

مدل سازی دبی جریان رودخانه با استفاده از مدل های چندمتغیره تلفیقی سری زمانی

یوسف رضانی^{۱*}، مهدی امیرآبادی زاده^۲، مصطفی یعقوبزاده^۳، محمد ناظری تهرودی^۴

تاریخ ارسال: ۱۳۹۶/۰۶/۰۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۹/۰۷

چکیده

بیش از سه دهه است که هیدرولوژیست‌ها، استفاده از مدل‌های چند متغیره را جهت توصیف و مدل‌سازی داده‌های پیچیده هیدرولوژی، توصیه می‌کنند. درحالی که به تازگی اهمیت مدل‌های چند متغیره در هیدرولوژی مطرح شده است. در واقع در مدل‌های چند متغیره با دخالت دادن عوامل مؤثر هواشناسی، می‌توان نتایج توصیف، مدل‌سازی و پیش‌بینی پارامترهای مختلف را بهبود بخشید. هم‌چنین از آنجا که مدل‌های غیرخطی واریانس شرطی، بخش باقی‌مانده مدل‌های خطی را به شکل مناسبی مدل می‌کنند، انتظار می‌رود با ترکیب مدل‌های خطی و غیرخطی، دقت مدل‌سازی و پیش‌بینی‌ها افزایش یابد. در این مطالعه دو مدل چند متغیره دوره‌ای آرما و چند متغیره تلفیقی با واریانس شرطی جهت مدل‌سازی دبی ماهانه رودخانه‌های نازلوچای، بابلرود و هامون به ترتیب واقع در استان‌های آذربایجان غربی، مازندران و سیستان و بلوچستان در دوره آماری ۱۳۹۰-۱۳۴۱ (۵۰ ساله) تحت تأثیر پارامترهای دما و بارش ایستگاه سینوپتیک حوضه‌ها مورد مقایسه قرار گرفتند. نتایج بررسی و صحت‌سنجی داده‌های مدل‌شده نشان داد که هر دو مدل مورد بررسی از دقت بالایی برخوردار هستند. در این مطالعه در تمام موارد مدل چند متغیره تلفیقی با واریانس شرطی از دقت بیشتری نسبت به مدل چند متغیره دوره‌ای آرما برخوردار بودند. هم‌چنین نتایج نشان داد که با ترکیب دو مدل ذکر شده، میزان خطای مدل (جذر میانگین مربعات خطا) به ترتیب در ایستگاه‌های نازلوچای، بابلرود و هامون حدود ۳۰، ۱۷ و ۱ درصد بهبود می‌یابد. به‌طور کلی نتایج نشان داد که کاربرد هر دو مدل مورد استفاده در مناطق معتدل ایران دقت بالاتری دارد.

واژه‌های کلیدی: بارش، دما، مدل واریانس شرطی، مدل‌های فصلی.

^۱ استادیار گروه علوم و مهندسی آب دانشگاه بیرجند. y.ramezani@birjand.ac.ir (نویسنده مسئول)

^۲ استادیار گروه علوم و مهندسی آب دانشگاه بیرجند. Email: m.amirabadizadeh@birjand.ac.ir

^۳ استادیار گروه علوم و مهندسی آب دانشگاه بیرجند. Email: m.yaghoobzadeh@birjand.ac.ir

^۴ دانشجوی دکتری منابع آب، دانشگاه بیرجند. Email: m_nazeri2007@yahoo.com

رودها و شریان‌های آبی جهت برنامه‌ریزی‌های بلندمدت و استفاده بیشتر و بهتر از پتانسیل‌های آن‌ها عمیقاً احساس می‌شود. جدیدالتأسیس بودن بیشتر ایستگاه‌های هیدرومتری، نواقص موجود در آمار اکثر ایستگاه‌ها، وضعیت بحرانی سفره‌های آب‌های زیرزمینی و لزوم توجه بیشتر به آب‌های سطحی ایجاب می‌کند که به مقوله پیش‌بینی و تولید آمار مصنوعی جریان آب رودخانه‌های کشورمان توجه شود. این نیاز برای دیگر پارامترهای هیدرولوژیک نیز احساس می‌شود. مطابق تقسیم‌بندی (Govindaraju, 2000) مدل‌هایی که امروزه در هیدرولوژی مورد استفاده قرار می‌گیرند، شامل مدل‌های ریاضی- فیزیکی، مدل‌های ژئومورفولوژیکی و مدل‌های تجربی می‌باشند. دسته اول مدل‌ها، بر اساس خصوصیات فیزیکی سیستم هستند که به صورت معادلات دیفرانسیل ارائه می‌شوند، معادلات حرکت آب زیرزمینی، معادلات بیلان آب، روندیابی توزیعی نمونه‌هایی از این مدل‌ها هستند. اما دسته دوم بر مبنای خصوصیات ژئومورفولوژیکی سیستم هیدرولوژیکی مورد نظر بیان می‌گردد، مدل‌های بارش-رواناب را می‌توان در این دسته جای داد. تاکنون روش‌های زیادی برای مدل‌سازی سری‌های زمانی هیدرولوژیکی در مقیاس‌های زمانی مختلف ارائه گردیده است (Salas, 1993, Hipel and McLeod, 1994). یک روش آماده‌سازی داده‌ها جهت مدل‌سازی، این است که ابتدا سری زمانی مورد نظر استاندارد شده سپس مدل مناسب برای سری تغییر یافته برازش داده می‌شود (Salas, 1993). روش دیگر که توسط Mashival and Jha و Karamouz et al. (2003) (2012) پیشنهاد شده است، تخمین مؤلفه‌های روند و تناوب در سری می‌باشد. سپس این مؤلفه‌ها از داده‌های اصلی کسر می‌گردند، حاصل سری تصادفی مورد نظر برای مدل‌سازی است.

سری‌های زمانی دوره‌ای، معمولاً در مدل‌سازی داده‌های اقلیم‌شناسی، هیدرولوژی، اقتصاد، برق، مهندسی و غیره، کاربرد زیادی دارند. به دلیل وجود خاصیت فصلی و تناوب در دوره‌های ماهانه و روزانه هیدرولوژیکی استفاده از مدل‌های دوره‌ای سری زمانی

پیش‌بینی پارامترهای هیدرولوژی با توجه به اهمیت آن در تحلیل خشک‌سالی و تأمین آب، طراحی تأسیسات آبی، آبیگری از رودخانه‌ها، برنامه‌ریزی بهره‌برداری از مخازن سدها، کنترل فرسایش و رسوب رودخانه‌ها و غیره از دیرباز مورد توجه مهندسان آب بوده است. از سوی دیگر، با توجه به محدودیت منابع آب شیرین قابل استحصال، پیش‌بینی هر چه دقیق‌تر دبی پارامترهای هیدرولوژی از ارکان اساسی برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب است. از این رو، متخصصان همواره برای تخمین صحیح دبی رودخانه و اصلاح روش‌های موجود تلاش می‌نمایند. تا کنون مدل‌های زیادی جهت شبیه‌سازی پارامترهای هیدرولوژیکی و هواشناسی یک حوضه با در نظر گرفتن فیزیک مسئله پیشنهاد گردیده است، که به طور مثال می‌توان به مدل‌های مفهومی بارش-رواناب، الگوهای خطی سری زمانی، برنامه‌ریزی ژنتیک^۱ و الگوهای ترکیبی هیبرید^۲ اشاره کرد. هر چند فرآیندهای هیدرولوژیکی محدود می‌باشند، ولی به دلیل فرآیندهای اندرکنشی پیچیده آن‌ها با محیط، بررسی چرخه‌ی آب در طبیعت به‌ویژه در مقیاس‌های بزرگ نظیر حوضه‌های آبریز امری دشوار و پیچیده است که نیاز به شناسایی، تخمین و مدل‌سازی کلیه‌ی فرآیندهای اندرکنشی دارد (صفوی، ۱۳۸۸). به همین دلیل همواره از فرآیندهای هیدرولوژیکی به‌عنوان فرآیندهای تصادفی یاد می‌شود. لذا برای مدل‌سازی این فرآیندها باید از مدل‌های استوکاستیک استفاده نمود. شبیه‌سازی استوکاستیک سری‌های زمانی مرتبط با منابع آب به‌ویژه سری‌های زمانی هیدرولوژیکی به صورت گسترده به‌منظور حل مسائل مرتبط با برنامه‌ریزی و مدیریت سامانه‌های آبی در دهه‌های اخیر استفاده شده‌اند. همچنین با توجه به اینکه در کشور ما اکثر رودخانه‌های مناطق مختلف فصلی بوده و کمبود آبی در پهنه وسیعی از کشور وجود دارد، نیاز به شناسایی و به مدل درآوردن رفتار

