$Z_t=0.874Z_{t-1}+0.067Z_{t-2}+0.706\varepsilon_t$

جدول(۳):رابطه و ضرایب مدل اتورگرسیو پریودیک با ضرایب متغیر مرتبه ۱ و ۲ (ناپارامتری)

مدل	شماره ماه	رابطه	نام مدل	شماره ماه	رابطه
اتو رگرسیو با ضرایب متغیر و مرتبه یک	۱	$Z_t=0.518Z_{t-1}+0.855\varepsilon_t$	اتو رگرسیو با ضرایب متغیر و مرتبه دوم	۱	$Z_t=0.811Z_{t-1}+0.46Z_{t-2}+0.606\varepsilon_t$
	۲	$Z_t=0.418Z_{t-1}+0.908\varepsilon_t$		۲	$Z_t=0.787Z_{t-1}-0.192Z_{t-2}+0.827\varepsilon_t$
	۳	$Z_t=0.537Z_{t-1}+0.843\varepsilon_t$		۳	$Z_t=0.769Z_{t-1}-0.013Z_{t-2}+0.768\varepsilon_t$
	٤	$Z_t=0.731Z_{t-1}+0.682\varepsilon_t$		٤	$Z_t=0.734Z_{t-1}+0.250Z_{t-2}+0.431\varepsilon_t$
	٥	$Z_t=0.610Z_{t-1}+0.791\varepsilon_t$		٥	$Z_t=0.540Z_{t-1}-0.160Z_{t-2}+0.538\varepsilon_t$
	٦	$Z_t=0.503Z_{t-1}+0.864\varepsilon_t$		٦	$Z_t=0.967Z_{t-1}-0.159Z_{t-2}+0.739\varepsilon_t$
	۷	$Z_t=0.331Z_{t-1}+0.943\varepsilon_t$		۷	$Z_t=0.51Z_{t-1}-0.014Z_{t-2}+0.913\varepsilon_t$
	۸	$Z_t=0.631Z_{t-1}+0.775\varepsilon_t$		۸	$Z_t=0.715Z_{t-1}-0.171Z_{t-2}+0.657\varepsilon_t$
	۹	$Z_t=0.752Z_{t-1}+0.658\varepsilon_t$		۹	$Z_t=0.772Z_{t-1}+0.278Z_{t-2}+0.339\varepsilon_t$
	۱۰	$Z_t=0.689Z_{t-1}+0.724\varepsilon_t$		۱۰	$Z_t=0.422Z_{t-1}+0.595Z_{t-2}+0.494\varepsilon_t$
	۱۱	$Z_t=0.898Z_{t-1}+0.439\varepsilon_t$		۱۱	$Z_t=0.760Z_{t-1}+0.137Z_{t-2}+0.560\varepsilon_t$
	۱۲	$Z_t=0.903Z_{t-1}+0.430\varepsilon_t$		۱۲	$Z_t=0.868Z_{t-1}+0.061Z_{t-2}+0.706\varepsilon_t$

