

Regional Stochastic Models of annual Streamflow for West Basins of Iran (Karkheh, Dez and Karoon)

Abrishamchi¹, M. Tajrishy², B. Chehrenegar³

Abstract

Inference from individual streamflow records can be extremely misleading, even for large samples. One is often tempted to trust information available from a streamflow record rather than to exploit regional average statistics of those records. This study has sought to understand the spatial and temporal characteristics of historical annual streamflow in the western watersheds of Iran (i.e., Karkheh, Dez and Karoon). The first goal of the study is to explore the regional and stochastic structure of annual flow records with an emphasis on characterizing the variability and persistence of flow records used in the regional stochastic streamflow models. The second goal is to develop regional hydroclimatological models of annual streamflow which relate mean annual streamflow to climatic and geomorphic characteristics. To achieve the first goal, parameters of regional autoregressive model of AR(1)-LN for each watershed were estimated from time series of annual streamflow at 84 gauging stations with record length of 17 years or more out of 213 total hydrometric Stations. Based on the same time-series, regional hydrologic regression equations were developed for each watershed.

Keywords: Regional Analysis, Autoregressive Model, Regression Analysis, Homogeneity

مدل‌های استوکستیک منطقه‌ای جریان سالانه حوزه‌های آبریز غرب ایران

احمد ابریشم‌چی^۱، مسعود تاجریشی^۲ و بهداد
چهره‌نگار^۳

چکیده

در این مقاله، مدل استوکستیک سالانه AR(1) منطقه‌ای برای جریان سالانه رودخانه‌های حوزه‌های آبریز کرخه، کارون و دز ساخته شده است. بمنظور برآورد پارامترهای منطقه‌ای مدل‌های مزبور، از میان ۲۱۳ ایستگاه هیدرومتری، تعداد ۸۴ ایستگاه دارای حداقل ۱۷ سال آمار برگزیده شد. ابتدا رابطه‌های رگرسیونی چند متغیره منطقه‌ای بین میانگین دبی سالانه، بارش و مساحت زیرحوزه‌ها بدست آمده است. سپس با بررسی ساختار منطقه‌ای و استوکستیک سری‌های زمانی سالانه جریان رودخانه‌ها، تغییرپذیری و خود-همبستگی سری‌های زمانی و همگنی حوزه‌ها از نظر این ویژگی‌ها، ضریب خود-همبستگی و ضریب تغییرهای منطقه‌ای برای هر یک از حوزه‌های یاد شده محاسبه شده است. با محاسبه میانگین دبی سالانه هر زیرحوزه از رابطه‌های رگرسیونی حوزه مربوط و داشتن ضریب خود-همبستگی و ضریب تغییرهای منطقه‌ای، به عنوان پارامترهای مدل AR(1)، سری‌های زمانی مصنوعی برای زیرحوزه مورد نظر که ممکن است فاقد آمار و یا آمار کم باشد، می‌توان تولید کرد. قابلیت اعتماد این سری‌های زمانی در طراحی و یا تحلیل سیستم‌های آبی بیشتر از تک سری زمانی مشاهده شده در حوزه‌هایی که حتی دارای آمار طولانی‌اند، است.

واژه‌های کلیدی: تحلیل منطقه‌ای، مدل اتورگرسیو، تحلیل رگرسیونی، همگنی.

¹Associate Professor, Dept. of Civil Engineering, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

²Assistant Professor, Dept. of Civil Engineering, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

³M.Sc., Environment and Water Research Center, Dept. of Civil Engineering, Sharif University of Technology

¹دانشیار گروه مهندسی آب و محیط زیست، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه صنعتی شریف

²استادیار گروه مهندسی آب و محیط زیست، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه صنعتی شریف

³کارشناس ارشد عمران آب، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه صنعتی شریف

۱- مقدمه

مطالعات هیدرولوژیکی یکی از مهمترین بخشهای مطالعات برنامه‌ریزی، طراحی و بهره‌برداری از سیستم‌های آبی است. با این وجود، اغلب مطالعات هیدرولوژیکی، به دلایلی مانند کمبود داده‌های هیدرولوژیکی و عدم استفاده از روشهای پیشرفته هیدرولوژیکی، با دقت قابل قبولی انجام نمی‌شود. این مساله موجب عدم قطعیت و ریسک زیادی در عملکرد سیستم‌های آبی و در نتیجه عدم بهینگی طراحی‌ها و سیاستهای بهره‌برداری آنها می‌شود؛ گرچه تعیین سهم و نقش عدم دقت مطالعات هیدرولوژیکی به عنوان عاملی در بروز این پیامدها و خسارتهای اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی طرحها، به علت وجود عوامل مختلف مؤثر، در عمل کار ساده‌ای نیست.

فرآیند جریان رودخانه یکی از مهمترین فرآیندهای هیدرولوژیکی در طراحی و بهره‌برداری سیستم‌های آبی است. استفاده از سری زمانی مشاهده شده^۱ فرآیند، یا به بیان دیگر استفاده از تک نمونه مشاهده شده جریان در مقطعی از رودخانه در مطالعات سیستم‌های آبی ضعفهای متعددی دارد. استفاده از داده‌های تاریخی برای شبیه‌سازی طرحها مسایل جدی و متعددی به همراه دارد:

- داده‌های تاریخی ممکن است کوتاه و حتی کوتاهتر از عمر مفید پروژه مورد مطالعه (مانند سد) باشد.
- تکرار رژیم جریان تاریخی، در آینده (در طول عمر مفید پروژه) کاملاً غیر محتمل است.
- جریانهای کرانه‌ای (بزرگ و کوچک) و نیز سایر آماره‌های نمونه مانند میانگین، انحراف معیار و ضریب همبستگی محتمل نیست که در آینده دقیقاً با همان مقدار اتفاق بیفتند. طراح و برنامه‌ریز قطعاً قبول دارد که بزرگترین سیلاب (یا خشکسالی) مشاهده شده در داده‌های تاریخی، بدترین و بحرانی‌ترین حالت ممکن نیست.
- در ارزیابی طرحهای پیشنهادی استفاده از داده‌های تاریخی به تنهایی هیچ برآوردی از ریسکی که در آینده با آن مواجه خواهد بود، دست نمی‌دهد. اگر سدی برای تأمین اهداف تضمین شده علیرغم دوره‌های خشک، طراحی شود، مهندس طراح باید برآوردی از احتمال اینکه مخزن در طول عمر مفید سد کاملاً خالی شود و نتواند آب تضمین شده را تأمین کند داشته باشد.