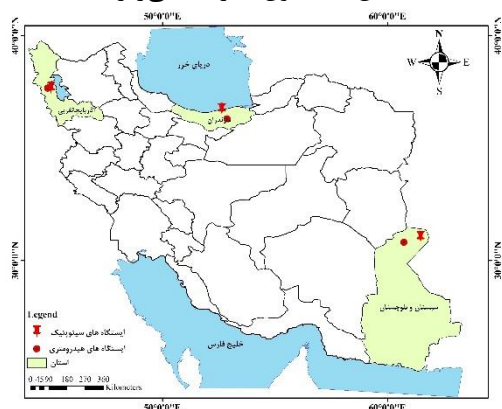
^۱Genetic Programming^۲Hybrid Combination Patterns

می‌تواند مفید باشد. اولین تحقیقات در زمینه سری‌های دوره‌ای توسط Jones and Brelsford (1967) و Pagano (1978) انجام گرفته است. آن‌ها خواص اساسی فرایندهای تک متغیره سری‌های دوره‌ای، تکنیک‌های استنباطی برآورد پارامترهای مدل‌سازی و پیش‌بینی و هم‌چنین ارتباط مدل‌های خود بازگشت چند متغیره را بررسی کردند. مدل‌های چند متغیره سری‌های دوره‌ای آرما ابتدا توسط Ula (1990) مطرح و بعدها توسط Franses and Paap (2004) و Lütkepohl (2005) تعمیم داده شد. از سال ۱۹۶۰ تلاش‌ها و پژوهش‌های گسترده‌ای در راستای تجزیه و تحلیل سری‌های استوکاستیک هیدرولوژی و مدل‌های تک متغیره تولید داده شروع شد. از آن پس طراحی و عملیاتی کردن سامانه‌های منابع آب اغلب با استفاده از چندین سری زمانی متعدد هیدرولوژیکی و منابع آبی صورت گرفتند و تجزیه و تحلیل و مدل‌سازی مدل‌های چند متغیره شتاب گرفت. مدل‌های مختلف چند متغیره توسط Matalas and Wallis (1971)، Fiering (1964)، Meijia (1971) و O'Connell (1974) مطرح شد. Matalas (1967) مدل مارکوف با پارامترهای ثابت چند متغیره با تأخیر ۱ را مطرح کرد. O'Connell (1974) مدل‌های چند متغیره ARMA(1,1) با پارامترهای ثابت را مطرح کرد. Valencia and Schaaake. (1973) با استفاده از مدل‌های چند متغیره مشخصات کواریانس سالانه و فصلی را تولید کردند. و آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مدل چند متغیره ماتالاس، مدل ویژه‌ای از مدل‌های توده‌ای است. Matalas and Wallis (1971) پارامترهای آماری مدل چند متغیره تئوری فراکتال گوسین را تعیین کردند و آن را به‌عنوان مدل‌های چند متغیره سری‌های هیدرولوژی مطرح کردند. Meijia (1971) نیز مدل‌های چند متغیره شکننده خطی را مطرح کرد. Momani and Naili (2009) مدل‌های سری زمانی را جهت ساخت مدلی مناسب بر داده‌های بارش ماهانه ایستگاه فرودگاه آمان مورد بررسی قرار داده و مدل

ARIMA(1,0,0)(0,1,1) را به‌عنوان مدل برتر انتخاب کردند. Ampaw et al. (2013) با استفاده از مدل‌های سری زمانی به مدل‌سازی مقادیر بارش ماهانه مناطق شرقی غنا را مدل‌سازی کرده و مدل SARIMA(0,0,1)(1,1,1) را جهت پیش‌بینی مقادیر بارش ماهانه انتخاب کردند. Valipour (2015) با استفاده از دو مدل فصلی خانواده آرما (SARIMA) جمعی آرما (ARIMA) رواناب ایالت متحده را مورد بررسی و مقایسه قرار داد. نتایج تحقیق نشان داد که مدل فصلی آرما نتایج بهتری ارائه کرده است. ناظری تهرودی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از سری زمانی دوره‌ای آرما، دمای ایستگاه سینوپتیک شهر کرمان را مورد بررسی و مدل‌سازی قرار دادند. ناظری تهرودی و همکاران (۱۳۹۵) عملکرد سه مدل -های سری زمانی رایج (ARMA)، چند متغیره (CARMA) و تلفیقی (CARMA-ARCH) و (ARMA-ARCH) را در برآورد متوسط بار رسوب سالانه (Ton.day) رودخانه سیستان در دوره آماری ۴۲ ساله (۱۳۴۹-۱۳۹۱)، را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که با دخالت داده‌های دبی جریان در مدل چند متغیره، دقت و خطای مدل‌سازی نسبت به مدل تک متغیره در مرحله واسنجی به ترتیب حدود ۸ درصد افزایش و ۵۰ درصد کاهش می‌یابد. عباس‌زاده افشار و همکاران (۱۳۹۵) متوسط دبی سالانه رودخانه زرینه‌رود را با استفاده از مدل‌های AR، AR-ARCH، GAR و GAR-ARCH مورد بررسی مدل‌سازی قرار دادند. نتایج نشان داد که مدل‌های تلفیقی، نقاط اوج دبی‌ها را در مورد مدل‌سازی دبی سالانه رودخانه زرینه‌رود، نسبت به مدل‌های رایج بهتر مدل می‌کنند. اصولاً استفاده از سری‌های چند متغیره در مدل‌سازی‌ها و پیش‌بینی‌های هیدرولوژی، نتایج بهتری نسبت به مدل‌های تک متغیره ارائه می‌کند که این مدل‌ها کمتر در منابع آب استفاده شده است. هدف از مطالعه حاضر مقایسه دقت مدل‌های چند متغیره و فصلی سری زمانی (MPAR) و مدل‌های تلفیقی واریانس شرطی (ARCH) در مدل‌سازی سری زمانی فصلی دبی

رودخانه‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. مشخصات ایستگاه هواشناسی و مشخصات آماری سری‌های زمانی مورد مطالعه نیز به شرح جدول ۱ ارائه گردید.

زیرحوضه نازلوچای در قسمت غربی دریاچه ارومیه واقع شده و از نظر وسعت سومین زیرحوضه از حوضه آبریز دریاچه ارومیه می‌باشد. رودخانه بابلرود در شهرستان بابل استان مازندران جریان داشته که از شمال به دریای مازندران، از غرب به حوزه آبریز رودخانه هراز، از جنوب به دامنه شمالی سلسله جبال البرز و از غرب به حوزه آبریز رودخانه تالار محدود می‌باشد. رودخانه مزبور از ارتفاعات ۳۷۰۰ متری البرز مرکزی سرچشمه گرفته و پس از عبور از مسیرهای قران طالار، درون کلای شرقی، گنج افروز و شهر بابل عبور و در شمال بابلرس به دریای مازندران ختم می‌شود. رودخانه سیستان نیز به‌عنوان مهم‌ترین منبع آبی دشت سیستان بوده که با پیمایش حدود ۷۰ کیلومتر از دشت سیستان به هامون هیرمند می‌ریزد.



شکل (۱): موقعیت مناطق مورد مطالعه در ایران

رودخانه‌های نازلوچای واقع در استان آذربایجان غربی، بابلرود واقع در استان مازندران و رودخانه هامون واقع در استان سیستان و بلوچستان می‌باشد. در واقع در این مطالعه سعی شده است که تأثیر مقادیر بارش و دما را بر دبی جریان مشاهده کرد و دقت مدل‌های مذکور را نسبت به شرایط آب و هوایی مختلف بررسی کرد. همچنین در این مطالعه از دو مدل چند متغیره فصلی سری و مدل واریانس شرطی تلفیق استفاده شده است.

مواد و روش‌ها

مناطق و داده‌های مورد مطالعه

ایران با وسعتی بیش از ۱۶۴۸۰۰۰ کیلومتر مربع دارای اقلیم چهار فصل می‌باشد و به‌طور کلی یک سال را می‌توان به دو فصل سرد و گرم تقسیم کرد. ایران با متوسط بارش سالانه معادل ۶۲/۱-۳۴۴/۸ میلی‌متر بین دو نصف‌النهار 44° و 64° شرقی و دو مدار 25° و 40° شمالی قرار گرفته است. در این تحقیق از داده‌های دبی ماهانه رودخانه‌های نازلوچای واقع در ایستگاه هیدرومتری تپیک در استان آذربایجان غربی، رودخانه بابلرود واقع در ایستگاه هیدرومتری قران طالار استان مازندران و رودخانه هیرمند واقع در ایستگاه هیدرومتری کهک در استان سیستان و بلوچستان و داده‌های مؤثر بر دبی نظیر سری زمانی ماهانه بارش و دمای واقع در نزدیک‌ترین ایستگاه به ایستگاه‌های هیدرومتری مذکور در دوره آماری ۹۰-۱۳۴۱ استفاده شده است. شکل ۱ منطقه مورد مطالعه و موقعیت