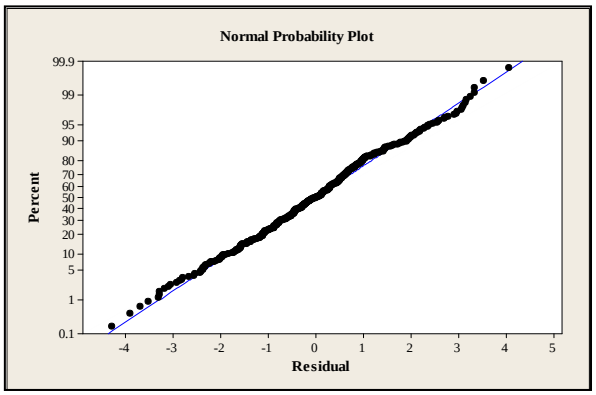


شکل (۶): تغییرات $r_{1,t}$ در برابر زمان

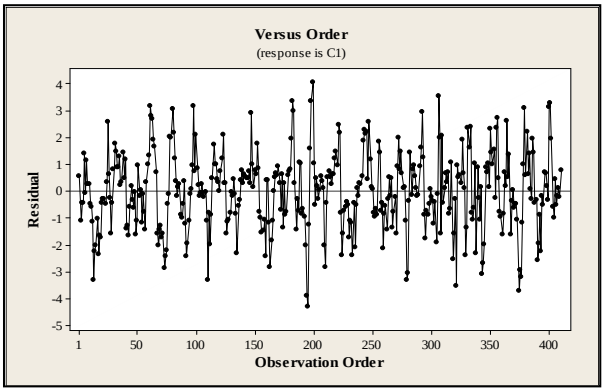
بررسی مدل Decomposition و Winterدر مدل سازی جریان پریودیک رودخانه کاکارضا

در این پژوهش مدل سازی جریان رودخانه کاکارضا از طریق مدل Decomposition و Winter method در نرم افزار Mini tab مورد آزمون و بررسی قرار گرفت. پس از بررسی و آزمون مدلها و در نظر گرفتن شاخص های ارزیابی، دقت و صحت مدل‌ها مقایسه گردید.

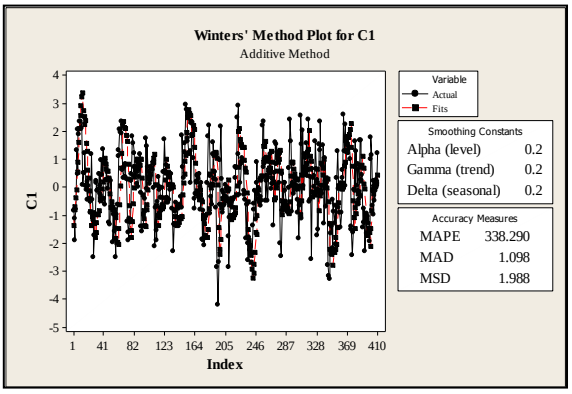
الف



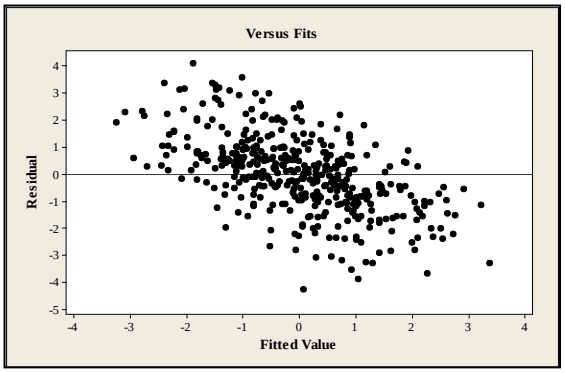
ب



ج



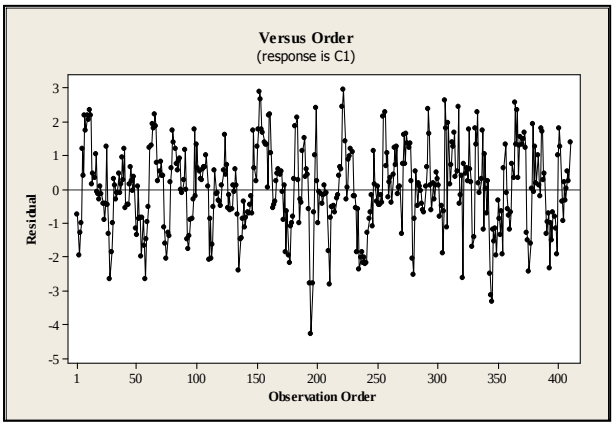
د



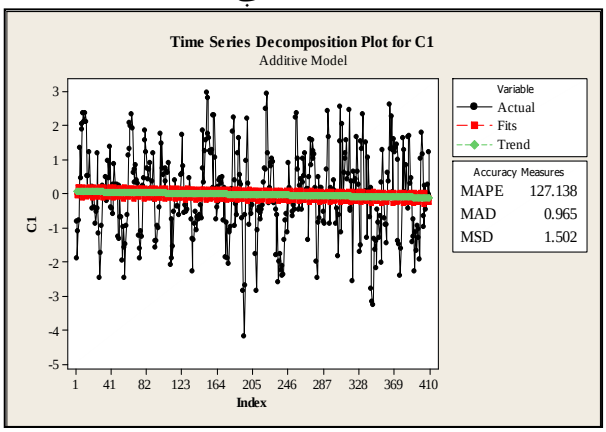
شکل(۷): الف) ایستایی مدلwinter ب) مقایسه داده های مشاهداتی و محاسباتی ج) نرمالیته مدل winter د) باقیمانده ها در مقابل مقادیر برازش شده.