تحلیل و مدل‌سازی استوکستیک سری‌های زمانی هیدرولوژیکی بمنظورهای تولید یا ساختن داده برای شبیه‌سازی طرحها و سیستم‌های آبی و نیز پیش بینی برای بهره‌برداری واقعی^۲ از طرحها شیوه‌ای برای رفع کمبودها و مشکلات فوق است. مدل‌های استوکستیک، مانند هر نوع مدل

دیگر، مواجه با عدم قطعیت و خطا می‌باشند. منبع خطای مدل‌سازی استوکستیک، یکی ساختار (نوع و فرم) مدل و دیگری پارامترهای مدل است. در مدل‌سازی استوکستیک سری‌های زمانی هیدرولوژیکی، از آماره‌های^۳ سری زمانی مشاهده‌شده یا تاریخی^۴ جریان رودخانه، مثل میانگین، انحراف معیار و ضریب همبستگی به عنوان برآورد پارامترهای جامعه (مدل) استفاده می‌شود. یک مدل را در صورتی مدل خوبی می‌دانند که این آماره‌ها و دیگر آماره‌هایی مثل ران^۵، که معرف خشکسالی هاست، و یا محدوده^۶، که معرف ظرفیت لازم یک مخزن است، را به مفهوم آماری حفظ^۷ و شبیه‌سازی کند؛ که البته اهمیت این آماره‌ها و ضرورت حفظ آنها در سری‌های زمانی تولید شده توسط مدل، بستگی به نوع کاربرد این سری‌های زمانی دارد.

نکته جالب توجه در مدل‌سازی این است که استنباط آماری از تک نمونه (سری زمانی) مشاهده شده جریان رودخانه می‌تواند بسیار گمراه کننده باشد، حتی اگر نمونه بزرگ باشد؛ چراکه آماره‌های سری زمانی مشاهده شده به علت خطای نمونه‌گیری، خود متغیرهای احتمالی (تصادفی) بوده و دارای عدم قطعیت هستند. البته قابلیت اعتماد آماره‌ها به نوع آماره و نیز اندازه نمونه (یا طول سری زمانی مشاهده شده) بستگی دارد. از میان آماره‌های یاد شده در بالا، ضریب همبستگی عدم قطعیت بیشتری نسبت به دیگر آماره‌ها دارد و از حساسیت بیشتری نسبت به اندازه نمونه برخوردار است. یکی از روشهای مؤثر افزایش قابلیت اعتماد پارامترهای مدل، تحلیل منطقه‌ای جریان رودخانه و تهیه مدل‌های هیدرولوژیکی منطقه‌ای است. برای افزایش قابلیت اعتماد نوع و فرم مدل نیز می‌توان مدل استوکستیک مناسب برای منطقه را شناخت.

معمولاً سیستم‌های بزرگ تأمین آب تحت تاثیر تغییرات سالانه جریان قرار می‌گیرند. چنین سیستمهایی که سیستم‌های فراسالی^۸ نامیده می‌شوند را می‌توان با مدل‌سازی‌های سالانه که دربرگیرنده اطلاعات محلی و منطقه‌ای جریان هستند بیان کرد. Hellstrom, Vogel, در سال ۱۹۸۸ نشان دادند که برای سیستم‌های تأمین آبی که در آنها ذخیره آب بیش از یک سال باقی می‌ماند، مدل‌سازی سالانه رفتار سیستم آبی را به خوبی نشان می‌دهد. از آنجایی که ساختار مدل‌های هیدرولوژیکی در مقایسه با مدل‌های ماهانه، هفتگی و روزانه بسیار ساده‌تر است، این امکان بدست می‌آید که مدل‌های منطقه‌ای جامع، در یک محدوده جغرافیایی گسترده بکار رود.

هدف اصلی این مقاله بررسی ساختار منطقه‌ای و نیز ساختار استوکستیک سری‌های زمانی جریان سالانه رودخانه‌ها در حوزه‌های آبریز کرخه، دز و کارون با تاکید بر تغییرپذیری^۹ و دیرپایی^{۱۰} سری‌های زمانی برای استفاده در مدل‌های استوکستیک منطقه‌ای جریان سالانه رودخانه‌ها در حوزه‌های یاد شده است.

۲- مروری بر کارهای گذشته

رابطه‌های هیدرولوژیکی منطقه‌ای بین اقلیم، ژئومورفولوژی و جریان رودخانه بوسیله پژوهشگران زیادی بمنظور برآورد جریانهای سیلابی و جریان در سالهای خشک برای ایستگاه‌های بدون آمار بیان شده است؛ لکن رابطه‌های منطقه‌ای برای جریان سالانه کمتر مورد مطالعه قرار گرفته‌اند (Vogel et al., 1997). اولین مدل هیدروکلیماتولوژیکی منطقه‌ای جریان سالانه رودخانه، رابطه گرافیکی بین جریان سالانه، بارش سالانه و دمای سالانه برای امریکاست که توسط Langbein et al. (1949) ارائه شد. Orsbom (1974) رابطه‌ای گرافیکی بین جریان سالانه رودخانه، بارش سالانه و مساحت حوزه برای ایستگاه‌هایی در ایالت واشنگتن بدست آورد. مدل‌های هیدرولوژیکی منطقه‌ای جریان سالانه رودخانه در حوزه‌های آبریز مختلفی در امریکا توسط محققان دیگری نیز تدوین شده است که از آن جمله به نقشه‌های تهیه شده توسط Church et al. (1995) برای شمال ایالات متحده می‌توان اشاره کرد. Vogel et al. (1997) یک مدل هیدرولوژی-اقلیمی منطقه‌ای برای جریان سالانه ۱۶۶ ایستگاه هیدرومتری در شمال خاوری امریکا تهیه کردند که رابطه‌ای بین جریان سالانه و ویژگی‌های اقلیمی و ژئومورفولوژیکی حوزه را برقرار می‌ساخت. Ando (1990)، تحلیل منطقه‌ای برای رابطه بارش-رواناب با استفاده از ساختار زمین‌شناسی، نوع خاک و کاربری زمین در ۳۱ حوزه کوهستانی در ژاپن انجام داد.

تحلیل و مدل‌سازی استوکستیک جریان رودخانه از چند دهه پیش توسط محققان مختلفی انجام شده است؛ اما مدل‌سازی استوکستیک منطقه‌ای جریان رودخانه در دهه اخیر شروع شده است. Vogel et al. (1995) سری‌های زمانی ۱۶۶ ایستگاه هیدرومتری در شمال خاوری امریکا را بررسی کردند. در این بررسی مشخص شد که جریان سالانه به خوبی با یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول با ضریب همبستگی (r_1) ثابت و ضریب تغییرات (C_V) ثابت بیان می‌شود. همچنین Vogel et al. (1998)، سری‌های زمانی جریان سالانه ۱۵۴۴ ایستگاه هیدرومتری در امریکا را بررسی کردند. این مطالعات نشان داد که آماره‌های متوسط منطقه‌ای جریان رودخانه حاوی اطلاعات بیشتری در مورد تغییرپذیری و دیرپایی جریان رودخانه در هر ایستگاه هستند تا آماره‌هایی که بر اساس داده‌های جریان در همان ایستگاه محاسبه شده باشند. برای بررسی همگنی منطقه، آنها برخلاف مطالعه‌های پیشین که بررسی همگنی با معیارهای کلاسیک و با نادیده گرفتن خود-همبستگی داده‌های جریان انجام می‌شد، همگن بودن ضریب تغییرات (C_V) و همبستگی مرتبه اول (ρ_1) جریان سالانه را در ۱۸ منطقه در کل امریکا بررسی کردند.

