کارگاه فنی
اثرات تغییر اقلیم در مدیریت منابع آب
۲۴ بهمن ماه ۱۳۸۶

پیش بینی منابع آب در شرایط تغییر اقلیم: از طریق تولید داده‌های بارش

باقر ذهبیون[۱]

چکیده

برای اینکه بتوان نسبت به پیش بینی منابع آب در شرایط تغییر اقلیم اقدام نمود، نیاز به تولید دراز مدت رواناب رودخانه‌ها می‌باشد. تولید دراز مدت داده‌ها نیز جز با بکارگیری روش سنتز (تولید مصنوعی) میسر نیست. از طرف دیگر، برای بررسی هر چه دقیق تر اثر تغییر اقلیم بر رواناب رودخانه‌ها از جمله مطالعه سیلاب آنها بایستی از تولید داده‌های روزانه و کمتر استفاده نمود. در روش‌های معمول سنتز رواناب، همواره استفاده از مدل‌هایی مد نظر بوده که ورودی آنها را داده‌های اندازه گیری از جنس خود (یا حاصل برآورد رگرسیون منطقه‌ای) تشکیل دهد. در این رابطه، می‌توان به کاربرد روش آقایان Fiering & Thomas در مدل کردن رواناب ماهانه، و یا روش‌های برگرفته از مدل‌های ARIMA در مدل کردن رواناب روزانه اشاره نمود. ولی در مطالعات بازتاب تغییر اقلیم بر منابع آب یک حوضه آبریز توانایی این نوع روش‌ها (و مدله)، از طریق پیش بینی رواناب آنها، محدود می‌باشد. گزینه جانشین می‌تواند یک رویکرد دو مرحله‌ای یعنی ۱- مطالعه اثر تغییر اقلیم بر بارش و دیگر متغیرهای اقلیمی مؤثر بر رواناب و ۲- مطالعه اثر این متغیرها بر رواناب با استفاده از یک مدل بارش- رواناب، باشد. در این مقاله، به مرحله اول و آنهم به موضوع بارش پرداخته می شود. بدین ترتیب، برای معادله اثر تغییر اقلیم بر بارش از یک نوع مدل فرایند نقطه‌ای به نام NSRP استفاده می‌گردد تا بتوان داده‌های بارش را در شرایط تغییر اقلیم سنتز نمود. در مرحله دوم (مقاله بعدی)، با استفاده از یک مدل بارش- رواناب می توان پیامد تغییر اقلیم را بر منابع آب بررسی نمود (هر چند اثر تغییر کاربری اراضی بر منابع آب نیز فراهم می گردد). بدیهی است قبل از تولید مصنوعی داده‌های بارش بایستی مدل سازی بارش انجام گیرد. هدف این مقاله،

۱- دانشکده عمران، دانشگاه علم و صنعت ایران

شرح چگونگی مدلسازی داده‌های روزانه بارش بوده که بتواند ویژگی‌های اقلیم را در خود جای دهد بطوریکه در شرایط تغییر اقلیم نیز قابل استفاده باشد. البته تولید بارش با استفاده از این مدل موضوع مقاله دیگر می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: مدل بارش، بهینه سازی پارامتری، فرآیند نقطه‌ای، تغییر اقلیم

۱- مقدمه

بارش در مقایسه با دیگر متغیرهای اقلیمی مؤثر رواناب حوضه آبریز و به تبع آن جریان آب رودخانه‌ها (از قبیل دما، تشعشع، رطوبت جو و باد)، دارای پراکندگی مکانی و زمانی بسیار بیشتری می‌باشد. علل این امر مربوط است به ویژگی‌های متعدد و بعضا ناشناخته جوی مؤثر در تولید بارش. به همین دلیل برای مطالعه و مدل کردن بارش غالباً از فرآیندهای تصادفی، استفاده می‌گردد. بنابراین، مدل‌های تصادفی به عنوان یک ابزار ارزشمند در تحلیل سری زمانی بارش تلقی می‌گردد. استفاده از مدل‌های تصادفی در تولید آب رودخانه‌ها به برآورد مطمئن تری از سامانه‌های منابع آب منجر می‌شود (۱۵).

به منظور مطالعه اثرات تغییر اقلیم (و حتی تغییر کاربری اراضی) به دو دلیل نمی توان از مدل‌هایی نظیر زنجیره مارکف، ARIMA (مثل مدل‌های معرفی شده توسط آقایان Box & Jenkins) و مدل Thomas-Fiering استفاده نمود (۶). ۱- نبود امکان اعمال تغییر اقلیم در آنها، ۲- اشکال در بکارگیری در مناطق خشک و نیمه خشک، به دلیل وجود مقادیر صفر سری زمانی (مثل بارش ماهانه). با این وجود، برای مدل کردن سری‌های زمانی در گام‌های زمانی کمتر (مثل روزانه) که حتماً دارای مقادیر صفر بوده (دوره‌های خشک) می‌باشد به مدل‌های دیگری با رهیافت‌های متفاوت نیاز است. بطورکلی، در رهیافت بکار گرفته شده در این مدل‌ها از دو ویژگی داده‌های بارش استفاده می‌شود که عبارتند از: الف- دوره‌های خشک و تر و ب- توزیع مقادیر بارش دوره‌های تر. مدل‌های بکار گرفته شده در این مورد از دو دسته بشرح زیر تشکیل می‌گردد.