همانطور که در شکل شماره ۷ الف تا د مشاهده می شود با وجود ایستایی، برازش مناسب و نرمال بودن سری زمانی در مدل winter، نمودار مقادیر باقیمانده ها در مقابل مقادیر برازش شده ساختار خاصی را به نمایش گذاشته است و نمودار دارای ترند می باشد بنابر این نمی توان فرض ثابت بودن واریانس باقی مانده ها را پذیرفت. لذا استفاده از این روش در برآورد جریان رودخانه کاکارضا مناسب نمی باشد که نتایج با تحقیقات فتحی و همکاران مطابقت دارد (فتحی و همکاران، ۱۳۹۱). نتایج نشان می دهد هیچ کدام از مدل های مذکور به منظور مدل سازی و پیش بینی جریان رودخانه ای مناسب نمی باشند

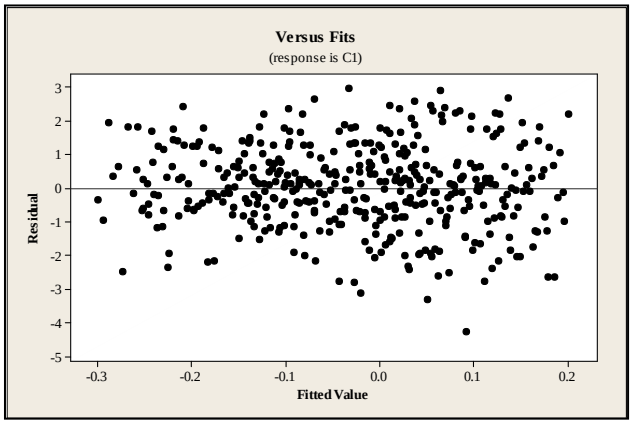
الف.



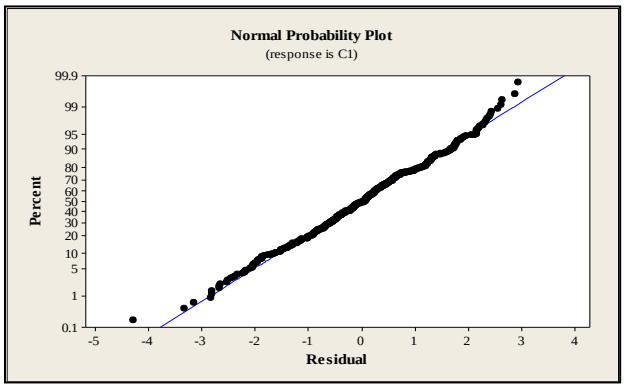
ب



ج



د



شکل (۸): الف) ایستایی مدل Decomposition ب) مقایسه داده های مشاهداتی و محاسباتی ج) نرمالیته مدل Decomposition د) باقی مانده‌ها در مقابل مقادیر برازش شده.

در شکل شماره ۸ د با وجودی که مقادیر باقی مانده ها در مقابل مقادیر برازش شده ساختار خاصی را به نمایش نگذاشته است و شکل ۸ ب دارای ترند نمی باشد و فرض ثابت بودن واریانس باقی مانده ها را می توان پذیرفت. اما همانطور که در شکل ۸ ب مشاهده می شود مدل از برازش مناسبی برخوردار نیست و پیش بینی ها روی یک خط مستقیم قرار می گیرند. بنابراین اعداد سری باقی مانده غیر تصادفی می باشند. لذا روش مذکور از توانایی لازم برای پیش بینی جریان رودخانه برخوردار نیست. نتایج با تحقیقات فتحی و همکاران مطابقت دارد (فتحی و همکاران، ۱۳۹۱).