۳- مطالعه موردی

در این مقاله، تحلیل منطقه‌ای پارامترهای مدل استوکستیک سالانه جریان رودخانه (مانند میانگین، ضریب تغییرات و ضریب همبستگی) برای

حوزه‌های آبریز کرخه، کارون و دز انجام شده است. مشخصه‌های هر یک از حوزه‌ها در زیر آمده است.

۳-۱- حوزه آبریز کرخه

حوزه آبریز کرخه در باختر کشور و در منطقه میانی و جنوب باختری رشته کوه‌های زاگرس قرار دارد. حوزه آبریز کرخه از نظر مختصات جغرافیایی بین ۴۶ درجه و ۶ دقیقه و ۴۹ درجه و ۱۰ دقیقه طول خاوری و ۳۰ درجه و ۵۸ دقیقه و ۳۴ درجه و ۵۶ دقیقه عرض شمالی قرار گرفته است (جاماب، ۱۳۷۸).

مساحت این حوزه در داخل خاک ایران حدود ۵۰۷۶۴ کیلومتر مربع است که حدود ۲۷۶۴۵ کیلومتر مربع آن در منطقه‌های کوهستانی قرار گرفته است و حدود ۲۳۱۱۹ کیلومتر مربع آن را دشتها و کوهپایه‌ها تشکیل می‌دهد. شکل (۱)، موقعیت حوزه‌های آبریز مورد مطالعه نسبت به حوزه‌های آبریز اصلی کشور را نشان می‌دهد. رودخانه کرخه پس از رودخانه‌های کارون و دز از نظر آبدی سومین رودخانه بزرگ کشور به حساب می‌آید.

۳-۲- حوزه آبریز دز و کارون

حوزه آبریز رودخانه‌های دز و کارون در ارتفاعات زاگرس میانی قرار دارند و محدود به مختصات جغرافیایی ۴۸ درجه و ۱۰ دقیقه تا ۵۲ درجه و ۳۰ دقیقه درجه طول خاوری و ۳۰ درجه و ۲۰ دقیقه تا ۳۴ درجه و ۵ دقیقه عرض شمالی است. مساحت این دو حوزه در منطقه‌های کوهستانی و کوهپایه حدود ۴۷۰۸۰ و در جلگه خوزستان حدود ۲۱۹۳۴ کیلومتر مربع است (جاماب، ۱۳۷۸).

۴- داده‌های هیدرولوژیکی و اقلیمی منطقه

۴-۱- داده‌های جریان رودخانه

داده‌های ایستگاه‌های هیدرومتری به صورت روزانه از زمان تأسیس ایستگاهها تا سال آبی ۷۶-۱۳۷۵ از مرکز تحقیقات منابع آب ایران (تماب) تهیه شده‌اند. در این سه حوزه، تعداد ۲۱۳ ایستگاه هیدرومتری وجود دارد که البته برخی از آنها تعطیل شده‌اند. قدیمی‌ترین آمار موجود مربوط به سال آبی ۳۰-۱۳۲۹ در ایستگاه‌های حمیدیه، دزفول و اهواز به ترتیب روی رودخانه‌های کرخه، دز و کارون است. پراکنش ایستگاه‌های هیدرومتری مورد استفاده در این بررسی در حوزه‌های کرخه، کارون و دز در شکل (۲) دیده می‌شود. میانگین طول آمار موجود برای ایستگاهها ۱۷ سال است و از میان ایستگاه‌های موجود ۸۴ ایستگاه دارای حداقل ۱۷ سال آمار است.

۴-۲- داده‌های هواشناختی

داده‌های بارندگی و دمای روزانه از تعداد ۵۳ ایستگاه تماب گردآوری شده‌اند و سپس با استفاده از داده‌های روزانه داده‌های سالانه بدست آمده‌اند.

جدول ۱- مدل‌های رگرسیونی دبی متوسط سالانه در حوزه‌های آبریز کرخه، دز و کارون بر اساس رابطه $(y = ax_1^b x_2^c)$

| نام حوزه | ضریب a | ضریب b | ضریب c | بحرانی‌نسبت | R^2 | R^2_{adj} |
|------------|----------------------------------|-------------------|--------------------|-------------|-------|-------------|
| کرخه | 1440.0 (1.046) | 0.891 (15.975) | -0.043 (-0.446) | 1.714 | 0.98 | 0.98 |
| کرخه | 1005.8 (1.895) | 0.902 (18.032) | 0 | 1.711 | 0.98 | 0.98 |
| کارون | 1480.5 (0.515) | 0.904 (7.827) | 0.116 (0.879) | 1.812 | 0.98 | 0.99 |
| کارون | 7235.0 (1.836) | 0.818 (16.068) | 0 | 1.796 | 0.98 | 0.99 |
| دز | 1.80×10^{-6} (0.555) | 1.381 (22.938) | 2.458 (12.582) | 1.833 | 0.99 | 0.99 |
| دز | 1 | 1.078 (9.020) | 0.945 (5.744) | 1.812 | 0.95 | 0.95 |
| دز و کارون | 126.3 (0.576) | 1.050 (10.221) | 0.271 (2.321) | 1.717 | 0.98 | 0.98 |
| دز و کارون | 1 | 1.340 (70.806) | 0.570 (16.608) | 1.714 | 0.98 | 0.98 |

عددهای داخل پرانتز نسبت t پارامترهای مدل هستند.

۵- مدل‌های رگرسیونی منطقه‌ای جریان سالانه رودخانه

مدل‌های هیدرولوژیکی منطقه‌ای، ابزار مناسبی برای کاهش عدم قطعیت‌های هیدرولوژیکی در برآورد خصوصیات آماری (آماره‌ها) جریان رودخانه در محل‌هایی که داده‌های کم دارند و یا برای برآورد آماره‌ها در زیرحوزه‌های فاقد ایستگاه هیدرومتری (برای مثال، محل‌های پیشنهادی طرح‌های توسعه منابع آب مانند سد‌ها) هستند. استفاده از این آماره‌ها در مدل استوکستیک منطقه‌ای، امکان تولید (ساختن) سری‌های زمانی مصنوعی و نیز پیش بینی جریان رودخانه را برای برنامه‌ریزی، طراحی، بهره‌برداری و یا تحلیل سیستم‌های منابع آب از طریق شبیه سازی استوکستیک فراهم می‌آورد.

در تحلیل منطقه‌ای، خصوصیات آماری جریان در ایستگاه‌هایی که اندازه‌گیری انجام شده به ویژگی‌های فیزیکی و اقلیمی حوزه آبریز آنها ربط داده می‌شود. تحقیقات نشان داده است که انتقال مکانی اطلاعات هیدرولوژیکی در تحلیل منطقه‌ای به‌ویژه برای برآورد مقدار و فراوانی سیل و نیز خصوصیات آماری جریان رودخانه مثل میانگین و انحراف معیار ارزش زیادی دارد. (Mimikou, 1984).