الف – مدل‌های سری زمانی منفصل (از نوع ARIMA): وقتی هدف مدلسازی سری زمانی با گام زمانی منفصل (روز یا ساعت) مد نظر باشد از این نوع مدل‌ها استفاده می‌شود. در این رابطه، مدل سازی در دو مرحله انجام می‌گیرد. ابتدا با بکارگیری یک مدل زنجیر مارکف برای برازش رشته‌های دوره‌های خشک و تر داده‌ها و سپس استفاده از توزیع‌های احتمالی برای تبیین مقدار بارش روزهای تر (بیش از ۰,۲میلیمتر). مدل‌های زنجیر مارکف (۱۴) ، مدل‌های تجدید شدهٔ مارکف (۷) و مدل برنولی مارکف در این مورد کاربرد دارند.

ب- مدل‌های سری‌های زمانی متصل (فرآیند نقطه‌ای): از این نموع مدل‌ها برای پیش بینی پیشامدهای بارش به صورت زمان پیوسته بهره گرفته می‌شود. به عبارت دیگر، با آنها غیر مستقیم دوره‌های تر و خشک مشخص شده سپس مقادیر تصادفی بارش در رابطه با دوره‌های تر تعیین می‌گردد. از جمله فرآیند

نقطه‌ای مورد استفاده در این نوع مدل کردن بارش (۱۲) می‌توان به نمونه‌های ۱- فرآیند پواسن نوفهٔ سفید[1]، ۲- فرآیند پواسن با پالس مستطیلی[2]، ۳- فرآیند نیمن - اسکات نوفهٔ سفید[3]، ۴- فرآیند باتلت – لویس با پالس مستطیلی (۱۲)[4] و ۵- فرآیند نیمن – اسکات با پالس مستطیلی[5] (۳)، (۴)، (۱۲) اشاره کرد. مطالعات انجام شده نشان می‌دهد مدل‌های نیمن – اسکات، چه با نوفهٔ سفید و یا با پالس مستطیلی، از نظر وقوع پدیده‌های بارندگی ناشی از فرآیندهای پیچیده جوی بهتر از دیگر مدل‌های بارش می‌باشد. در این مقاله به دلایل زیر از مدل نیمن– اسکات با پالس مستطیلی (NSRP) استفاده می‌گردد. ۱- دارای ساختار فیزیکی بهتری بوده که در نتیجه باعث تطبیق و تفسیر ساده تر پارامترهای مدل با مفاهیم فیزیکی حوضه می‌گردد. ۲- آماره‌های تاریخی بارش اندازه گیری شده را در سطوح مختلف تجمعی (بالاتر از ساعتی) حفظ می‌نماید. ۳- تعداد پارامترهای موردنظر برای بهینه شدن حداکثر پنج پارامتر می‌باشد که به نوبهٔ خود منجر به ساده تر شدن محاسبات مربوط به برآورد آنها می‌گردد. زیرا این تعداد آماره رامی‌توان براحتی از داده‌های مشاهداتی استخراج نمود.

۲- معرفی ساختار مدل فرآیند نقطه‌ای (نیمن – اسکات با پالس مستطیلی)

فرآیند نقطه‌ای نیمن – اسکات اولین بار توسط آقایان نیمن و اسکات (۱۱) معرفی گردید. در این فرآیند مجموعه‌ای از پیشامدهایی (به نام والد) توسط فرآیند پواسن همگن تولید می‌شود. سپس هر والد تعدادی تصادفی، C، فرزند تولید کرده به نحویکه C برای هر والد به طور مستقل و هم توزیع مطابق با یک توزیع احتمال $\{P_C, C=1,2,3,...\}$ تحققمی‌یابد. موقعیت فرزندان نسبت به والدین آنها، متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع با تابع توزیع $F(0)$ می‌باشد.

رودریگوئز – ایترب[6] و همکاران (۱۳) از یک نسخهٔ اصلاح شدهٔ فرآیند بالا تحت عنوان فرآیند نیمن – اسکات با پالس مستطیلی (NSRP)، در مدل کردن بارش منطقه مورد مطالعه خود استفاده کردند. پس از آن تلاش‌های فراوانی توسط ایشان و دیگران جهت ارزیابی و بسط این مدل به کار گرفته شده است. لازم به ذکر است که تا قبل از ۱۹۸۷، از مدل‌های دیگری مانند مدل زنجیره مارکف، در تحلیل انواع داده‌های بارش استفاده می‌گردید.