جدول (۱): مشخصات ایستگاه‌های مورد استفاده

رودخانه	پارامتر	ایستگاه	نوع ایستگاه	دوره آماری	متوسط پارامتر	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی
	دما	ارومیه	سینوپتیک		۱۱/۳۴ (°C)	۳-۴۵	۴۰-۳۷
نازلوچای	بارش	ارومیه	سینوپتیک		۲۷/۴۲ (mm)	۳-۴۵	۴۰-۳۷
	دبی	تپیک	هیدرومتری		۱۱/۵۰ (m ³ /s)	۵۴-۴۴	۴۰-۳۷
	دما	بابلسر	سینوپتیک	۱۳۹۷-۹۰	۱۷/۱۸ (°C)	۳۹-۵۲	۴۳-۳۶
بابلرود	بارش	بابلسر	سینوپتیک		۷۴/۲۶ (mm)	۳۹-۵۲	۴۳-۳۶
	دبی	قران طالار	هیدرومتری		۷/۱۵ (m ³ /s)	۵۳-۵۲	۴۰-۳۷
	دما	زابل	سینوپتیک		۲۲/۱۸ (°C)	۲۹-۶۱	۲-۳۱
هامون	بارش	زابل	سینوپتیک		۵/۲۵ (mm)	۲۹-۶۱	۲-۳۱
	دبی	زهک	هیدرومتری		۵۴/۰۷ (m ³ /s)	۴۵-۶۱	۴۹-۳۰

تحلیل روند

Kendall (1938) متغیر τ (tau) را جهت اندازه‌گیری رابطه بین x و y ارائه کرد و Mann (1945) با استفاده از آزمون کندال یکی از متغیرها را زمان در نظر گرفت تا روند را مورد آزمون قرار دهد. این آزمون را به صورت MK نیز نشان می‌دهند. 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 (Yu et al., 1993).

مدل‌های MPAR¹

جهت مدل‌سازی مدل‌های چند متغیره فصلی یا سالیانه، بیش از یک سری داده در مقیاس فصلی یا سالانه در ایستگاه‌های منطقه مورد مطالعه مورد نیاز است. به‌طور کلی مدل‌های چند متغیره دوره‌ای خود همبسته برای n ایستگاه به صورت زیر محاسبه می‌گردد (Tsfaye, 2006):

$$Y_{v,\tau} = \sum_{p=1}^P \phi_{p,\tau} Y_{v,\tau-1} + \varepsilon_{v,\tau} \quad (5)$$

که در آن $Y_{v,\tau}$ یک ماتریس $N \times 1$ از داده‌های نرمال شده مشاهداتی با میانگین صفر و انحراف معیار یک به‌اندازه v سال و τ فصل،

$N \times N$ ماتریس

$\varphi_{1,\tau}, \varphi_{2,\tau}, \varphi_{3,\tau}, \dots, \varphi_{p,\tau}$ پارامترهای مدل خود همبسته دوره‌ای و $\varepsilon_{v,\tau}$ یک ماتریس $N \times 1$ از سری باقی‌مانده مدل با میانگین صفر و ماتریس $N \times N$ واریانس-کواریانس است. این ماتریس به زمان و خودهمبستگی با تأخیر صفر وابسته است (Tsfaye, 2006):

تشریح مدل چند متغیره دوره‌ای AR(1)

$$Z_{t+1} = A_1 Z_t + B_1 \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

که در آن A_1 و B_1 ماتریس پارامترهای مدل

هستند که به شکل زیر تعریف می‌شوند:

$$\begin{bmatrix} Z_t^{(1)} \\ Z_t^{(2)} \\ \vdots \\ Z_t^{(n)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a^{11} & a^{12} & \dots & a^{1n} \\ a^{21} & a^{22} & \dots & a^{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a^{n1} & a^{n2} & \dots & a^{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1}^{(1)} \\ Z_{t-1}^{(2)} \\ \vdots \\ Z_{t-1}^{(n)} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$+ \begin{bmatrix} b^{11} & b^{12} & \dots & b^{1n} \\ b^{21} & b^{22} & \dots & b^{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ b^{n1} & b^{n2} & \dots & b^{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{(1)} \\ \varepsilon_t^{(2)} \\ \vdots \\ \varepsilon_t^{(n)} \end{bmatrix}$$

ماتریس پارامترهای A و B به صورت زیر قابل

محاسبه می‌باشد:

¹- Multivariate Periodic Autoregressive

مدل و Z_t سری زمانی پارامتر مورد نظر است (Engle, 1982).

ساختار مدل ARCH

برای درک بهتر مدل، ساختار مدل ARCH(1) در نظر گرفته شد.

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \text{and} \quad \sigma_t^2 = a_n + a_1 a_t^2 \quad (13)$$

که در آن $a_0 \geq 0, a_1 \geq 0$ است. اول از هر چیز میانگین شرطی a_t را باید صفر در نظر گرفت. زیرا:

$$E(a_t) = E[E(a_t | F_{t-1})] = E[\varepsilon_t E(\varepsilon_t)] \quad (14)$$

سپس واریانس شرطی از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$Var(a_t) = E(a_t^2) = E[E(a_t^2 | F_{t-1})] \quad (15)$$

از آنجا که a_t با توجه به $Var(a_t) = E(a_{t-1}^2) = E(a_{t-1}) = E(a_{t-1}^2), E(a_t) = 0$ یک فرآیند ایستا و ثابت است، بنابراین خواهیم داشت:

$$Var(a_t) = a_n + a_1 Var(a_t) \quad (16)$$

$$Var(a_t) = \frac{a_0}{1 - a_1} \quad (17)$$

از آنجا که واریانس a_t باید مثبت باشد، در نتیجه محدوده a_1 باید بین ۰ و ۱ باشد. در برخی از برنامه‌های کاربردی، مقادیر بالاتر از (a_t) نیز باید وجود داشته باشد و از این رو، α_1 باید برخی از گشتاورهای اضافی را تأمین کند. به‌عنوان مثال، در مطالعه رفتار دنباله‌ها، نیاز است که گشتاور چهارم (a_t) نیز محدود شود. با فرض نرمال بودن ε_t در معادله زیر خواهیم داشت (Engle, 1982):

$$\hat{A}_{1,t} = \hat{M}_{1,t} \hat{M}_{0,t-1}^{-1} \quad (8)$$

$$\hat{B}_\tau \hat{B}_\tau^T = \hat{M}'_{0,\tau} - \hat{M}'_\tau \hat{M}'_{0,\tau-1} \hat{M}'_{1,\tau}^T \quad (9)$$

ماتریس‌های $\hat{M}_{0,\tau}, \hat{M}_{1,\tau}, \hat{M}'_{0,\tau-1}$ با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌گردند:

$$\hat{M} = \begin{bmatrix} r_{k,t}^{11} & r_{k,t}^{12} & \dots & r_{k,t}^{1n} \\ r_{k,t}^{21} & r_{k,t}^{22} & \dots & r_{k,t}^{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{k,t}^{n1} & r_{k,t}^{n2} & \dots & r_{k,t}^{nn} \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\frac{1}{N} \sum_{v=1}^N (\mathbf{X}_{v,t}^{(i)} - \bar{\mathbf{X}}_t^{(i)}) (\mathbf{X}_{v,t-k}^{(i)} - \bar{\mathbf{X}}_{t-k}^{(i)}) \quad (11)$$

که در آن $S_{\tau-k}^{(i)}$ و $S_\tau^{(i)}$ به ترتیب انحراف معیار داده‌ها در زمان $t-k$ و t است (Tesfaye, 2006):

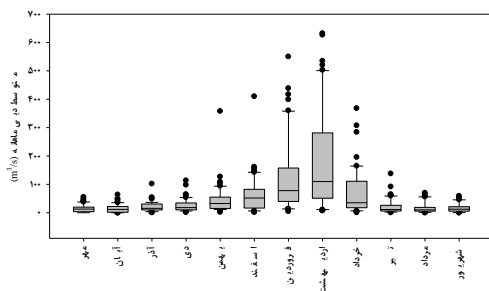
مدل‌های ARCH^۱

این مدل برای اولین بار در مطالعات اقتصادی توسط Engle (1982) ارائه شد و اولین مدلی است که یک چارچوب نظام‌مند را برای مدل‌سازی نوسانات فراهم می‌کند. ایده اصلی مدل‌های ARCH به دو صورت است که (الف) میانگین اصلاح شده بازگشت سرمایه مجزا اما وابسته است و (ب) مدل وابسته است و می‌تواند توسط یک تابع ساده درجه دوم از مقادیر قبل از آن شرح داده شود. به‌طور خلاصه، مدل ARCH به صورت زیر فرض می‌شود:

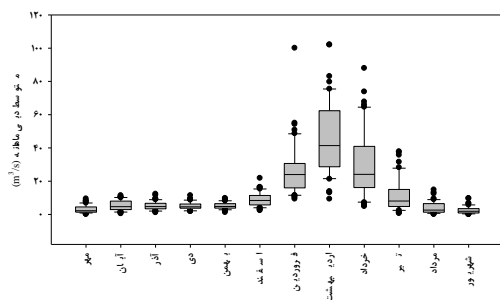
$$\varepsilon_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \text{and} \quad \sigma_t^2 = a_n + \sum_{m=1}^m b_m \varepsilon_t^2 \quad (12)$$

که در آن σ_t^2 واریانس شرطی، ε_t عبارت خطای باقی‌مانده مدل با میانگین صفر و واریانس ۱ است، $a_n \geq 0, b_m \geq 0$ پارامترهای مدل، m برابر با مرتبه

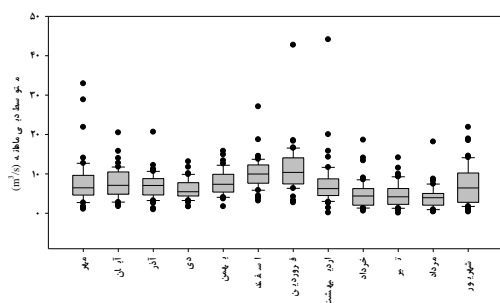
رودخانه‌های مورد بررسی در دوره آماری ۹۰-۱۳۴۱ به شرح نمودارهای جعبه‌ای ۲ تا ۴ ارائه گردید. هم-چنین نتایج بررسی روند تغییرات داده‌های مورد بررسی در مقیاس ماهانه به شرح جدول ۲ ارائه گردید.



شکل (۲): نمودار جعبه‌ای تغییرات متوسط دبی ماهانه رودخانه هیرمند در محل ایستگاه هیدرومتری کهک در دوره آماری ۹۰-۱۳۴۱



شکل (۳): نمودار جعبه‌ای تغییرات متوسط دبی ماهانه رودخانه نازلوچای در محل ایستگاه هیدرومتری تپیک در دوره آماری ۹۰-۱۳۴۱



شکل (۴): نمودار جعبه‌ای تغییرات متوسط دبی ماهانه رودخانه بابلرود در محل ایستگاه هیدرومتری قران طالار در دوره آماری ۹۰-۱۳۴۱

لازم به ذکر است آماره Kendall's tau در جدول زیر نشان‌دهنده تغییرات کاهشی و یا افزایشی می‌باشد.

$$E(a_t^4 | F_{t-1}) = 3[E(a_t^2 | F_{t-1})]^2 \quad (18)$$

بنابراین:

$$E(a_t^4) = E[E(a_t^4 | F_{t-1})] = 3(a_0 + a_1 a_{t-1}^2)^2 \quad (19)$$

اگر a_t به‌عنوان ثابت چهارم در نظر گرفته شود و

$$m_4 = E(a_t^4) \quad \text{در این صورت:}$$

$$m_4 = 3E(a_0^2 + 2a_0 a_1 \text{Var}(a_t) + a_1^2 m_4) \quad (20)$$

در نهایت:

$$m_4 = \frac{3a_0^2(1 + a_1)}{1 - a_1} \quad (21)$$

به‌منظور ارزیابی عملکرد مدل از معیار جذر میانگین مربعات خطا استفاده گردید. مدلی که کمترین مقدار جذر میانگین مربعات خطا را داشته باشد به‌عنوان مدل مطلوب شناخته شد:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{Q}_i - Q_i)^2} \quad (22)$$

که در روابط فوق، \hat{Q}_i و Q_i به ترتیب دبی جریان مشاهداتی و دبی جریان محاسباتی و n تعداد داده‌ها می‌باشد.

نتایج و بحث

در این مطالعه جهت بررسی دقت مدل‌های خطی چند متغیره و غیرخطی سری زمانی در بررسی و پیش‌بینی مقادیر دبی جریان رودخانه در مناطق مختلف کشور، از مقادیر بارش، دما و دبی ماهانه استفاده گردید. تغییرات اولیه متوسط دبی جریان

مقادیر منفی این آماره بیانگر روند کاهشی و مقادیر مثبت آن بیانگر روند تغییرات افزایشی می‌باشد.

جدول (۲): نتایج بررسی روند تغییرات مقادیر ماهانه دبی جریان رودخانه‌های مورد بررسی در سطح اطمینان ۵ درصد

ماه	رودخانه هامون		رودخانه نازلوچای		رودخانه بابلرود	
	Kendall's tau	P-value	Kendall's tau	P-value	Kendall's tau	P-value
مهر	-۰/۵۱	۰/۰۰	-۰/۳۳	۰/۰۰	-۰/۱۹	۰/۰۵
آبان	-۰/۵۸	۰/۰۰	-۰/۱۲	۰/۱۸	-۰/۱۷	۰/۰۷
آذر	-۰/۶۰	۰/۰۰	-۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۲۵
دی	-۰/۵۶	۰/۰۰	-۰/۱۱	۰/۲۲	۰/۰۲	۰/۸۲
بهمن	-۰/۳۵	۰/۰۰	-۰/۱۵	۰/۱۲	-۰/۰۳	۰/۷۵
اسفند	-۰/۲۶	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۹۴	۰/۰۳	۰/۷۳
فروردین	-۰/۱۲	۰/۱۸	-۰/۱۱	۰/۲۴	-۰/۲۱	۰/۰۲
اردیبهشت	-۰/۲۸	۰/۰۱	-۰/۱۳	۰/۱۵	-۰/۱۲	۰/۲۰
خرداد	-۰/۴۵	۰/۰۰	-۰/۲۱	۰/۰۳	-۰/۰۹	۰/۳۳
تیر	-۰/۵۹	۰/۰۰	۰/۲۰	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۸۱
مرداد	-۰/۵۴	۰/۰۰	-۰/۱۷	۰/۰۷	-۰/۲۰	۰/۰۳
شهریور	-۰/۵۱	۰/۰۰	-۰/۲۴	۰/۰۱	-۰/۳۰	۰/۰۰

*- سلول‌های هایلایت شده، معنی‌دار بودن روند تغییرات را در سطح اطمینان ۵ درصد نشان می‌دهد.

استفاده از مدل‌های خطی سری زمانی خانواده ARMA، داده‌های مورد استفاده باید بدون روند باشند. با حذف روند سری‌های زمانی، تغییرات داده‌ها نسبت به زمان ثابت در نظر گرفته می‌شود و این موضوع در مدل‌های خانواده آرما باعث افزایش دقت مدل‌سازی می‌شود. حذف روند داده‌های مورد استفاده در صورت وجود روند معنی‌دار با استفاده از آزمون تفاضل‌گیری صورت گرفت. نتایج بررسی روند تغییرات مقادیر دبی رودخانه هامون نشان داد که به غیر از فروردین ماه تمامی ماه‌ها روندی کاهشی و معنی‌دار دارند. روند تغییرات مقادیر دبی ماهانه رودخانه نازلوچای در ماه‌های مهر، خرداد، تیر و شهریور کاهشی و معنی‌دار می‌باشد و تغییرات سایر ماه‌ها غیرمعنی‌دار می‌باشد. رودخانه بابلرود نیز در ماه‌های مرداد، شهریور و فروردین ماه کاهش دبی ماهانه را تجربه کرده است. بعد از حذف روند از داده‌های اولیه، نتایج بررسی اولیه داده‌ها نشان داد که داده‌های مورد بررسی با استفاده از توابعی نظیر لگاریتم، توانی و باکس کاکس به خوبی نرمال می‌شوند. بعد از نرمال کردن داده‌های سری زمانی مورد استفاده، داده‌های نرمال شده با استفاده از مدل‌های چند متغیره فصلی خانواده آرما

همان‌طور که از شکل‌های ۲، ۳ و ۴ مشخص است، تغییرات دبی ماهانه ایستگاه کهک در مقایسه با دو ایستگاه تپیک و قران طالار بسیار بیشتر می‌باشد. تغییرات دبی در ایستگاه‌های تپیک و کهک در ماه‌های فروردین، اردیبهشت و خرداد بیشتر از سایر ماه‌ها می‌باشد. بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۲، نتایج بررسی روند تغییرات مقادیر دبی جریان ماهانه در ایستگاه کهک نشان داد که به غیر از فروردین ماه، دبی جریان ماهانه در تمامی ماه‌ها کاهشی و معنی‌دار می‌باشد. در ایستگاه هیدرومتری تپیک تنها در ماه‌های مهر، خرداد، تیر و شهریور روند کاهشی و معنی‌داری در دبی جریان ماهانه رخ داده است. در ایستگاه هیدرومتری قران طالار این تغییرات کاهشی و معنی‌دار دبی ماهانه تنها در ماه‌های فروردین، مرداد و شهریور رخ داده است. به‌طور کلی نتایج نشان‌دهنده روند کاهشی دبی جریان ماهانه در تمامی ماه‌ها در ایستگاه‌های کهک و تپیک می‌باشد.