نخستین گام در تحلیل منطقه‌ای، بررسی همگنی^{۱۱} منطقه است. برای ارزیابی همگنی منطقه، روش‌های کلاسیک موجود، داده‌های جریان را مستقل (بدون خود-همبستگی) فرض می‌کنند که در اینجا کاربرد ندارد. از این رو در این مقاله، همگنی منطقه از نظر آماره‌های ضریب خود-همبستگی و ضریب تغییرات بررسی می‌شود.

برای بدست آوردن مدل‌های رگرسیونی منطقه‌ای، رابطه‌ای بین داده‌های دبی و پارامترهای فیزیکی و اقلیمی حوزه باید برقرار کرد. برای این منظور برای هر یک از حوزه‌های کرخه و کارون و دز رابطه‌ای بین دبی سالانه،

بارندگی و مساحت حوزه آبریز ایستگاه‌ها با تحلیل رگرسیون چند متغیره به روش حداقل مربعات معمولی^{۱۲} بدست آمده است. در این رابطه‌ها که بر اساس رابطه $(y = ax_1^b x_2^c)$ محاسبه شده‌اند، y دبی متوسط سالانه (متر مکعب در روز)، x_1 = مساحت زیرحوزه (کیلومتر مربع) و x_2 = بارندگی (میلیمتر) است. بر همین اساس ضریب‌های a ، b و c در جدول شماره (۱) محاسبه شده و نسبت t برای هر یک از ضریب‌ها نیز در پرانتز نشان داده شده است. نسبت t محاسبه شده با نسبت t بحرانی برای سطح اعتماد ۹۰٪ (سطح معنی‌داری ۱۰٪) مقایسه می‌شود تا معنی‌دار بودن هر یک از ضریب‌ها مشخص شود. بر اساس جدول شماره (۱) و با توجه به معیارهای نسبت t و R^2_{adj} ، رابطه‌های زیر مناسبتر از دیگر رابطه‌ها تشخیص داده می‌شوند:

۶- تحلیل و مدل‌سازی استوکستیک جریان سالانه رودخانه‌ها

اولین گام در مدل‌سازی، بررسی وجود روند^{۱۴} در سری زمانی است. Von Storch و Navarra در سال ۱۹۹۵ بیان کردند که از آنجایی که به طور معمول جریان‌های سالانه دارای خود-همبستگی خطی‌اند، آزمون‌های تشخیص روند دارای دقت کافی نبوده و بیش از انتظار خطا دارند، نباید روی آنها تاکید کرد (Von Storch, 1995). از این رو، با رسم سری‌های زمانی جریان سالانه رودخانه‌ها، به عدم وجود روند در آنها رسیدیم.

دومین گام در مدل‌سازی، بررسی نرمال بودن تابع توزیع متغیر استوکستیک است. اغلب تئوری‌هایی که در هیدرولوژی آماری بکار می‌روند دارای این فرض مشترک اند که توزیع احتمال متغیرهای هیدرولوژیکی، نرمال است. این پیش شرط در مدل‌سازی سری‌های زمانی اهمیت زیادی دارد.

حوزه آبریز کرخه:

$$y = 1005.8x_1^{0.902}(R^2 = 0.98 \quad R^2_{adj} = 0.98) \quad (1)$$

مخزنی را طراحی کنیم، ظرفیت لازم مخزن، دست پایین برآورد خواهد شد، همچنین طول و شدت خشکسالیها نیز دست پایین برآورد خواهد شد. برای رفع این مشکل و برآورد دقیق تر r_1 و نیز تعیین مدل استوکستیک مناسب برای هر حوزه، تحلیل گر باید بر اساس تجربه و قضاوت و ترجیحا بر اساس تحلیل منطقه‌ای، r_1 مناسبی را برای مدل سازی تعیین کند. در تحلیل منطقه‌ای، ساختار استوکستیک مناسب سری های زمانی حوزه، ρ_1 منطقه‌ای، و نیز ضریب تغییرات (C_v) منطقه‌ای بدست خواهد آمد.

تجربه‌های گذشته نشان داده است که معمولا مدل اتورگرسیو مرتبه اول و توزیع لوگ نرمال (AR(1)-LN)، مدل مناسبی برای سری های زمانی جریان سالانه رودخانه است. از این رو، به عنوان فرض اولیه در نظر گرفته می شود که فرآیند جریان سالانه رودخانه‌های حوزه از مدل یادشده پیروی می کنند. این مدل به صورت رابطه ۵ بیان می شود

$$y_t = \mu_y + \rho_{y,t}(y_{t-1} - \mu_y) + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در این معادله، $y_t = \ln(x_t)$ و μ_y و $\rho_{y,t}$ به ترتیب میانگین و ضریب همبستگی مرتبه اول لگاریتم طبیعی جریان و ε_t ، باقیمانده یا خطاست که متغیری تصادفی و مستقل با میانگین صفر و واریانس σ_ε^2 می باشند. گشتاورهای متغیر y با گشتاورهای متغیر x با رابطه های زیر با یکدیگر ارتباط دارند

$$\mu_y = \ln\left(\frac{\mu}{1+C_v^2}\right) \quad (6)$$

$$\sigma_y = \sqrt{\ln(1+C_v^2)} \quad (7)$$

$$\rho_{y,t} = \frac{\ln(\rho_1(e^{\sigma_y^2} - 1) + 1)}{\sigma_y^2} \quad (8)$$

$$\varepsilon_t = \xi_t \sigma_y \sqrt{1 - \rho_{y,t}^2} \quad (9)$$

$$C_v = \frac{\sigma}{\mu} \quad (10)$$

در رابطه های بالا، x_t دبی متوسط سالانه و μ ، σ ، C_v و ρ_1 به ترتیب میانگین، انحراف معیار، ضریب تغییرات و ضریب همبستگی مرتبه اول دبی متوسط سالانه، y_t لگاریتم طبیعی x_t و μ_y ، σ_y و $\rho_{y,t}$ به ترتیب میانگین، انحراف معیار و ضریب همبستگی مرتبه اول لگاریتم طبیعی دبی متوسط سالانه (y_t) می باشند و ξ_t متغیر تصادفی مستقل با میانگین صفر و واریانس یک یا اغتشاش سفید^۹ است. در بخش های بعدی مقاله، خوبی برازش این مدل بر سری زمانی جریان سالانه رودخانه های حوزه های آبریز دز، کارون و کرخه بررسی خواهد شد.



شکل ۱- موقعیت حوزه های آبریز کرخه، دز و کارون در ایران

حوزه آبریز کارون:

$$y = 7235.0x_1^{0.818} \quad (R^2 = 0.99R_{adj}^2 = 0.98) \quad (2)$$

حوزه آبریز دز:

$$y = x_1^{1.078} x_2^{0.945} \quad (R^2 = 0.95R_{adj}^2 = 0.95) \quad (3)$$

حوزه آبریز دز و کارون

$$y = x_1^{1.340} x_2^{0.570} \quad (R^2 = 0.98R_{adj}^2 = 0.98) \quad (4)$$

از این رو، قبل از برازش مدل بر سری های زمانی، باید داده ها را نرمال کرد. پژوهشهای انجام شده در مورد سری های زمانی جریان سالانه رودخانه ها نشان می دهد که تابع توزیع احتمال این فرآیندها لوگ نرمال دو پارامتری است. بنابراین تبدیل لوگ نرمال روی داده ها انجام شده و با انجام آزمون چولگی، فرضیه نرمال بودن داده های تبدیل شده با سطح معنی داری ۵ درصد قبول شده است.