در مفهوم این مدل که حالت خاصی است از فرآیند نیمن – اسکات زمانی، مبدأ طوفان‌ها[7] (والدها) مطابق یک فرآیند پواسن با نرخ λ رخ می‌دهند. به هر مبدا طوفان، تعدادی تصادفی، c، مبدا سلول[8] (فرزند) مرتبط است. جهت اطمینان از وقوع حداقل یک سلول بارش پس از هر مبدأ طوفان فرض می‌کنیم c-1 از دارای

1- poisson white noise process
2- poisson rectangular pulses process
3- Neyman Scott white noise process
4- Bartlet- Lewis rectangular pulses process
5- Neyman – Scott rectangular pulses (NSRP) process
6- Rodriguez- Iturbe
7- storm origins
8- cell origin

توزیع پواسن با میانگین $\upsilon - 1$ برخوردار باشد. فاصله هر مبدأ سلول تا مبدا طوفان به طور نمایی با پارامتر β توزیع می‌گردد. با هر مبدا سلول یک پالس مستطیلی نیز مربتط است. پهنای پالس تداوم[۱] پالس نامیده می‌شود که مدت زمان هر بارش را مشخص نموده و با L نشان داده می‌شود. L دارای توزیع نمایی با پارامتر η است. ارتفاع پالس را شدت پالس نامیده و با X نشانمی‌دهیم. X میزان بارش در واحد زمان را مشخص می‌کند و فرض می‌شود که از توزیع نمایی با پارامتر ξ تبعیت می‌کند. همچنین فرض می‌شود کلیهٔ متغیرهای تصادفی تعریف شده در بالا، در کلیهٔ سلول‌ها، از یکدیگر مستقلند. پارامترهای این مدل و واحدهای آنها عبارتند از:

$\lambda^{-1} =$ (بر حسب ساعت) میانگین زمان بین مبادی جبهه‌های کم فشار

$\beta^{-1} =$ (بر حسب ساعت) میانگین زمان انتظار مبدا سلول بارش بعد از مبدا جبههٔ کم فشار

$\eta =$ (بر حسب ساعت) میانگین تداوم سلول

$\xi^{-1} =$ (بر حسب میلیمتر بر ساعت) میانگین شدت سلول

$\upsilon =$ میانگین تعداد سلول‌های بارش در هر جبهه

شدت کل بارش در هر لحظه از زمان برابر با مجموع شدت‌های همهٔ سلول‌های فعال در آن زمان است (نمودار ۱). اگر $Y(t)$ شدت کل بارش داده بوسیلهٔ مدل NSRP در زمان t و $X_{t-u}(u)$ شدت بارش در زمان t برای سلولی با مبدا در زمان t-u باشد، آنگاه

$$Y(t) = \int_{u=0}^{\infty} X_{t-u}(u)\,dN(t-u) \tag{۱}$$

که در آن، اگر مبدا سلولی در t-u باشد، $dN(t-u) = 1$ و در غیر اینصورت، $dN(t-u) = 0$ و مین طور دارای احتمال $e^{-\eta}$ اگر $X_{t-u}(u) = x$ و دارای احتمال $1 - e^{-\eta}$ اگر $X_{t-u}(u) = 0$ باشد.

معمولا داده‌های بارش به صورت تجمعی[۲] وجود دارند. به طور کلی یک سری زمانی تجمعی h ساعتی نشان دهندهٔ کل بارش در فواصل زمانی به طول h ساعت می‌باشد. به عنوان مثال یک سری زمانی بارش روزانه مشخص کنندهٔ جمع مقادیر بارش ساعتی در هر روز است و یک سری زمانی بارش ماهانه مقادیر بارش در هر ماه را نشان می‌دهد که ممکن است با جمع کردن مقادیر بارش روزانه در هر ماه بدست آید. بنابراین جهت برآورد پارامترهای مدل نیاز به ویژگی‌های تجمعی مدل است. فرض کنیم $Y_i^{(h)}$ شدت بارش تجمعی در I امین فاصله زمانی به طول h باشد. در اینصورت

1- duration
2- aggregated

$$Y_i^{(h)} = \int_{(i-1)h}^{ih} Y(t)dt \qquad (۲)$$

بنابراین اگر h بر حسب ساعت اندازه‌گیری شده باشد، سری زمانی $\left\{Y_i^{(h)} : i = 1,2,...\right\}$ یک سری زمانی بارش جمع بسته در سطح h – ساعت است که به طور خلاصه آنرا سری زمانی h ساعتیمی‌نامیم.

اینک چند ویژگی مهم مدل، که در برآورد پارامترهای مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد، ارائه می‌گردد. ویژگی‌های مرتبهٔ دوم مدل بوسیلهٔ رودریگوئز – ایترب و همکاران (۱۳) به صورت زیر به ترتیب تحت عنوان میانگین، واریانس، اتوکواریانس و ضریب خود همبستگی بدست آمده است:

$$\mu(h) = E\left[Y_i^h\right] = h\lambda E(C)E(X)/\eta \qquad (۳)$$

(۴)

$$\begin{aligned}\gamma(h) = Var\left[Y_i^h\right] &= \lambda\eta^{-3}(\eta h - 1 + e^{-\eta h})\left\{2\mu_C E(X^2) + E(C^2 - C)\mu_x^2\beta^2/(\beta^2-\eta^2)\right\} \\ &- \lambda(\beta h - 1 + e^{-\beta h})E(C^2 - C)\mu_x^2\beta^{-1}/(\beta^2 - \eta^2)\end{aligned} \quad (\text{برای } k=1)$$

و برای $k \geq 1$:

(۵)

$$\begin{aligned}\gamma(h,k) = Cov\left\{Y_i^h, Y_{i+K}^{(h)}\right\} &= \lambda\eta^{-3}(1-e^{-\eta h})e^{-\eta(K-1)h} \times \left\{\mu CE(X^2) + \frac{1}{2}E(C^2-C)\mu_x^2\beta^2/(\beta^2-\eta^2)\right\} \\ &- \lambda(1-e^{-\beta h})^2 e^{-\beta(K-1)h}E(C^2-C)\mu_x^2/\left\{2\beta(\beta^2-\eta^2)\right\}\end{aligned}$$

که ضریب خود همبستگی برابر است با

$$p(h,k) = p\left[Y_i^h, Y_{i+K}^{(h)}\right] = \gamma(h,k)/\gamma(h)$$

تذکر اینکه در موقع برازش مدل به داده‌ها، بایستی برای C و X توزیع‌هایی انتخاب نمود. یک رویکرد اینست که چون بایستی اطمینان حاصل گردد حداقل یک سلول بارش به دنبال یک مبدا جبهه کم فشار بوجود می‌آید، لذا C-1 یک متغیر تصادفی با توزیع پوآسون با میانگین ν-1 گرفتمی‌شود. چنانچه صرفه جویی در تعداد پارامترها مدنظر باشد می‌توان X را یک متغیر تصادفی با توزیع نمایی (exponential) با پارامتر ζ در نظر گرفت. بنابراین در روابط بالا داریم:

$$\mu_C = E(C) = \upsilon;\ E(C^2 - C) = \upsilon^2 - 1;\quad \mu_x = E(X) = \xi^{-1};\quad E(X^2) = 2\xi^{-1}$$

سه ویژگی دیگر که ممکن است در برازش مدل مورد استفاده قرار گیرند عبارتند از نسبت روزهای خشک ، $\phi(h) = P\left[Y_i^h = 0\right]$؛ نسبت روزهای خشک به شرطی که روز قبل از آن نیز خشک باشد یا احتمال انتقال[۱] $\phi_{DD}(h) = P\left[Y_{i+1}^{(h)} = 0 \middle| Y_i^{(h)} = 0\right]$ و نسبت روزهای تر به شرطی که روز قبل از آن نیز تر باشد یا احتمال انتقال $\phi_{WW}(h) = P\left[Y_{i+1}^{(h)} > 0 \middle| Y_i^{(h)} > 0\right]$ را می‌توان تابعی از $\phi(h)$ و به صورت زیر نوشت {کوپرت ویت[۲] (۳) را ببینید}:

$$\phi_{DD}(h) = \phi(2h)/\phi(h) \qquad (۶)$$

$$\phi_{WW}(h) = \{1 - 2\phi(h) + \phi(2h)\}/1 - \phi(h) \qquad (۷)$$

(۸)

$$\begin{aligned}
&\phi(h) = \exp(-\lambda h + \lambda\beta^{-1}(\upsilon-1)^{-1}\left\{1 - \exp\left[1 - \upsilon + (\upsilon-1)e^{-\beta h}\right] - \lambda\int_0^\infty \left[1 - p_h(t)\right]dt\right\} \\
&p_h(t) = \left\{e^{-\beta(t+h)} + 1 - (\eta e^{-\beta t} - \beta e^{-\eta t})/(\eta - \beta)\right\} \\
&\exp\left\{-(\upsilon-1)\beta(e^{-\beta t} - e^{-\eta t})/(\eta-\beta) - (\upsilon-1)e^{-\beta t} + (\upsilon-1)e^{-\beta(t+h)}\right\}
\end{aligned}$$

۳- برازش مدل به سری زمانی بارش روزانه مشاهداتی حوضه آبریز کسیلیان و ارایه نتایج

از داده‌های بارش روزانه مشاهداتی (معدل وزنی تیسن پنج ایستگاه موجود در حوضه آبریز کسیلیان) که در مدت زمان ۲۶ سال (از اول مهر ماه ۱۳۴۹ تا آخر شهریور ماه ۱۳۷۵) جهت برازش مدل بشرح زیر استفاده گردید. (۱۶)

منظور از برازش مدل به یک سری زمانی بارش، برآورد پارامترهای پنج گانهٔ $\upsilon, \xi, \eta, \beta, \lambda$ با استفاده از سری زمانی بارش مشاهداتی است. برای آنکه اثرات فصلی بخوبی لحاظ گردد، پارامترهای مدل برای هر ماه به طور جداگانه برآورد گردید. بنابراین عملاً باید ۶۰ پارامتر را برآورد نمود. یک رویهٔ طبیعی برای برآورد این پارامترها آنستکه پنج آمارهٔ سری زمانی مشاهده شده را محاسبه و آنها را با عبارات متناظرشان که از مدل بدست می‌آیند برابر قرار دهیم . به این ترتیب یک دستگاه معادلات حاصل شده که با حل آن، پارامترها برآورد می‌شوند. در اینصورت مدل به طور دقیق به این پنج آمارهٔ مورد استفاده می‌برازد اما تضمینی ندارد که به دیگر آماره‌ها، که در این رویه مورد استفاده قرار نگرفته‌اند نیز ببرازد. یک رویهٔ قابل انعطاف تر، می‌تواند برازش مجموعهٔ بزرگتری از آماره‌ها ولی بطور تقریبی باشد تا اینکه