سری زمانی ۵۰ ساله داده‌های مورد استفاده در مقیاس ماهانه با استفاده از آزمون‌های اولیه مورد بررسی قرار گرفتند. جهت افزایش دقت مدل‌سازی با

با استفاده از رابطه ۲۲ و پارامترهای هواشناسی، دبی رودخانه‌های مورد مطالعه با استفاده از مدل‌های چند متغیره خطی سری زمانی مورد بررسی و مدل-سازی قرار گرفت. نتایج آماره جذر میانگین مربع خطا در مدل‌سازی جریان رودخانه‌های مورد مطالعه با استفاده از مدل چند متغیره و دخالت پارامترهای هواشناسی حوضه نشان از دقت قابل قبول این مدل است. بعد از بررسی مدل ترکیبی چند متغیره MPAR، سری باقی‌مانده مدل استخراج و توسط مدل‌های خانواده ARCH برازش یافت. با به‌کارگیری روابط موجود در این مدل‌ها و محیط نرم افزار اکسل، واریانس شرطی سری باقی‌مانده (سری تصادفی) مدل محاسبه و در نهایت سری باقی‌مانده مدل که متناسب با داده‌های مدل شده است، حاصل شد. با اضافه کردن این سری باقی‌مانده جدید به مدل، مدل تلفیقی MPAR-ARCH حاصل گشت. نتایج داده‌های مدل شده توسط مدل تلفیقی مذکور، با داده‌های مشاهده‌ای دبی رودخانه‌های مورد مطالعه (مترمکعب بر ثانیه) مقایسه و آماره جذر میانگین مربعات خطا محاسبه گردید. نتایج آماره جذر میانگین مربعات خطای ناشی از داده‌های مشاهده‌ای و محاسباتی دو مدل MPAR و MPAR-ARCH محاسبه و به شرح جدول ۳ ارائه گردید. همچنین درصد بهبود مدل‌ها نیز به صورت جدول ۴ ارائه گردید. دلیل تغییرات مقادیر RMSE در ماه‌ها مختلف، تغییرات میزان دبی و دبی رسوب در ماه‌های مختلف می‌باشد.

(MPAR(1)) و سری زمانی داده‌های بارش و دمای ایستگاه‌های مورد استفاده، مدل‌سازی شد. نتایج مدل-سازی با استفاده از مدل‌های چند متغیره دوره‌ای آرما نشان داد که داده‌های مورد استفاده با استفاده از مدل (MPAR(1)) به صورت مناسبی مدل می‌شوند. در نهایت رابطه زیر جهت مدل‌سازی دبی جریان رودخانه‌های مورد مطالعه با در نظر گرفتن پارامترهای هواشناسی حوضه حاصل شد.

$$Z_t = a_1 Z_{t-1} + b_1 Z_{t-1} + c_1 Z_{t-1} \quad (22)$$

که در آن a_1 ضریب مربوط به داده‌های استاندارد شده پارامتر دما، b_1 ضریب مربوط به داده‌های پارامتر بارش، c_1 ضریب مربوط به داده‌های پارامتر دبی و d_1 و e_1 نیز ضرایب داده‌های تصادفی نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار یک مربوط به داده‌های دما، بارش و دبی است. ضرایب a_1, b_1, c_1, d_1 و e_1 با استفاده از روابط مربوطه محاسبه گردید. جهت نمونه ضرایب a_1, b_1 و c_1 مربوط به ماه اول به صورت ماتریس ۲۳ و ضرایب d_1, e_1 و f_1 مربوط به ماه اول مربوط به داده‌های رودخانه نازلوچای و ایستگاه مجاور آن به صورت ماتریس ۲۴ ارائه گردید.

$$\begin{matrix} \text{Temperature} \\ \text{Precipitation} \\ \text{Flow rate} \end{matrix} = \begin{bmatrix} a_1 & b_1 & c_1 \\ 0.718 & -0.062 & -0.003 \\ -0.062 & 0.877 & 0.089 \\ -0.003 & 0.089 & 0.385 \end{bmatrix} \quad (23)$$

$$\begin{matrix} \text{Temperature} \\ \text{Precipitation} \\ \text{Flow rate} \end{matrix} = \begin{bmatrix} d_1 & e_1 & f_1 \\ 0.847 & 0 & 0 \\ -0.073 & 0.934 & 0 \\ -0.004 & 0.095 & 0.613 \end{bmatrix} \quad (24)$$

جدول (۳): نتایج بررسی دقت مدل‌های مورد استفاده در مدل‌سازی مقادیر دبی سالانه با استفاده از عوامل هواشناسی (m^3/s)

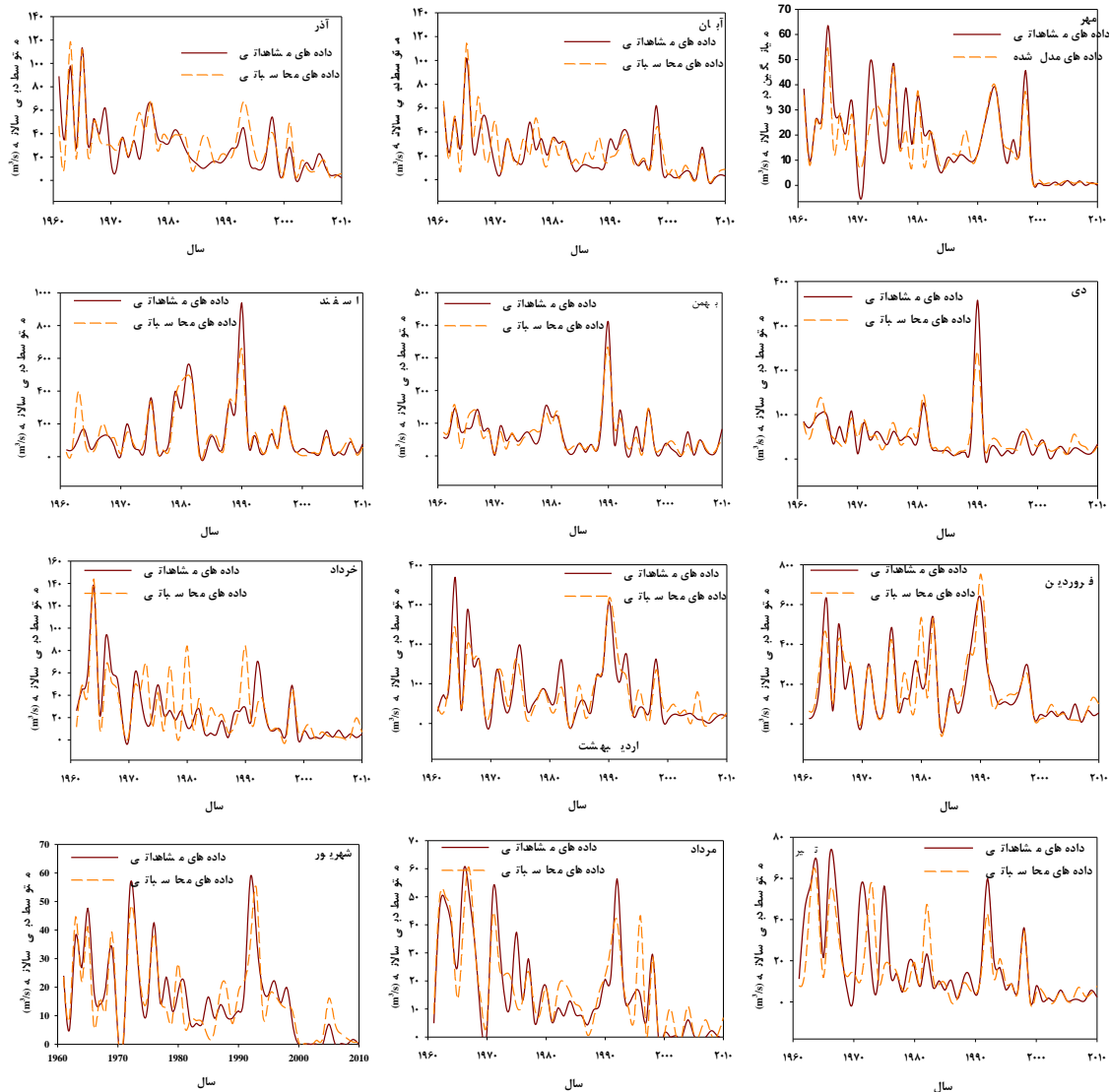
رودخانه بابلرود		رودخانه هامون		رودخانه نازلوچای		ماه مورد نظر
جذر میانگین مربعات خطای مدل MPAR(1)	جذر میانگین مربعات خطای مدل MPAR- ARCH	جذر میانگین مربعات خطای مدل MPAR(1)	جذر میانگین مربعات خطای مدل MPAR- ARCH	جذر میانگین مربعات خطای مدل MPAR(1)	جذر میانگین مربعات خطای مدل MPAR- ARCH	
۲/۵۸	۱/۴۸	۶۹/۰۷	۶۹/۰۰	۱/۱۱	۱/۰۲	دی
۱/۹۹	۱/۲۴	۸۵/۵۴	۸۵/۴۳	۱/۹۹	۱/۲۰	بهمن
۱/۱۳	۰/۹۷	۳۷/۷۷	۳۷/۵۷	۱/۵۲	۱/۳۳	اسفند
۱/۵۶	۱/۴۴	۱۹/۲۸	۱۹/۲۷	۱/۳۱	۱/۰۲	فروردین
۱/۰۴	۰/۹۹	۱۳/۴۶	۱۳/۳۲	۱/۱۲	۰/۹۹	اردیبهشت
۱/۳۷	۱/۳۳	۸/۵۴	۸/۳۴	۲/۴۷	۱/۱۳	خرداد
۱/۹۳	۱/۹۰	۷/۲۳	۷/۰۱	۹/۴۲	۸/۵۶	تیر
۱/۳۴	۱/۳۱	۷/۱۷	۶/۹۳	۱۳/۹۸	۱۲/۷۴	مرداد
۱/۳۹	۱/۳۸	۱۳/۳۵	۱۳/۲۷	۱۳/۷۵	۱۲/۲۴	شهریور
۱/۳۲	۱/۱۶	۱۴/۷۵	۱۴/۵۴	۵/۸۳	۴/۶۰	مهر
۱/۶۶	۱/۵۶	۲۳/۲۴	۲۳/۲۴	۲/۲۶	۱/۸۳	آبان
۱/۸۲	۱/۶۱	۲۲/۹۰	۲۲/۷۸	۰/۹۸	۰/۷۶	آذر