نتیجه گیری

از ویژگی‌های این تحقیق استفاده از میانگین و انحراف معیار پارامتری و ناپارامتری جهت بررسی سری زمانی و مدل‌سازی می‌باشد که جهت استفاده از روش پارامتری از بسط سری فوریه استفاده شده است.

در این پژوهش جهت مدلسازی سری زمانی ماهانه آبدهی از مدل‌های اتورگرسیو پریودیک با ضرایب ثابت و متغیر در دو حالت میانگین و انحراف معیار پارامتری و ناپارامتری استفاده شد که به عنوان نتیجه گیری می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

۱- تغییر مرتبه مدل از ۱ به ۲ برای دو مدل اتورگرسیو پریودیک با ضرایب ثابت و متغیر در دو حالت پارامتری و ناپارامتری تفاوت چشمگیری در نتایج مدلسازی ایجاد نمی‌کند.

۲- با توجه به شاخص ACI و معیار RMSE و R2، مدل اتورگرسیو پریودیک با ضرایب متغیر-پارامتری، عملکرد بهتری در مدلسازی سری و پیش بینی ۴۸ ماه آینده داشته است.

۳- در صورت در نظرگرفتن میانگین و انحراف پارامتری، مدل اتورگرسیو پریودیک با ضرایب متغیر مرتبه دوم نتیجه بهتری جهت مدلسازی و پیش بینی سری زمانی ارائه می-دهد.

۴- در حالت ناپارامتری نیز مدل اتورگرسیو پریودیک با ضرایب متغیر مرتبه دوم عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها دارد.

۵- از میان مدل‌های مورد بررسی، مدل اتورگرسیو پریودیک با ضرایب متغیر مرتبه دوم عملکرد بهتری در مدلسازی و پیش بینی سری زمانی آبدهی ایستگاه کاکارضا نشان داد.

۶- با توجه به اینکه مقادیر میانگین و انحراف معیار در حالت پارامتری و ناپارامتری تفاوت معنی داری ندارند، بنابراین نتایج مدلسازی در دو حالت بسیار نزدیک به هم می‌باشد.

۷- نهایتا مدل های فصلی Decomposition و Winter در برآورد سری پریودیک جریان های رودخانه کاکارضا از توانایی لازم برخوردار نیستند.

منابع

اصغری جعفر آبادی، محمد. محمدی، س.م. ۱۳۹۲. سری آمار: روشهای ناپارامتری. مجله دیابت و متابولیسم ایران، بهمن-اسفند ، دوره ۱۴ (شماره ۳) ۱۴۵-۱۶۲.

خرمی، م. بزرگ نیا، ا. ۱۳۸۶. تجزیه و تحلیل های زمانی با نرم افزارMINITAB 14 . نشر سخن گستر. صفحه ۳۳۶.

فتحی، پ. صادقیان، م.ص. موسوی ندوشن، س.س. ۱۳۹۱. مقایسه روش های هلت- وینتر و باکس جنکینز در مدل سازی جریان رودخانه (مطالعه موردی رودخانه کرج). نهمین سمینار بین المللی مهندسی رودخانه. بهمن ماه. اهواز. دانشگاه شهید چمران.

فلاح پور، س. هداوند میرزایی، ا. ۱۳۹۲. پیش بینی نوسانات بازده طلا با استفاده از مدل گارچ ناپارامتری و مقایسه با روش های گارچ پارامتری. مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. شماره ۲۶.

کارآموز، م. عراقی نژاد، ش. ۱۳۹۷. هیدرولوژی پیشرفته. انتشارات امیرکبیر. صفحه ۴۶۴.

ملکیان، آ. و کاظم زاده، م. ۱۳۹۵. روند جریان‌های رودخانه‌ای با استفاده از رویکردهای آماری پارامتری و ناپارامتری در استان اردبیل. پژوهش های دانش زمین. دوره ۴. شماره ۱۵.

Hipel, K.W. and McLeod, A.I . 1994. Time series modelling of water resources and environmental systems, Elsevier Science.

Kottegoda, N T ; Rosso, R. 2009. *"Applied Statistics for Civil and Environmental Engineers "second Edison,* Wiley, 736 pages.

Onoz, B. and Bayazit, M. 2003. The power of statistical tests for trend detection. Turkish Journal of Engineering and Environmental Sciences. 27: 247-251.