1- transition probabilities

2- Cowpertwait

مجموعه کوچکتر بطور دقیق برازش یابد. برای سری زمانی بارش h ساعتی (تاریخی یا شبیه سازی شده)، آماره‌های زیر ممکن است در برآورد پارامترها مورد استفاده قرار گیرد:

$Mh =$ میانگین سری زمانی

$Vh =$ واریانس سری زمانی

$ACVh(1) =$ اتوکوواریانس از تاخیر یک

$ACCh(1) =$ خود همبستگی از تاخیر یک

$PDh =$ نسبت گام‌های زمانی خشک

$PWWh =$ نسبت گام‌های زمانی تر که یک گام زمانی قبل از آن نیز تر بوده است

$PDDh =$ نسبت گام‌های زمانی خشک که یک گام زمانی قبل از آن نیز خشک بوده است

برای مثال $PD24$، نسبت روزهای خشک برای یک سری زمانی بارش مشاهداتی (یا شبیه سازی شده) تجمعی ۲۴ ساعته است و همین طور $M24$ و Vh، به ترتیب، میانگین و واریانس سری زمانی بارش تجمعی روزانه می‌باشد.

حال فرض کنیم $f_i = f_i(\lambda, \beta, \xi, \eta, \upsilon)$ یک تابع یا یک ویژگی (مثلاً اتوکوواریانس با فاصله ۱) مدل باشد، و $\hat{f}_i$ مقدار نمونه‌ای آن (آماره) باشد که از سری زمانی مشاهداتی بدست می‌آید. عبارات مربوط به f_i توسط معادلات ۳ تا ۸، با $h \geq 1$ وقتی سری‌های زمانی ساعتی موجود باشد، بدست می‌آید. در صورتیکه m تعداد تابع یا ویژگی مدل و به همان m تعداد آماره انتخاب شود، آنگاه می‌توان با حداقل کردن عبارت مجموع مربعات زیر برآورد پارامترها را بدست آورد:

$$S = \sum_{i=1}^{m} \omega_i (1 - f_i / \hat{f}_i)^2 \qquad (۹)$$

که در آن $\lambda, \beta, \eta, \xi > 0$، $\upsilon > 1$ و $\hat{f}_i \neq 0$ است. ω_i وزن هر ویژگی بوده که امکان آن را فراهم می‌آورد به بعضی از آماره‌ها در مقایسه با بقیه وزن بیشتری تنسیب نمود.

استفاده از نسبت در معادله ۹ (نسبت تابع مدل به مقدار آماره) تضمینی است بر عدم تحت تأثیر قرار دادن رویه برازش مدل توسط مقادیر بزرگ آماره‌ها. در این مطالعه وزن مربوط به آمار میانگین بارش را برابر $\omega_i = 10$ یا بیشتر و وزن بقیهٔ آماره‌ها را $\omega_i = 1$ در نظر می‌گیریم. علت انتخاب حداقل وزن ۱۰ برای میانگین آنستکه در این مطالع میزان حجم بارش نسبت به شاخص‌های دیگر مانند پراکندگی، میزان دوره‌های خشک و غیره بایستی دقیق تر با مدل تولید گردد. از آنجاییکه میزان حجم بارش بوسیلهٔ میانگین آن تعریف و به مدل داد می‌شود که معرف بیلان آب نیز می‌باشد و حتی الامکان بایستی همان مقدار توسط مدل نیز تولید شود، میانگین نسبت به آماره‌های دیگر از اهمیت بیشتری برخوردار است. از اینرو

جهت اطمینان از اینکه حجم بارش تولید شده بوسیلهٔ مدل برابر حجم بارش بدست آمده از سری زمانی اندازه گیری شده است، در معادله (۹) به میانگین، وزن بالاتری نسبت داده می‌شود. در برازش مدل سعی بر آنستکه میزان S نزدیک به صفر باشد هر چند که دستیابی به مقدار صفر تقریباً غیر ممکن است. برایمی‌نیمم کردن S از یک الگوریتم عددی به نام EO4JAF (۱۲)، که در حقیقت یک الگوریتم شبه – نیوتن[۱] برای پیدا کردن حداقل (با اعمال محدودیت روی کرانه‌های بالا و پایین پارامترها) است، استفاده می‌شود. معمولا f_iها از مجموعهٔ زیر انتخاب می‌شوند:

$$IF = \{\mu(h), \gamma(h), \rho(h,1), \phi_{WW}(h), \phi_{DD}(h), \phi(h), h = 1,3,6,12,24,36\}$$

و آماره‌های $\hat{f}_i$ از مجموعهٔ زیر برگزیده می‌شوند:

$$\hat{IF} = \{Mh, Vh, ACh, PWWh, PDDh, PDh, h = 1,3,6,12,24,36\}$$

هنگام برآورد پارامترها ترکیبات مختلفی از f_iها و $\hat{f}_i$ها رامی‌توان در رابطهٔ (۹) قرار داد. ما در اینجا از μ (۲۴)، γ (۲۴)، ϕ_{WW} (۲۴)، ϕ_{DD} (۲۴)، ϕ (۲۴) و مقادیر متناظرشان، به ترتیب، M۲۴، V۲۴، PWW۲۴، PDD۲۴، PD۲۴ استفاده می‌کنیم. مقادیر آماره‌ها در جدول (۱) آمده است. همانگونه که در این جدول دیده می‌شود، آماره‌ها در ماه‌های مختلف به طور جداگانه محاسبه شده‌اند و این به منظور یافتن برآورد جداگانه پارامترها در ماه‌های مربوطه است.