جدول (۴): درصد بهبودی مدل‌های تلفیقی به تفکیک ماه‌های مورد بررسی نسبت به مدل فصلی

رودخانه	دی	بهمن	اسفند	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر
نازلوچای	۹/۱۱	۶۵/۲۰	۱۴/۳۴	۲۷/۵۶	۱۳/۱۳	۱۱۹/۲۲	۱/۱۰	۹/۷۱	۱۲/۴۰	۲۶/۷۷	۲۳/۶۵	۲۸/۶۱
بابلرود	۷۳/۶۲	۶۱/۱۳	۱۵/۶۶	۸/۱۰	۴/۶۱	۳/۰۷	۱/۰۵	۲/۷۵	۰/۸۰	۱۳/۰۵	۶/۱۳	۱۲/۷۶
هامون	۰/۱۰	۰/۰۲	۰/۵۲	۰/۰۷	۱/۰۶	۲/۴۰	۱/۸۶	۳/۵۳	۰/۵۸	۱/۴۸	۰/۰۰	۰/۵۳

مدل‌های چند متغیره در مدل‌سازی دبی رودخانه‌های مورد مطالعه، دبی این رودخانه‌ها با استفاده از عوامل هواشناسی منطقه (بارش و دما) و مدل MPAR-ARCH مدل‌سازی و نتایج مدل‌سازی دبی جریان رودخانه هامون به‌عنوان نمونه به صورت شکل ۵ ارائه گردید.

نتایج بررسی آماره جذر میانگین مربعات خطا نشان داد که استفاده از مدل چند متغیره تلفیقی، دقت مدل‌سازی را بهبود بخشید. البته دقت هر دو مدل در حد قابل قبول است ولی از آنجا که مسائل مدل‌سازی و پیش‌بینی مستلزم دقت بالا است، باید مدل برتر انتخاب شود. هم‌چنین نتایج نشان داد که در تمام ماه‌ها، مقادیر خطا در مدل‌های چند متغیره تلفیقی، کمتر از مدل چند متغیره آرما است. به‌طور متوسط با تلفیق دو مدل مورد بررسی میزان خطای مدل حدود ۱۶ درصد کاهش یافت. بعد از تأیید دقت



شکل (۵): نتایج مدل‌سازی و پیش‌بینی ماهانه جریان رودخانه هامون با استفاده از مدل‌های چند متغیره تلفیقی سری زمانی و مقادیر ماهانه دما و بارش

کاهش و همبستگی بین داده‌های مشاهداتی و محاسباتی افزایش یافته است. نتایج مدل‌سازی دبی رودخانه تحت تأثیر پارامترهای مؤثر دما و بارش نشان داد که مدل‌های چند متغیره در دو رودخانه بابلرود و نازلوچای که به ترتیب در شمال و شمال غرب ایران قرار دارند و رودخانه‌های با تعداد داده صفر کمتری نسبت به رودخانه سیستان می‌باشند، از دقت بالا و مقدار خطای کمتری بین داده‌های مشاهداتی و محاسباتی، برخوردارند. در رودخانه هامون که در جنوب شرقی ایران و در مناطق خشک قرار دارد، نتیجه مشابه با نتایج دو رودخانه دیگر حاصل نشد. در

نتایج مدل‌سازی دبی جریان با استفاده از مدل‌های چند متغیره فصلی سری زمانی نشان داد که این مدل‌ها توانایی بالایی در مدل‌سازی دبی جریان رودخانه‌های مذکور تحت تأثیر عوامل هواشناسی دارد. همان‌طور که از شکل‌های فوق مشاهده می‌شود، با دخالت عوامل هواشناسی در مدل‌سازی‌ها، نقاط بیشینه و کمینه در مدل‌سازی‌ها به خوبی مدل می‌شود. این موضوع در تمام رودخانه‌های مورد مطالعه به چشم می‌خورد. آنچه در هر سه رودخانه واضح است این است که تلفیق مدل‌های چند متغیره سری زمانی با مدل‌های غیرخطی خانواده ARCH میزان خطای مدل

باعث افزایش دقت مدل شده است. از آنجا که دبی جریان رودخانه تقریباً متأثر از بارش و دما در سطح منطقه است، لذا به نظر می‌رسد دخالت دادن این عوامل در مدل‌سازی و پیش‌بینی دبی جریان، دقت مدل‌ها را افزایش دهد. همچنین به دلیل تأثیر زیاد پارامتر بارش بر دبی جریان، دخالت این پارامتر، نقاط صعود و نزول دبی جریان به خوبی مدل می‌کند و خشک‌سالی‌ها و ترسالی‌ها به خوبی نمایان می‌شوند. دقت مدل‌های چند متغیره نسبت به مدل تک متغیره در تمام ماه‌ها برتر بود. دقت مدل‌های چند متغیره در ماه‌های سردتر سال نسبت به سایر ماه‌ها دارای دقت پایین‌تری بود که این موضوع در مدل تک متغیره نیز مشاهده شد که می‌تواند ناشی از خشک‌سالی و سیلاب‌های ناگهانی در منطقه باشد. همچنین مدل‌سازی فرآیندهای هیدرولوژیکی، متأثر از پارامترهای مختلف موجود در منطقه مورد مطالعه است. به همین دلیل با دخالت پارامترهای مرتبط با داده‌های مورد استفاده در مدل‌سازی، تا حد زیادی می‌توان دقت مدل‌سازی و تحلیل را افزایش داد. انتخاب پارامترهای مؤثر و دخالت آن‌ها در مدل‌سازی نتایج خوبی ارائه کرد. با تأثیرپذیری پارامترهای مؤثر در مدل‌سازی و با در نظر گرفتن وزن برای هر پارامتر توسط مدل، می‌توان نسبت تأثیرپذیری هر پارامتر را بر میزان بارش شناسایی کرد. نتایج تحقیق Camacho et al. (1985) نیز برتری مدل‌های چند متغیره را نسبت به مدل‌های تک متغیره نشان داد. نتایج نشان داد که مدل‌های چند متغیره در صورت موجود بودن داده می‌تواند بهترین مدل برای جایگزینی مدل آرما باشد. همان‌طور که Camacho (1984) و Hipel and McLeod (1994) نشان دادند، با توجه به گسترش تکنیک‌های شبیه‌سازی، مدل‌های چند متغیره سری زمانی پوشش مناسبی برای مدل‌های آرما خواهند بود. مدل‌های دوره‌ای نسبت به مدل‌های سالانه به مراتب از دقت بالاتری برخوردار هستند. سری‌های انتخاب شده به صورت ماهانه، هفتگی و سالانه و حتی در دوره‌های زمانی n روزه دارای دامنه تغییرات مشخص در همان

این رودخانه نسبت به دو رودخانه بابلرود و نازلوچای، میزان دقت و همبستگی کمتر و مقدار خطای بیشتری در مدل‌سازی چند متغیره دبی جریان با استفاده از مدل‌های MPAR به دست آمد. دبی رودخانه هامون به دلیل خشک‌سالی‌های دو دهه اخیر کاهش چشمگیری داشته است که باعث برهم زدن روند تغییرات دبی جریان در این منطقه شده است. بارش ماهانه این در این حوضه نیز از تعداد زیاد داده‌ی صفر در دوره آماری مورد مطالعه برخوردار است.