Salas, Jd; Delleur J.W; Yevjevich V.; Lane, W.L. 1980. Applied Modeling of hydrologic time series. Water Resources Publications, Littleton, Colorado. 484 pages.

Salas, D.J., Bos, D.C., Samis, R.A. 1982. Estimation of ARMA Models With Seasonal Parameters. Water Resources Research, Vol. 18, No. 4, 1006-1010.

Sheskin DJ. 2004. Handbook of parametric and nonparametric statistical procedures Florida: Chapman & HalVCRC;.

Takeuchi, K. and H. Ishidaira. 2003. Monotonic Trend and Step Changes in Japanese Precipitation. Journal of Hydrology, 279: 144-150.

Zheng, Xufang, "Air transportation direct share analysis and forecasting" (2019). Graduate Theses and Dissertations. 17819. https://lib.dr.iastate.edu/etd/17819

Zhou, J. Hu, G. Jia, Li. Menenti, M. 2012. Evaluation of Harmonic ANalysis of Time Series (HANTS): impact of gaps on time series reconstruction, Conference: Second International Workshop on Earth Observation and Remote Sensing Applications.

Prediction of River Discharge using Periodic Autoregressive Model with Constant and Variable Coefficients using Parametric and Nonparametric Methods (Case Study: Houro River, Kakkarza Station).

Seyed Yaghoub Karimi[1], H[1]amed Nozari[2]*, Mahbobe Younesi[3], Safar Marofi[4]

Abstract

Time series analysis is divided into two general categories, parametric and nonparametric methods. In this study, the monthly rainfall data in a 35-year statistical period of kakarreza hydrometric station (located in Khorramabad city) was tested by the parametric and nonparametric method for periodic Autoregressive (AR) with constant and variable coefficients individually. Also, winter method and decomposition were tested and evaluated. Regarding the fact that the mean and standard deviations have not the significant difference in parametric and non-parametric models. The results of modeling are almost identical in two situations and in a constant coefficient situation, the autoregressive model with order 2 gives a slightly better result (R^2=0.534, ACI=-446 and RMSE=6.07). Generally, periodic autoregressive model with variable coefficients has better performance than autoregressive model with constant coefficients. Analysis of the seasonal decomposition model shows that the residual series are non-random. Also in the winter's model, the graph of residuals versus fitted values exhibits a specific structure and the graph has a trend, so it cannot be assumed that the residual variance is a constant. As a result, these models do not have the capability to estimate river flow.

Keywords: Kakareza Station, Periodic AR, Parametric and Nonparametric Methods.

[1]PhD Candidate of Water Engineering, Bu-Ali Sina University, Hamedan, 6517833131, Iran. Karimi.sdbs@yahoo.com
[2]Associate Professor of Water Engineering, Bu-Ali Sina University, Hamedan, 6517833131, Iran.hanozari@yahoo.com
3 PhD Candidate of Water Engineering, Bu-Ali Sina University, Hamedan, 6517833131, Iran. Karimi.sdbs@yahoo.com
[4]Professor of Water Engineering, Bu-Ali Sina University, Hamedan, 6517833131, Iran. Smarosi@yahoo.com

Prediction of River Discharge using Periodic Autoregressive Model with Constant and Variable Coefficients using Parametric and Nonparametric Methods (Case Study: Houro River, Kakkarza Station).

Seyed Yaghoub Karimi[1] Hamed Nozari[2]*, Mahbobe Younesi[33], Safar Marofi[4]

Introduction:
The base of many decisions in hydrological processes and water-resources allocation is based on forecasting and time series analysis. The models for time series analyzing and forecasting can be divided into two classes: parametric and nonparametric model. For parametric models, there is a predetermined underlying model with a certain formulation, and the number of parameters is predetermined as well. For nonparametric models, there is no assumption of the underlying model ahead, which makes it more capable of modeling complex time series observed directly from the real world (Zheng, 2019). Various researchers have analyzed the power of both the parametric and nonparametric test (Salas et al., 1980, Takeuchi and Ishidaira, 2003, Sheskin, 2004). The nonparametric models can provide a better fitting and forecasting performance compared to the parametric models. On the other side, parametric approaches offer the advantages of transferability and theoretical understanding which are lacking in nonparametric methods (Hartig and Dormann, 2013).