جمع‌آوری و دسترسی به داده‌های روزانه در مقایسه با داده‌های ساعتی بارش عموماً آسانتر است. بنابراین، رویه برازش داده روزانه همواره ارجح بوده که استفاده از خواص تجمعی ۲۴ ساعته راه حل تلقیمی‌گردد. بنابراین، آزمون نکویی برازش در داده‌های تجمعی کمتر از ۲۴ ساعت (روزانه)می‌تواند همانا یک ارزیابی از برازش مدل به خواص تجمعی ۲۴ ساعته داده‌های ساعتی باشد. بدین ترتیب، خواص یک ساعته محاسبه شده توسط مدل با مقادیر متناظر داده‌های مشاهداتی مقایسه می‌گردد. البته این ارزیابی می‌تواند با داشتن داده‌های روزانه انجام گرفته هرچند در اینجا مدل فقط به داده‌های روزانه (تجمعی ۲۴ ساعته) بارش حوضه آبریز برازش داده شد. واریانس ساعتی برای هرماه با استفاده از معادله ۴ محاسبه و با مقادیر نمونه ناشی از داده‌های مشاهداتی مقایسه گردید. خطاها بین صفر و ۷٪ افزایش قرار داشته که عمدتاً مربوط به ماه‌های تابستان است. رویکرد دیگر در مورد دسترسی منحصر بفرد به داده‌های روزانه عبارتست از برآورد واریانس ساعتی از واریانس ۲۴ ساعته با استفاده از استخراج یک رابطه تجربی

1- quasi- Newton

(رگرسیون) می‌باشد. در این رابطه تجارب قبلی موید اینست که این دو واریانس با یکدیگر از همبستگی بالا برخوردار است.

آوردهای مربوط به پارامترهای حاصل از برازش مدل به داده‌های روزانه حوضه آبریز در جدول (۲) آمده است. می‌توان ملاحظه نمود که مقادیر بدست آمده با مقادیر فیزیکی تعریف شدهٔ آن مطابقت نسبتاً خوبی دارد. در این رابطه، برای مثال برآورد پارامتر λ در دیماه برابر با ۰,۰۰۵ است که طبق تعریف تعداد مبادی جبهه‌ها در هر ساعت می‌باشد و چنانچه در ۲۴ ضرب شود تعداد ۰.۱۲ =۰.۰۰۵*۲۴ جبهه در یک روز بدست خواهد آمد؛ به عبارت دیگر به طور متوسط در هر $1/0.005 = 200$ ساعت (حدود ۸ روز)، یک جبهه هوای کم فشار به منطقه وارد می‌شود.

جدول ۱: آماره‌های سری زمانی روزانهٔ بارش در حوزه آبریز کسیلیان .

ماه‌های سال	M۲۴	V۲۴	PD۲۴	PWW۲۴	PDD۲۴
مهر	۲.۵۳۷	۳۰/۹۰۳	۰/۴۷۷	۰/۷۵۴	۰/۷۷۶
آبان	۱.۸۵۴	۱۶/۲۰۳	۰/۵۲۵	۰/۷۶۶	۰/۷۴۳
آذر	۱.۵۱۹	۱۳/۴۲۷	۰/۵۸۲	۰/۷۷۳	۰/۷۰۱
دی	۱.۶۵۴	۱۳/۵۳۰	۰/۵۵۴	۰/۷۴۳	۰/۶۸۷
بهمن	۱.۸۸۳	۱۵/۵۲۸	۰/۵۲۵	۰/۷۴۹	۰/۷۰۰
اسفند	۲.۰۱۲	۱۶/۲۶۸	۰/۳۸۵	۰/۶۴۴	۰/۷۸۱
فروردین	۱.۸۲۵	۱۳/۱۷۲	۰/۴۸۹	۰/۷۲۳	۰/۷۳۳
اردیبهشت	۲.۸۸۰	۳۱/۰۶۴	۰/۳۷۲	۰/۶۶۲	۰/۸۰۶
خرداد	۲.۲۴۲	۱۲/۹۹۴	۰/۳۷۲	۰/۶۱۷	۰/۷۷۷
تیر	۲.۴۴۲	۱۵/۶۹۷	۰/۳۶۸	۰/۷۶۳	۰/۸۵۶
مرداد	۲.۴۴۹	۲۰/۳۹۲	۰/۴۲۴	۰/۷۶۲	۰/۸۳۲
شهریور	۲.۷۵۱	۲۴/۱۰۹	۰/۳۷۵	۰/۷۴۶	۰/۸۴۰

جدول ۲: مقادیر برآورد شده پارامترهای مدل.