نتایج این تحقیق نشان داد که مدل چند متغیره فصلی MPAR در مدل‌سازی دبی جریان ایستگاه‌های مورد مطالعه که در مناطق پر باران ایران قرار دارند نتایج بهتری را ارائه می‌کند. همچنین این مدل دقت کمتری در مدل‌سازی دبی جریان در مناطق خشک نظیر رودخانه هامون دارد. بعد از مدل‌سازی داده‌های مورد مطالعه با استفاده از مدل‌های چند متغیره فصلی MPAR، سری تصادفی مدل‌ها به صورت ماهانه استخراج و با استفاده از مدل‌های غیرخطی واریانس شرطی ARCH برازش یافت و مدل‌های MPAR-ARCH (مدل چند متغیره فصلی با واریانس شرطی) به وجود آمد. نتایج مقایسه دو آماره همبستگی و جذر میانگین مربعات خطا حاصل از مدل‌های MPAR و MPAR-ARCH نشان داد که در تمام موارد (تمام ماه‌ها) دقت مدل تلفیقی نسبت به مدل چند متغیره فصلی بالاتر بوده است. نتایج حاصل از مدل‌های تلفیقی MPAR-ARCH نشان داد که استفاده از این مدل‌ها به‌طور متوسط دقت مدل‌سازی دبی جریان رودخانه‌های نازلوچای، بابلرود و هامون را به ترتیب حدود ۳۰، ۱۷ و ۱ درصد بهبود بخشید. نتایج بررسی دقت هر ۲ مدل نشان داد که مدل‌های تلفیقی نتایج بهتری نسبت به مدل‌های خطی رایج سری زمانی ارائه می‌کنند که این موضوع با نتایج تحقیقات Wang et al. (2005)، Caiado (2007) و Laux (2011) مطابقت دارد. به‌طور کلی نتایج نشان داد که از بین دو مدل تک متغیره و چند متغیره، مدل چند متغیره برازش بهتر و خطای کمتری نسبت به مدل تک متغیره دارد. همچنین دخالت دادن عوامل هواشناسی

متوسط بارش ماهانه و متوسط دمای ماهانه ایستگاه-های سینوپتیک ارومیه، بابلسر و زابل استفاده شد. یکی از ضعف‌های مدل‌های خانواده آرما بخش تصادفی (باقی‌مانده) این مدل‌ها است که با هر بار اجرای این مدل‌ها، نتایج مدل‌سازی و پیش‌بینی‌ها تغییر می‌کند که به این موضوع زیاد توجه نمی‌شود. جهت از بین بردن این ضعف می‌توان از مدل‌های غیرخطی سری زمانی مانند مدل‌های واریانس شرطی خانواده ARCH استفاده کرد. همچنین مدل‌سازی فرآیندهای هیدرولوژیکی متأثر از پارامترهای مختلف موجود در منطقه مورد مطالعه است. به همین دلیل با دخالت پارامترهای مرتبط با داده‌های مورد استفاده در مدل‌سازی، تا حد زیادی می‌توان دقت مدل‌سازی و تحلیل را افزایش داد. با اضافه کردن مدل‌های غیرخطی به مدل‌های خطی سری زمانی می‌توان بخش تصادفی مدل‌های خطی را از بین برد و تا حدودی قطعیت مدل را افزایش داد. با ترکیب دو مدل مذکور، علاوه بر بالا بردن قطعیت مدل، می‌توان سری تصادفی متناسب با داده‌ها و از جنس داده‌ها تولید کرد که این کار باعث کاهش ریسک می‌شود. که این کار باعث تحقیق خلیلی و همکاران (۱۳۹۱) مطابقت دارد. مدل‌های دوره‌ای نسبت به مدل‌های سالانه به مراتب از دقت بالاتری برخوردار هستند. سری‌های انتخاب شده به صورت ماهانه، هفتگی و سالانه و حتی در دوره‌های زمانی n روزه دارای دامنه تغییرات مشخص در همان بازه زمانی هستند که این موضوع باعث بهبود نتایج مدل‌سازی در این مدل‌ها می‌باشد. همچنین همبستگی بین داده‌ها در سری‌های دوره‌ای بیشتر است. انتخاب پارامترهای مؤثر بر دبی رودخانه و دخالت آن‌ها در مدل‌سازی نتایج خوبی ارائه کرد. بارش و دما دو پدیده مؤثر در میزان دبی جریان می‌باشند. پارامتر دما که جریان رودخانه را به‌طور غیر مستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد تأثیر کمتری نسبت به بارش بر مقدار جریان در رودخانه دارد که این موضوع را می‌توان در پارامترها و ضرایب مدل مشاهده کرد. با تأثیرپذیری این دو پارامتر در مدل‌سازی دبی جریان رودخانه و با در نظر

بازه زمانی هستند که این موضوع باعث بهبود نتایج مدل‌سازی در این مدل‌ها می‌باشد. همچنین همبستگی بین داده‌ها در سری‌های دوره‌ای بیشتر است. Ursu and Duchesne (2009) نیز در بررسی مدل‌های دوره‌ای، دقت این مدل‌ها را قابل قبول دانستند.

از طرفی، با اضافه کردن مدل‌های غیرخطی به مدل‌های خطی سری زمانی می‌توان بخش تصادفی مدل‌های خطی را تا حدودی از بین برد و قطعیت مدل را افزایش داد. با ترکیب دو مدل مذکور، علاوه بر بالا بردن قطعیت مدل، می‌توان سری تصادفی متناسب با داده‌ها و از جنس داده‌ها تولید کرد که این کار باعث کاهش ریسک می‌شود. نتایج نشان‌دهنده دقت بالای دو مدل تلفیقی نسبت به مدل آرما بود که این موضوع با تحقیقات (Tsfaye et al (2006 در مدل‌سازی دبی فصلی جریان رودخانه فریسر بریتانیا مطابقت دارد. آنچه به‌عنوان نتیجه‌گیری کلی به‌دست آمد این بود که با تلفیق مدل‌های خطی و غیرخطی، دقت مدل‌سازی-های مدل‌های خانواده آرما افزایش می‌یابد. این مدل‌های تلفیقی، نقاط اوج را به‌خوبی مدل می‌کنند. همچنین نتایج نشان داد که ترکیب مدل‌های خطی و غیرخطی سری زمانی می‌توانند مدل‌های مناسبی جهت مدل‌سازی پارامترهای هیدرولوژیکی باشند.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از مدل چند متغیره سری زمانی و مدل تلفیقی چند متغیره با واریانس شرطی اقدام به مدل‌سازی دبی رودخانه‌های نازلوچای، بابلرود و هامون در دوره آماری پنجاه ساله (۱۳۴۱-۱۳۹۰) تحت تأثیر عوامل هواشناسی مؤثر شد. نتایج بررسی اولیه داده‌ها نشان داد که توابع نرمال‌سازی مثل گاما، توان و لگاریتم، داده‌ها مورد استفاده را به شکل مناسبی نرمال می‌کنند. در مورد مدل‌های چند متغیره از سری زمانی داده‌های متوسط دبی ماهانه رودخانه-های نازلوچای، بابلرود و هامون، به ترتیب واقع در ایستگاه‌های هیدرومتری تپیک، قران طالار و کهک و

خوبی مدل می‌کند. دقت مدل‌های چند متغیره تلفیقی نسبت به مدل چند متغیره در تمام ماه‌ها برتر بود. در نهایت نتایج نشان داد که استفاده از مدل‌های چند متغیره فصلی در مناطق معتدل ایران نظیر شمال و شمال غرب نتایج بهتری نسبت به منطقه جنوب شرق ارائه می‌کند.

تقدیر و تشکر

این تحقیق در قالب طرح پژوهشی به شماره ابلاغیه ۱۳۹۶/د/۲۴۵۹ مورخ ۱۳۹۶/۰۲/۱۲ و با استفاده از اعتبارات پژوهشی دانشگاه بیرجند انجام شده است که بدین‌وسیله تشکر و قدردانی می‌شود.