یک راه شناخت نوع و فرم مدل استوکستیک، محاسبه همبستگی نگار^{۱۵} سری زمانی مشاهده شده و مقایسه آن با همبستگی نگار (تابع خود-همبستگی)^{۱۶} مدل های مختلف است. پس از محاسبه همبستگی نگار برای کلیه ایستگاه های هیدرومتری حوزه ها دیده می شود. در تعدادی از ایستگاهها، مقدار r_1 منفی است؛ درحالی که در هیدرولوژی خود-همبستگی منفی در سری زمانی دبی سالانه از نظر فیزیکی مفهومی ندارد. مقدار منفی r_1 به عنوان انحراف بزرگ نمونه گیری^{۱۷} از مقدار مثبت r_1 جامعه به حساب می آید. به بیان دیگر، با توجه به اینکه ضریب خود-همبستگی محاسبه شده برای نمونه متغیری تصادفی است، این امکان وجود دارد که برای یک سری زمانی سالانه تاریخی، مقدار r_1 منفی شود. در صورتی که از r_1 منفی در مدل سازی استفاده کنیم و بر اساس داده های تولید شده از این مدل

۶-۱- همبستگی منطقه‌ای جریان رودخانه

ضریب همبستگی با تأخیر K ، ρ_k ، معمولترین پارامتر برای بیان دیرپایی کوتاه مدت جریان است. برآوردگر معمول ρ_k به صورت زیر است (Vogel et al., 1998)

$$\hat{\rho}_k = r_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} x_i x_{i+k} - \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} x_i \sum_{i=1}^{n-k} x_{i+k}}{\left[\sum_{i=1}^{n-k} x_i^2 - \frac{1}{n-k} \left(\sum_{i=1}^{n-k} x_i \right)^2 \right]^{1/2} \left[\sum_{i=1}^{n-k} x_{i+k}^2 - \frac{1}{n-k} \left(\sum_{i=1}^{n-k} x_{i+k} \right)^2 \right]^{1/2}} \quad (11)$$

البته چون مدل سری زمانی، یک مدل AR(1)-LN در نظر گرفته شده است، در رابطه ۱۱ به جای x از $\ln(x)$ استفاده می‌شود؛ در این صورت، $\hat{\rho}_k$ و r_k به ترتیب $\hat{\rho}_{y,k}$ و $r_{y,k}$ هستند $(y = \ln(x))$. رابطه ۱۱، برآوردگری آریب^{۲۰} برای ρ_k (یا $\rho_{y,k}$) است. برای اینکه بتوان به یک برآورد ناریب^{۲۱} دست یافت، از رابطه ۱۲ استفاده می‌شود

$$r_1^* = \frac{nr_1 + 1}{n - 4} \quad (12)$$

که در آن n طول سری زمانی است. Stedinger (1981) نشان داد که r_1^* تقریباً برآوردی ناریب از ρ_1 حتی برای یک مدل AR(1)-LN است. نمودار box plot برای r_1^* (در حقیقت ρ_1) که از رابطه ۱۲ برای حوزه‌های کرخه، دز و کارون محاسبه شده در شکل (۳) آمده است. با توجه به شکل (۳) دیده می‌شود که در حوزه کرخه مقدار ضریب همبستگی مرتبه اول کوچکتر از دیگر حوزه‌هاست که نشان می‌دهد مشارکت نزولات جوی سال قبل در جریان رودخانه در سال بعد از طریق ذخیره آب زیرزمینی و یا ذخیره سطحی (برف) کم است. توجه به شکل (۳) می‌رساند که حوزه‌ها از نظر ضریب همبستگی مرتبه اول همگن هستند. در هر حوزه، $\rho_{y,1}$ منطقه‌ای، یا به بیان دیگر $\rho_{y,1}$ واقعی حوزه، برابر با برآورد ناریب میانگین منطقه‌ای در نظر گرفته شده و از رابطه ۱۳ محاسبه می‌شود (Vogel et al., 1998)

$$\bar{\rho}_{y,1} = \frac{\sum_{i=1}^m n_i r_{y,1}^*(i)}{\sum_{i=1}^m n_i} \quad (13)$$

در این رابطه، n_i طول دوره آماری در ایستگاه i ، $r_{y,1}^*(i)$ برآورد ناریب $\rho_{y,1}$ در ایستگاه i (رابطه ۱۲) و m تعداد ایستگاهها در منطقه (حوزه) است. جدول (۲)، ضریب همبستگی منطقه‌ای محاسبه شده برای حوزه‌های مورد نظر را نشان می‌دهد. برای بررسی این پرسش که آیا تفاوتها در مقدار r_1^* در داخل هر کدام از حوزه‌ها ناشی از خطای نمونه‌گیری است، یا به خاطر تفاوت واقعی در فرآیندهای فیزیکی هر یک از زیرحوزه‌هاست، از تابع چگالی احتمال ضریب خود-همبستگی استفاده می‌کنیم.

جدول ۲- ضریب r_1 منطقه‌ای

| نام حوزه | منطقه‌ای r_1 |
|------------|----------------|
| کرخه | ۰/۱۴ |
| کارون | ۰/۱۶ |
| دز | ۰/۲۰ |
| دز و کارون | ۰/۱۹ |

Tasker در سال ۱۹۸۳ تابع چگالی احتمال فرآیند AR(1) را به صورت زیر ارائه داده است (Tasker, 1983)

$$f(r_{y,1} | \rho_{y,1}) = \frac{(1 - r_{y,1}^2)^{(T-1)/2} (1 + c^2 - 2cr_{y,1})^{-T/2}}{\beta \left[\frac{1}{2}, \frac{1}{2}(T+1) \right]} \quad (14)$$

که در این رابطه، n طول دوره آماری، $T = n - 2$ و $c = \rho_{y,1} - [(1 + \rho_{y,1}) / (n - 3)]$ است.