ماه‌های سال	$\hat{\lambda}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\eta}$	$\hat{\upsilon}$	$\hat{\xi}$
مهر	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۵۴	۰/۲۴۷۲	۷/۰۳۷۲	۱/۵۶۹۷
آبان	۰/۰۰۵۲	۰/۰۱۵۲	۰/۲۴۱۵	۷/۷۱۵۶	۲/۱۵۴۹
آذر	۰/۰۰۵۲	۰/۰۱۵۶	۰/۲۵۳۸	۶/۲۳۲۵	۱/۹۴۸۰
دی	۰/۰۰۹۴	۰/۰۴۰۱	۰/۸۱۷۷	۴/۸۶۳۷	۰/۸۱۵۷
بهمن	۰/۰۱۰۲	۰/۰۴۷۰	۰/۸۰۱۰	۵/۴۷۲۱	۰/۸۹۳۰
اسفند	۰/۰۱۰۱	۰/۰۱۶۲	۰/۲۶۵۸	۴/۶۸۴۷	۲/۰۸۸۹
فروردین	۰/۰۱۰۳	۰/۰۳۸۷	۰/۷۳۹۳	۵/۹۴۰۸	۱/۰۸۳۲
اردیبهشت	۰/۰۰۹۱	۰/۰۱۵۸	۰/۲۵۷۷	۵/۷۴۹۹	۱/۶۷۱۱
خرداد	۰/۰۱۸۲	۰/۰۶۷۵	۰/۹۷۲۰	۵/۹۷۶۷	۱/۱۹۸۱
تیر	۰/۰۰۵۳	۰/۰۱۳۹	۰/۱۹۵۵	۱۶/۹۰۵۸	۴/۵۲۷۰
مرداد	۰/۰۰۵۴	۰/۰۱۴۴	۰/۲۱۲۶	۱۱/۷۴۴۹	۲/۸۹۱۸
شهریور	۰/۰۰۶۳	۰/۰۱۴۶	۰/۲۱۸۲	۱۰/۸۲۹۶	۲/۶۸۹۶

با استفاده از پارامترهای برآورد شده در مدل، ویژگی‌های مدل یعنی f_iها مورد برآورد و سپس به کمک فرمول زیر در صد خطای نسبی برای ویژگی مذکور محاسبه گردید:

$$\text{درصد خطای نسبی} = \frac{f_i\left(\hat{\lambda}, \hat{\beta}, \hat{\eta}, \hat{\xi}, \hat{\upsilon}\right) - \hat{f}_i}{\hat{f}_i} \times 100$$

مقادیر خطای نسبی در جدول (۳) آمده است. در این جدول (ستون آخر) مقادیر خطای کل که با استفاده از رابطهٔ زیر محاسبه شده‌اند، آمده است

$$EER(T) = \frac{ERR(\hat{\mu}) + ERR(\hat{\gamma}) + ERR(\hat{\phi}) + ERR(\hat{\phi}_{WW}) + ERR(\hat{\phi}_{DD})}{5}$$

همانطور که ملاحظه می‌گردد درصد خطاها در همهٔ موارد کمتر از ۶ درصد است که در عرف برازش این نوع مدل‌ها خوب ارزیابی می‌گردد. در نتیجه توانایی این مدل در شبیه سازی بارش روزانه، خوب ارزیابی می‌شود.

جدول ۳: درصد خطای نسبی برآورد پارامترهای مدل NSRP

ماه‌های سال	$ERR(\hat{\mu})$	$ERR(\hat{\gamma})$	$ERR(\hat{\phi})$	$ERR(\hat{\phi}_{WW})$	$ERR(\hat{\phi}_{DD})$	ERR(T)
مهر	۰/۹۷	۵/۱۴	۶/۰۹	۱/۴۰	۵/۰۰	۳/۷۲
آبان	۰/۰۹	۰/۴۵	۰/۵۴	۰/۰۲	۰/۵۹	۰/۳۴
آذر	۰/۱۲	۰/۶۱	۰/۲۶	۰/۹۷	۱/۲۲	۰/۶۴
دی	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۴	۰/۳۱	۰/۲۴	۰/۱۶
بهمن	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۸۹	۱/۲۲	۱/۰۱	۰/۶۲
اسفند	۱/۲۶	۶/۸۶	۶/۵۶	۲/۲۹	۴/۹۹	۴/۳۹
فروردین	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۱۱	۰/۰۶
اردیبهشت	۱/۲۵	۶/۸۰	۶/۵۷	۲/۸۲	۵/۰۰	۴/۴۹
خرداد	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۶	۰/۱۶	۰/۳۵	۰/۱۳
تیر	۰/۱۷	۰/۸۸	۱/۱۸	۱/۱۸	۰/۲۲	۰/۷۳
مرداد	۰/۴۰	۲/۰۶	۲/۳۳	۱/۱۶	۲/۵۵	۱/۷۰
شهریور	۰/۸۰	۴/۲۰	۴/۸۸	۳/۶۱	۲/۶۳	۳/۲۲