گرفتن وزن برای هر پارامتر توسط مدل، می‌توان نسبت تأثیرپذیری هر پارامتر را بر میزان دبی جریان شناسایی کرد. همچنین نتایج نشان داد که از بین دو مدل تلفیقی و چند متغیره، مدل تلفیقی چند متغیره برآزش بهتر و خطای کمتری نسبت به مدل چند متغیره دارد، اگرچه دقت مدل‌های چند متغیره هم قابل قبول است. از آنجا که دبی جریان رودخانه متأثر از بارش و دما در سطح منطقه است، لذا به نظر می‌رسد دخالت دادن این عوامل در مدل‌سازی و پیش‌بینی دبی جریان، دقت مدل‌ها را افزایش دهد. همچنین به دلیل تأثیر زیاد پارامتر بارش بر دبی جریان، دخالت این پارامتر، نقاط صعود و نزول دبی جریان به

منابع

- خلیلی، ک.، ا. فاخری فرد، ی. دین‌پژوه، ف. احمدی، ج. بهمنش. ۱۳۹۱. معرفی و کاربرد الگوی تلفیقی پیشنهادی BL-ARCH در پیش‌بینی دبی روزانه رودخانه (مطالعه موردی: رودخانه شهرچای ارومیه). نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)، ۲۷(۲): ۳۴۲-۳۵۰.
- صفوی، ح. ر. ۱۳۸۸. هیدرولوژی مهندسی. چاپ دوم، انتشارات ارکان دانش، اصفهان، ۷۲۴ صفحه.
- ناظری تهرودی، م.، ک. خلیلی، ف. احمدی، ز. ناظری تهرودی. ۱۳۹۱. مدل‌سازی دما با استفاده از سری‌های زمانی پربودیک آرما (مطالعه موردی: ایستگاه سینوپتیک شهر کرمان). اولین کنفرانس ملی راهکارهای دستیابی به توسعه پایدار در بخش‌های کشاورزی، منابع طبیعی و محیط زیست.
- عباس زاده افشار، م.، ج. بهمنش، ک. خلیلی، م. ناظری تهرودی. ۱۳۹۵. ارزیابی مدل‌های تلفیقی AR-ARCH و GAR-ARCH در مدل‌سازی دبی جریان (مطالعه موردی: رودخانه زرينه‌رود استان آذربایجان غربی). پژوهش‌های حفاظت آب و خاک، ۲۳(۶): ۱۸۱-۱۹۷.
- ناظری تهرودی، م.، ک. خلیلی، م. عباس‌زاده افشار، ز. ناظری تهرودی، ف. احمدی، م. مطلبیان. ۱۳۹۵. ارزیابی مدل‌های تک‌متغیره، چندمتغیره و تلفیقی سری زمانی در پیش‌بینی و برآورد متوسط بار رسوب سالانه (مطالعه موردی: رودخانه سیستان). پژوهش‌های فرسایش محیطی، ۶(۲۱): ۵۲-۷۰.
- Ampaw, E. M., Akuffo, B., Larbi, S. O., & Lartey, S. 2013. Time Series Modelling of Rainfall in New Juaben Municipality of the Eastern Region of Ghana. *International Journal of Business and Social Science*, 4(8): 116-129.
- Caiado J. 2007. Forecasting water consumption in Spain using univariate time series models. Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper, 6610: 415-423. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/6610>
- Camacho F. 1984. Contemporaneous ARMA modeling with applications. Ph.D. Dissertation, Department of Statistical and Actuarial Sciences. The University of Western Ontario, London, Ontario, Canada.
- Camacho F, McLeod AI, Hipel KW. 1985. Contemporaneous autoregressive - moving average (CARMA) modeling hydrology. *Journal of Water Resources Bulletin*, 21(4):709-720.

- Engle, R. F. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- Fiering, M B (1964) Multivariate technique for synthetic hydrology. *Journal of the Hydraulics Division*, 90(5): 43-60.
- Franses PH, Paap R. 2004. *Periodic time series models*. OUP Oxford.
- Govindaraju, R. S. 2000. Artificial neural networks in hydrology. II: hydrologic applications. *Journal of Hydrologic Engineering*, 5(2): 124-137.
- Hipel KW, McLeod AI. 1994. *Time series modelling of water resources and environmental systems (Vol. 45)*. Elsevier.
- Jones RH, Brelsford WM. 1967. Time series with periodic structure. *Biometrika*, 54(3-4): 403-408.
- Karamouz M, Szidarovszky F, Zahraie B. 2003. *Water resources systems analysis*. CRC Press.
- Kendall M G. 1938. A new measure of rank correlation. *Biometrika*, 30(1/2): 81-93.
- Laux P, Vogl S, Qiu W, Knoche H. R, Kunstmann H. 2011. Copula-based statistical refinement of precipitation in RCM simulations over complex terrain. *Journal of Hydrology and Earth System Sciences*, 15: 2401-2419.
- Lütkepohl H. 2005. New introduction to multiple time series analysis. *Econometric theory*, 22(5): 961-967.
- Machiwal D, Jha MK. 2012. *Hydrologic time series analysis: theory and practice*. Springer Science & Business Media.
- Mann HB. 1945. Nonparametric tests against trend. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 245-259.
- Matalas NC. 1967. Mathematical assessment of synthetic hydrology. *Water Resources Research*, 3(4): 937-945.
- Matalas NC, Wallis JR. 1971. Statistical properties of multivariate fractional noise processes. *Journal of water resource*, 3(4): 1460-1468.
- Mejia J M. 1971. On the generation of multivariate sequences exhibiting the Hurst phenomenon and some flood frequency analyses (Doctoral dissertation, Colorado State University).
- Momani, P. E. N. M., & Naill, M. 2009. Time series analysis model for rainfall data in Jordan: Case study for using time series analysis. *American Journal of Environmental Sciences*, 5(5): 599.
- O'Connell PE. 1974. *Stochastic modeling of long-term persistence in streamflow sequences (Doctoral dissertation, University of London)*.
- Pagano M. 1978. On periodic and multiple autoregressions. *The Annals of Statistics*, 1310-1317.
- Salas JD. 1993. Analysis and modeling of hydrologic time series. *Handbook of hydrology*, 19: 1-72.
- Tesfaye YG, Meerschaert MM, Anderson PL. 2006. Identification of periodic autoregressive moving average models and their application to the modeling of river flows. *Water Resources Research*, 42(1).
- Troutman BM. 1979. Some results in periodic autoregression. *Biometrika*, 219-228.
- Ula TA. 1990. Periodic covariance stationary of multivariate periodic autoregressive moving average processes. *Water Resources Research*, 26(5): 855-861.
- Ursu E, Duchesne P. 2009. On modeling and diagnostic checking of vector periodic autoregressive time series models', *Journal of Time Series Analysis*, 30(1): 70-96.
- Valencia D, Schaake JC. 1973. Disaggregation processes in stochastic hydrology. *Journal of water resource*, 9(3): 580-585.
- Valipour, M. 2015. Long-term runoff study using SARIMA and ARIMA models in the United States. *Meteorological Applications*, 22(3): 592-598

Wang W, Van Gelder PHAJM, Vrijling JK, Ma J. 2005. Testing and modeling autoregressive conditional heteroskedasticity of streamflow processes. *Nonlinear processes in Geophysics*, 12(1): 55-66.

Yu YS, Zou S, Whittemore D. 1993. Non-parametric trend analysis of water quality data of rivers in Kansas. *Journal of Hydrology*, 150(1): 61-80

Modeling the River Flow Discharge by Using the Combined Multivariate Time Series Models

Yousef Ramazani^{1*}, Mahdi Amirabadizadeh², Mostafa yaghoobzadeh³, Mohammad Nazeri Tahrudi⁴

Abstract

For over three decades, hydrologists were recommended multivariate models to describe and modeling the complex hydrology data. While recently the multivariate models in hydrology is discussed. In multivariate models, the modeling and predicting various parameters can improve by involving other factors. Also Since nonlinear models with conditional variance, the remaining portion of the linear models to adequately model, we expect that the combination of linear and nonlinear models, partly to increase the accuracy of modeling and predictions. In this study, two multivariate periodic ARMA and combined multivariate with conditional variance models were investigated to modeling monthly discharge of Nazloochoi, Babolrood and Hamoon Rivers that located in West Azerbaijan, Mazandaran and Sistan-Balochestan Provinces respectively during the period of 1962-2011 (50 years) under effective the precipitation and temperature of mentioned basin synoptic stations. The results of evaluation and verification models (Root mean square error) showed that booth models have a more accuracy to modeling the river flow rate. Also the results showed that the combined multivariate with conditional variance model has the more accurately than multivariate periodic ARMA model. Also the results indicated that with combined two mentioned models, the model's error in modeling the Nazloochoi, Babolrood and Hamoon rivers flow discharge will be better amount 30, 17 and 1 percentage respectively. Finally the results indicated that the combined model has a more accuracy in the moderate zones of Iran.

Keyword: Conditional Variance Models, Precipitation, Seasonal Models, Temperature.

Assistant Professor, Sciences and Water Engineering Department, Faculty of Agricultural, Birjand University. Iran.
Email: y.ramezani@birjand.ac.ir (Corresponding Author).

²Assistant Professor, Sciences and Water Engineering Department, Faculty of Agricultural, Birjand University. Iran.
Email: m.amirabadizadeh@birjand.ac.ir

³Assistant Professor, Sciences and Water Engineering Department, Faculty of Agricultural, Birjand University. Iran.
Email: m.yaghoobzadeh@birjand.ac.ir

⁴Ph.D. Student of water Resources Management, Sciences and Water Engineering Department, Birjand University.
Email: m_nazeri2007@yahoo.com