برای این منظور هیستوگرام ضریب همبستگی مرتبه اول، $r_{y,1}$ ، که از رابطه ۱۱ محاسبه شده است، با تابع چگالی احتمال تئوریک ارائه شده توسط Tasker مقایسه می‌شود. رابطه ۱۴، مقدار واقعی $\rho_{y,1}$ از رابطه ۱۳ قرار می‌گیرد. برای مقایسه ضریب همبستگی ناریب مرتبه اول داده‌های موجود و تابع چگالی احتمال ارائه شده در رابطه ۱۴، از تابع چگالی احتمال (رابطه ۱۴) در بازه‌های معین انتگرال گرفته می‌شود و از آنجایی که انتگرال تابع چگالی احتمال برابر با احتمال است، از حاصل ضرب مقدار احتمال محاسبه شده در تعداد ایستگاه‌های موجود در حوزه، تعداد ایستگاه‌های با مقدار مشخص r_1 (در حقیقت $r_{y,1}$) بدست می‌آید. شکل‌های (۵) و (۶)، این مقایسه را نشان می‌دهند. با توجه به این شکلها دیده می‌شود که روند تغییرات هیستوگرام r_1 تقریباً از روند تابع چگالی احتمال تئوریک ارائه شده توسط Tasker (رابطه ۱۴) پیروی می‌کند. این تشابه می‌رساند که تفاوت در مقادیر $r_{y,1}$ در هر حوزه، کاملاً می‌تواند ناشی از خطای نمونه‌گیری باشد تا تفاوت در فرآیند فیزیکی هر زیرحوزه. این نتیجه‌گیری، تأکیدی است بر استفاده از اطلاعات منطقه‌ای برای شناخت فرآیندهای فیزیکی مثل دیرپایی کوتاه مدت (r_1)؛ چرا که هر سری زمانی مشاهده شده، تنها درک و تحقق واحدی است از بی‌نهایت حالتی که ممکن بود اتفاق بیفتد.

۶-۲- تغییرات منطقه‌ای جریان رودخانه

معمول ترین شاخص تغییرات جریان، ضریب تغییرات (C_v) است که در رابطه ۱۰ نشان داده شده است. یکی از متداول ترین برآوردگرهای C_v به صورت رابطه ۱۵ است

جدول ۳- ضریب تغییرات منطقه‌ای

| نام حوزه | C_v منطقه‌ای |
|------------|----------------|
| کرخه | ۰/۴۲ |
| کارون | ۰/۴۲ |
| دز | ۰/۴۱ |
| دز و کارون | ۰/۴۲ |

۳-۶- آزمون صحت مدل $AR(1)-LN$

۳-۶-۱- آزمون مستقل بودن باقیمانده‌ها

برای آزمون مستقل بودن باقیمانده‌ها که یکی از فرضهای مدل است، از آزمون پورت موتو^{۳۳} بهره گرفته می‌شود (Salas et al., 1988).

$$Q = N \sum_{k=1}^L r_k^2(\hat{\varepsilon}) \quad (21)$$

که در آن، L ، ۱۰ تا ۳۰ درصد طول نمونه N در نظر گرفته می‌شود و $\hat{\varepsilon}$ ، از رابطه ۵ بدست می‌آید.

در این آزمون برای مدل $AR(1)$ ، آماره Q با مقدار χ^2 با درجه آزادی $L-1$ و سطح اطمینان مشخص مقایسه می‌شود و در صورتی که مقدار $Q < \chi^2(L-1)$ باشد، فرضیه مستقل بودن باقیمانده‌ها قبول می‌شود. این آماره برای ایستگاه‌هایی که دارای آمار ۴۰ سال یا بیشتر هستند محاسبه شده و با در نظر گرفتن $L=10$ ، در سطح اعتماد ۹۵٪ (سطح معنی‌داری ۵٪) باقیمانده‌ها مستقل هستند.

۳-۶-۲- آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها

نرمال بودن باقیمانده‌ها یکی از دیگر فرضهای مدل است که برای آزمون آن از آزمون ضریب چولگی استفاده شده است. ضریبهای چولگی محاسبه شده با مقادیر جدول ارائه شده توسط Salas et al., (1998) مقایسه می‌شوند. نتایج نشان می‌دهد که باقیمانده‌ها در سطح اعتماد ۹۰٪ (سطح معنی‌داری ۱۰ درصد) دارای توزیع نرمال هستند.

۳-۶-۳- آزمون نکوتی مدل بر اساس داده‌های تولید شده توسط

مدل

این آزمون در مورد حفظ آماره‌های سری زمانی تاریخی توسط مدل انتخابی است. در این آزمون، آماره‌های داده‌های تولید شده با داده‌های

$$\hat{C}_v = \frac{S}{\bar{x}} \quad (15)$$

در این رابطه، $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ (میانگین نمونه) و $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ (واریانس نمونه) است.

(Vogel and Fennessy 1993) بیان کردند که این برآوردگر، برآوردگری اریب است. Vogel و همکاران در سال ۱۹۹۸، برآورد تقریباً نااریب C_v برای یک فرآیند اتورگرسیو لوگ نرمال را به صورت رابطه ۱۶ ارائه کردند.

$$\hat{C}_v = \sqrt{\exp(v_y^{*2}) - 1} \quad (16)$$

که در این رابطه:

$$v_y^{*2} = \frac{v_y^2}{1 + \frac{1}{n} + \frac{2[\rho_{y,1}(n+1) - n]}{n^2(1 - \rho_{y,1})^2}} \quad (17)$$

$$v_y^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \quad (18)$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad (19)$$

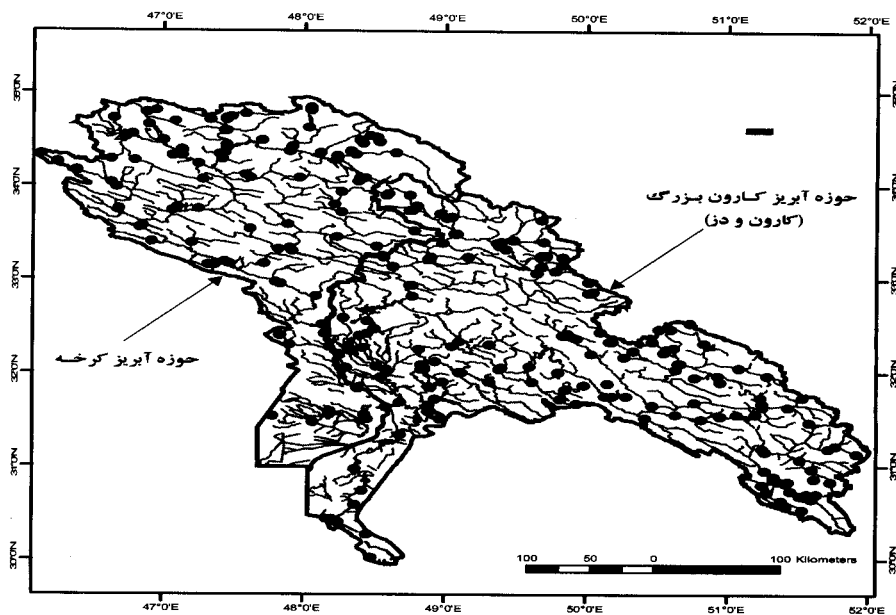
ضریب تغییرات از رابطه ۱۶ برای ایستگاه‌های حوزه با حداقل ۱۷ سال طول دوره آماری محاسبه شده است. شکل (۴)، نمودار این box plot ضریب را نشان می‌دهد. گستره کوچک ضریب تغییرات هر حوزه در این شکل می‌رساند که حوزه‌های مورد مطالعه از نظر ضریب تغییرات همگن هستند.

$$\bar{C}_v = \frac{\sum_{i=1}^m n_i \hat{C}_v(i)}{\sum_{i=1}^m n_i} \quad (20)$$