Methodology:
In this study, the monthly stream flow time series of Kakareza hydrometric station in Houro River during a 35-year period was used. This River with approximately 107 km length located in the east part of Khorramabad city in Lorestan province. It is one of the main branches of Karkheh Basin and its surrounded area is covered with agricultural lands. The river is between 48° 15° to 49° longitude and 32° 22’ to 33° 52’ latitude. Time series data was used provided by Lorestan Regional Water authority.
Both parametric and nonparametric models for periodic Autoregressive (AR) with constant and variable coefficients are investigated. The periodic mean and standard deviation were estimated by Fourier method. In addition, cumulative periodogram method was used for calculating the values of each harmonies. This paper compared the forecasting performances of two simple univariate time series analyses, the decomposition and winter methods.

Results and Discussion:
The results showed that the mean and standard deviations have not the significant difference in parametric and non-parametric models. In a constant coefficient state, the AR model with order 2 gives a slightly better result (R^2=0.53, ACI=-44 and RMSE=6.07). Generally, periodic AR model with variable coefficients has better performance than AR model with constant coefficients. Plotting the values of $r_{1,t}$ versus t (monthly) shows that the monthly changes of $r_{1,t}$ are more than its average, so it is better to use the periodic AR model with variable coefficients. Furthermore, although the time series is stationary and follows normal distribution, the variation in the residual has a trend in the winter model.
In the Decomposition model, although the variation in the residual has not a trend, but the model does not fit well. Therefore, this method does not have the ability to predict stream flow.
In general, according to the results can be said:
For the periodic AR model (with constant and variable coefficients, in the parametric and non-parametric states), there is no difference in the modeling results by changing the order of the model from 1 to 2.
According to ACI, RMSE and R^2 indices, the periodic AR model with variable-parametric coefficients has a better performance in prediction.

[1] PhD Candidate of Water Engineering, Bu-Ali Sina University, Hamedan, 6517833131, Iran.
Karimi.sdbs@yahoo.com

[2] Associate Professor of Water Engineering, Bu-Ali Sina University, Hamedan, 6517833131,
[3] PhD Candidate of Water Engineering, Bu-Ali Sina University, Hamedan, 6517833131, Iran.
[4] PhD Candidate of Water Engineering, Bu-Ali Sina University, Hamedan, 6517833131, Iran.

In non-parametric state, the periodic AR model (with second-order variable coefficients) has a more suitable performance.

The most important references

Hipel, K.W. and McLeod, A.I. 1994. Time series modelling of water resources and environmental systems, Elsevier Science.

Kottegoda, N T; Rosso, R. 2009. "*Applied Statistics for Civil and Environmental Engineers "second Edison,* Wiley, and 736 pages.

Onoz, B. and Bayazit, M. 2003. The power of statistical tests for trend detection. Turkish Journal of Engineering and Environmental Sciences. 27: 247-251.

Salas, Jd; Delleur J.W; Yevjevich V.; Lane, W.L. 1980. Applied Modeling of hydrologic time series. Water Resources Publications, Littleton, Colorado. 484 pages.

Salas, D.J., Bos, D.C., Samis, R.A. 1982. Estimation of ARMA Models with Seasonal Parameters. Water Resources Research, Vol. 18, No. 4, 1006-1010.

Sheskin DJ. 2004. Handbook of parametric and nonparametric statistical procedures Florida: Chapman & HalVCRC.

Takeuchi, K. and H. Ishidaira. 2003. Monotonic Trend and Step Changes in Japanese Precipitation. Journal of Hydrology, 279: 144-150.

Zheng, Xufang, "Air transportation direct share analysis and forecasting" (2019). Graduate Theses and Dissertations. 17819. https://lib.dr.iastate.edu/etd/17819

Zhou, J. Hu, G. Jia, Li. Menenti, M. 2012. Evaluation of Harmonic ANalysis of Time Series (HANTS): impact of gaps on time series reconstruction, Conference: Second International Workshop on Earth Observation and Remote Sensing Applications.