۴- خلاصه و نتیجه‌گیری

در تولید سنتی بارش همواره استفاده از مدل‌های منفصل زمانی، مثل مدل زنجیره مارکف و مدل‌های Box & Jenkins مد نظر بوده که نمی‌تواند شرایط جوی و اقلیمی‌مثل بارش را در خود پذیرا و در تولید داده‌های مربوطه منعکس نماید. معرفی فرآیندهای نقطه‌ای توسط Neyman Scott پاسخی برای رفع این نیاز می‌تواند باشد. در این مقاله سعی شده است با بهره‌گیری از این نوع فرآیندها نسبت به مدل سازی بارش اقدام گردد. در سال‌های اخیر فعالیت‌های گسترده تحقیقاتی مرتبط با نظریه فرآیندهای نقطه‌ای انجام گرفته که از میان انواع مشتقات آن می‌توان به رویکرد پذیرش ضربان مستطیلی در وقوع بارش اشاره نمود. این روش مدل بندی با استفاده از داده‌های بارش روزانه (مورد نیاز در مطالعات منابع آب) حوضه آبریز کسیلیان، مورد آزمون قرار می‌گیرد. بدین ترتیب که با استفاده از برازش داده‌های بارش حوضه آبریز توسط مدل، توانائی مدل در کاربردهای مورد نیاز در شبیه سازی بارش مورد سنجش قرار گرفت. بدین ترتیب با مدلبندی بارش با این رویکرد به منظور تولید سری‌های زمانی دراز مدت، از یکی از مشتقات آن به نام مدل نیمن- اسکات با پالس مستطیلی (از نوع مدل‌های تصادفی فرآیندهای نقطه‌ای) استفاده گردید. برای برآورد پارامترهای پنج گانهٔ مدل، پنج آمارهٔ مشاهداتی روزانه بکار گرفته شد. روش برآورد، همان حداقل کردن مجموع وزنی تفاوت‌های آماره‌های سری زمانی مشاهداتی با خواص مربوطه ناشی از مدل می‌باشد. برای این منظور از الگوریتم شبهه- نیوتن استفاده گردید. نتایج حاصل نشان داد که ۱- خطای نسبی حاصل از برآوردهای ویژگی‌های مدل در مقایسه با آماره‌های متناظر اندازه‌گیری شده کم و قابل قبولست و ۲- پارامترهای برآورد شده دارای مفهوم فیزیکی قابل قبول، با توجه به تعاریف آنها، می‌باشد. بنابراین این نوع مدل‌ها که ۱- پارامترهای آن دارای مفهوم فیزیکی بوده و ۲- امکان پذیرش ویژگی‌های اقلیم تغییر یافته را در خود نیز دارد از امکانات بالقوه بهتری برخوردار است.

مراجع:

1. Box, G.E.P., & Jenkins, G.M. (1976) Time series analyisis: Forcasting and control. (2nd edition). San Francisco: Holden –Day.
2. Buishand, T.A. (1977) . Stochstic modeling of daily rainfall sequences .Deph. of Land and Water Use , Agri. Univ. Wageningen, The Netherlands.
3. Cowperwait, P.S.P (1991a) . Further development of the Neyman –Scott clustered point process for modeling roinfoll. Water Resources Research, 27(7), 1431-1438.
4. Cowpertwait, P.S.P (1991b) . Stochastic generation of rainfall time series. Ph.D., Department of Civil Engineering, University of Newcastle upon Tyne, Newcastle upon Tyne , 280 pp.
5. Cowpertwait, P.S.P. , O Connel, P.E., Metcalfe, A.V. & Mawlsley, J.A. (1996) . Stochastic point process modeling of rainfall 1- Single – site fitting and validation . J.Hydrol . , 175, 17-46.
6. Delleur , J.W.,& Kavvas, M.I. (1978) Stochastic models for monthly rainfall forecasting and synthetic generation. J.Appl. Meteo., 17 , 1528- 1536.

7. Foufoula- Georgio, E., & Lettenmaier, D.H.(1987). A Markov renewal model for rainfall occurrences. Water Resour. Res., 23(5) , 884-987.
8. Foufoula- Georgiou, E.,& Georgakakos, K.P.(1991). Hydrologic advances in space time precipitation modeling and forecasting. In D.S Bowles & P.E. O Connell (Eds) , Recent Advances in the Modelling of Hydrologic Systems. (pp. 47-66), Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
9. Foufoula – Georgiou, E., & Krajewski, W. (1995) . Rev . of Geophysics, 33 (p12SS), 1125- 1137.
10. NAG (1991). FORTRAN Library Manual , NAG Excutive , Oxford .
11. Neyman , J. & Scott, E.L. (1958). Statistical approach to problems of cosmology (with discussion). Journal of the Royal statistical society, B20, 1-43.
12. Rodriguez- Iturbe , I. , Gupta, V.K., & Waymire, E.(1984) . Scale considerations in the modeling of tempral rainfall. Wat . Resour. Res., 20(11) , 1611-1619.
13. Rodriguez- Iturbe, I., Cox , D.R., & Isham, V. (1987) . Some models for rainfall based on stochastic point processes. Proc. R. Soc. London , Series A, 410 , 269- 288.
14. Stern, R.D.&., Coe, R. (1984). A Model fitting analysis of daily rainfall (with discussion). J.R. Statist. Soc, A, 147 (PART 1), 1-34.
15. Vogel, R.M. (1999). STOCHASTIC AND DETERMINISTIC WORLD VIEWS. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 125(6), 311-313.

۱۶. ذهبیون، ب. (۱۳۸۵). ارزیابی پایداری منابع آب ناشی از تغییر اقلیم. سازمان مدیریت منابع آب، گزارش، ۲۲۰ صفحه.