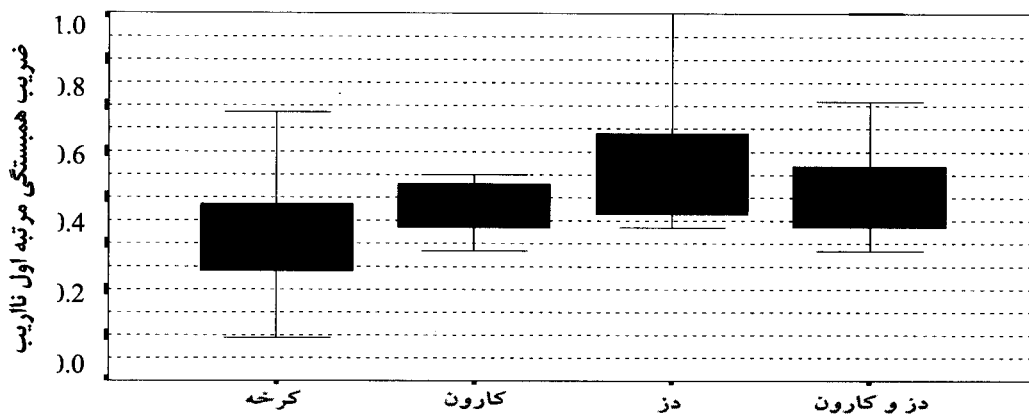
برای یافتن ضریب تغییرات منطقه‌ای از رابطه‌ای مشابه با رابطه ضریب همبستگی منطقه‌ای به صورت زیر استفاده می‌شود که نتیجه بدست آمده در جدول (۳) آمده است.

تاریخی مقایسه می‌شوند (Salas et al., 1988). برای تولید داده برای هر ایستگاه، پارامترهای مدل در رابطه ۵ قرار می‌گیرد.

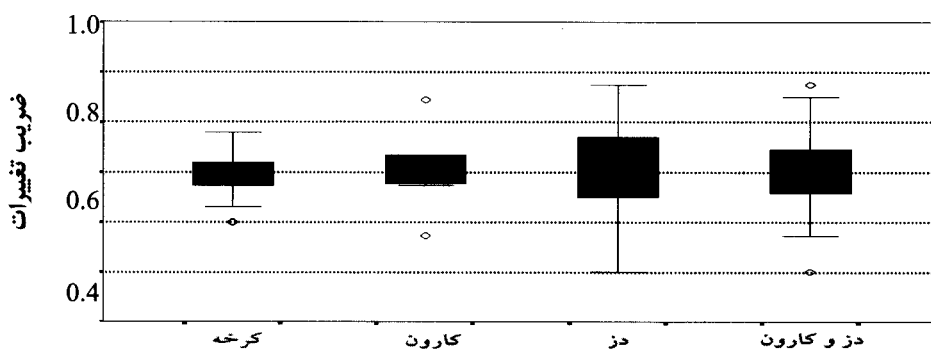
که در این رابطه، n_i طول دوره آماری ایستگاه i ، \hat{C}_v برآورد نااریب C_v در ایستگاه i و m تعداد ایستگاه در حوزه است.



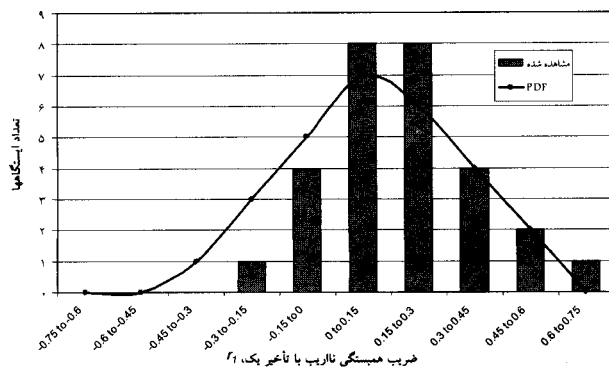
شکل ۲ - پراکنش ایستگاه‌های هیدرومتری در حوزه‌های



شکل ۳ - نمودار box plot ضریب همبستگی مرتبه اول ناریب



شکل ۴ - نمودار box plot ضریب تغییرات



شکل ۶- مقایسه هیستوگرام r_1 و تابع چگالی احتمال حوزه آبریز دز و کارون

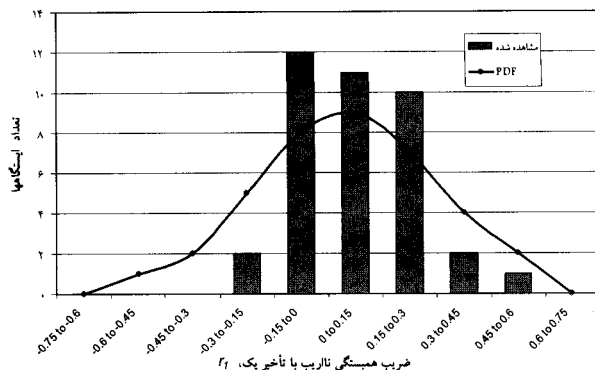
مقدار آن برابر $1/64$ است. این مقایسه برای ضریب همبستگی مرتبه اول و ضریب چولگی انجام شد. نتایج نشان داد که آماره‌های مزبور در بازه 90% درصد مطمئن قرار می‌گیرند. به بیان دیگر، با اطمینان 90% درصد می‌توان ادعا کرد که مدل انتخابی، آماره‌های ضریب همبستگی مرتبه اول و ضریب چولگی سری‌های تاریخی را حفظ و شبیه‌سازی می‌کند.

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با تحلیل رگرسیون چند متغیره، رابطه‌های منطقه‌ای برای برآورد میانگین دبی سالانه در حوزه‌های آبریز کرخه، کارون و دز بدست آمد. پارامتر منطقه‌ای ضریب تغییرات و نیز ساختار استوکستیک منطقه‌ای به صورت ضریب همبستگی مرتبه اول برای حوزه‌های مزبور برآورد شد و همگنی هر حوزه از نظر این پارامترها بررسی شد. در حوزه‌های یاد شده مدل استوکستیک مناسب، مدل اتورگرسیو مرتبه یک (لوگ نرمال) تشخیص داده شد.

برای استفاده از مدل $AR(1)$ ، نیاز به برآورد پارامترهای μ_y ، ρ_1 و σ_y در رابطه ۵ است. مقدار μ_y از رابطه ۶ و براساس میانگین جریان منطقه‌ای (رابطه‌های ۱ تا ۴) و ضریب تغییرات منطقه‌ای (جدول ۳) برآورد می‌شود. مقدار ρ_1 در مدل $AR(1)$ برابر با ضریب منطقه‌ای r_1 (جدول ۲) در نظر گرفته می‌شود. مقدار σ_y از رابطه ۹ و بر اساس ρ_1 برابر با ضریب منطقه‌ای r_1 (جدول ۲) و σ_y برآورد می‌شود که در این معادله، مقدار σ_y از رابطه ۷ بر اساس ضریب منطقه‌ای C_v (جدول ۳) بدست می‌آید.

بدین ترتیب در هر ایستگاه هیدرومتری و یا برای هر زیرحوزه‌ای (یا در هر مقطعی از رودخانه) از حوزه‌های آبریز کرخه، کارون و دز که اندازه‌گیری دبی وجود نداشته باشد به راحتی می‌توان به هر تعداد دلخواه سری زمانی دبی متوسط سالانه تولید کرد و در شبیه‌سازی استوکستیک برای طراحی و یا ارزیابی عملکرد سیستم‌های آبی جدید و یا موجود (مثل سد) استفاده کرد.



شکل ۵- مقایسه هیستوگرام r_1 و تابع چگالی احتمال حوزه آبریز کرخه

پارامترهای این مدل یعنی \bar{y} ، ρ_1 و C_v به ترتیب از تحلیل منطقه‌ای دبی سالانه رابطه‌های (۱ تا ۴)، ضریب همبستگی منطقه‌ای (رابطه ۱۳) و ضریب تغییرات منطقه‌ای (رابطه ۲۰) حساب می‌شوند. سپس با استفاده از مدل، به تعداد لازم سری زمانی برای هر ایستگاه تولید می‌شود. پس از تولید سری زمانی y_t ، سری زمانی x_t محاسبه می‌شود.

در این آزمون برای ایستگاه‌هایی که آمار ۴۰ سال یا بیشتر داشتند، یکصد سری داده با طول دوره آماری برابر با داده‌های تاریخی تولید شده و آماره‌های ضریب همبستگی مرتبه اول و ضریب چولگی داده‌های تولید شده و داده‌های تاریخی مقایسه شده‌اند.

در این آزمون با توجه به سری‌های تولید شده یک بازه تعیین می‌شود و در صورتی که پارامتر آماری برآورد شده از داده‌های تاریخی (آماره) در بازه محاسبه شده قرارگیرد نتیجه گرفته می‌شود که پارامتر مورد نظر توسط مدل حفظ شده است. برای مثال برای مقایسه آماره r_1 داده‌های تاریخی با یکصد آماره r_1 بر اساس سری‌های تولید شده ($r_1(i)$, $i = 1, \dots, 100$)، محدودده زیر را خواهیم داشت (Salas et al., 1988):

$$[\bar{r}_1 - c.s(r_1), \bar{r}_1 + c.s(r_1)] \quad (22)$$

که در آن، \bar{r}_1 و $s(r_1)$ به ترتیب میانگین و انحراف معیار r_1 هستند و از روابط زیر حساب می‌شوند

$$\bar{r}_1 = \frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} r_1(i) \quad (23)$$

$$s(r_1) = \left[\frac{1}{99} \sum_{i=1}^{100} (r_1(i) - \bar{r}_1)^2 \right]^{0.5} \quad (24)$$

c ، مقدار متغیر نرمال استاندارد در یک سطح اطمینان مشخص است؛ برای مثال برای سطح اطمینان 90% یا سطح معنی دار بودن 10% درصد،

Ando, Y. (1990). "Regionalization of parameters using basin geology, land use, and soil type for use in a storm rainfall-runoff relationship" Proc., Regionalization in Hydrology Symp., International Association of Hydrological Sciences, Publ. No.191, 211-218.

Church, M., Robbins, G.D., Bishop, and Cassell, D.L., (1995). "Maps of regional evapotranspiration and runoff/precipitation ratios for the northeast United States" Journal of Hydrology 168, 283-298.

Langbein, W.B. et al., (1949). "Annual runoff in the United States" Geological Survey Circular 5. U.S. Dept. of the Interior, Washington DC.

Mimikou, M. (1984). "Regional relationships between basin size and runoff characteristics" Hydrol. Sci. J., 29(1), 63-67.

Orsborn, (1974). "Determining streamflows from geomorphic parameters" Journal of the Irrigation and Drainage Division 100 (IR 4), 455-475.

Skas, J. D., Delleur, J.W., Yevjevich, V., and Lane, W.L. (1988). "Applied modeling of hydrologic time series" Water Resources Publication.

Stedinger, J.R., (1981). "Estimating correlations in multivariate streamflow models" Water Resour. Res., 17(1), 200-208.

Tasker, G. D., (1983). "Approximate sampling distribution of the serial correlation coefficient for small samples" Water Resour. Res., 19(2), 579-582.

Vogel, R.M., and Hellstrom, D.I., (1988). "Long-range surface water supply planning. Civil Engineering Practice 3 (1), 7-26

Vogel, R.M., and Fennessey. N.M., (1993). "L-moment diagrams should replace product moment diagram" Water Resour. Res., 29(6), 1745-1752

Vogel, R.M., Fennessey. N.M., and Bolognese, R.A. (1995). "Storage-Reliability-Resilience-Yield Relations for Northeastern United States" J. Water Resour. Plng. And Mgmt., 365-374.

Vogel, R.M., Bell, C.J., and Fennessey. N.M., (1997). "Climate, Streamflow and Water Supply in the Northeastern United States" J. Hydrol., 198, 42-68

Vogel, R.M., Tsai, Y., and Limbrunner. J.F., (1998). "The regional persistence and variability of annual streamflow in the United States" American Geophysical Union Rep., 3445-3459.

Von Storch, H., and Navarra, A., (1995). "Analysis of climate variability-Applications of statistical techniques" Springer Verlag, pp. 11 - 26

پارامترهای منطقه‌ای محاسبه شده برای استفاده در مدل استوکستیک، قابلیت اعتماد بیشتری نسبت به آماره‌های محاسبه شده از داده‌های هر ایستگاه دارند.

برای افزایش دقت رابطه‌های منطقه‌ای دبی جریان سالانه می‌توان پارامترهای دیگری همچون دمای متوسط و ارتفاع متوسط هر زیرحوزه را نیز بکار برد و در این زمینه بهره‌گیری از فناوری GIS می‌تواند راهگشا باشد. همچنین می‌توان افزون بر روشهای رگرسیون حداقل مربعات معمولی از روشهای حداقل مربعات وزنی^{۳۳} و یا روشهای رگرسیون فازی^{۳۴} بهره گرفت.

۸-تشکر

از معاونت پژوهشی سازمان مدیریت منابع آب ایران به خاطر حمایت مالی از این طرح تحقیقاتی سپاسگزاری می‌شود.

پی نوشت ها :

1. Observed time series
2. Real time operation
3. Statistics
4. Historical time series
5. Run
6. Range
7. Preserve
8. Over-year systems
9. Variability
10. Persistence
11. Homogeneity
12. Ordinary least square
13. t-ratios
14. Trend
15. Correlogram
16. Autocorrelation function
17. Large sampling deviation
18. Residuals
19. White noise
20. Biased
21. Unbiased
22. Port Monteau lack of fit test
23. Weighted least square
24. Fuzzy regression

۹- مراجع

شرکت مهندسی مشاور جاماب (۱۳۷۸)، "طرح جامع آب کشور - حوزه آبریز کرخه".

شرکت مهندسی مشاور جاماب (۱۳۷۸)، "طرح جامع آب کشور - حوزه آبریز دز و کارون".