



Regime Shift in Parameters of Multi-Site Daily Rainfall Stochastically Generation

B. Ghahraman^{1*} and E. Amini²

Abstract

Many models (e.g. hydrologic, meteorologic, crop yield) need for stochastic daily rainfall generation. Most of the stochastic models are single-station and rather few deal with rainfall correlation structure (occurrence and amount). A plausible shortcoming of the later, however, is due to not considering the possible time-non-stationarity. A total of 36 rain gage stations with 30 years of record were considered in North-, Razavi-, and South-Khorasan Provinces for this study. One stochastic rainfall generation consisting of first order Markov model for rainfall occurrence and Gamma probability density function for rainfall amount for 6 rainy months of November to May was adopted. Results showed that the model parameters (rainfall probability conditioned to previous day rainy or dry state, and two parameters of Gamma distribution) were depended on the month of the year and on the geographical location. Yet significant relations were not found to describe them. It was shown that all parameters were non-stationary in time. Non-stationarity was modeled through regime shift concept. Results showed that nearly all parameters of rainfall amount model (Gamma probability density function) were independent of regime shift. This may be a clue for a plausible regional probability density function. However, the regime shifts for all parameter were not consistent which poses difficulty in modeling the stochastic generation of daily rainfall in the region.

Keywords: Arid and semi-arid climate, Gamma probability density function, Rainfall transition matrix.

Received: August 16, 2014

Accepted: January 10, 2016

تغییرات پله‌ای غیرنظام‌مند در پارامترهای مربوط به شبیه‌سازی استوکاستیکی بارش روزانه چندایستگاهی

بیژن قهرمان^{۱*} و احسان امینی^۲

چکیده

شبیه‌سازی استوکاستیکی باران روزانه در بسیاری از مدل‌ها (برای مثال هیدرولوژی، هواشناسی، تولید محصول) کاربرد دارد. بیش‌تر مدل‌های شبیه‌سازی استوکاستیکی تک-ایستگاهی بوده و مدل‌های اندکی ساختار همبستگی بارندگی (وقوع و مقدار) را به صورت چند-ایستگاهی در نظر می‌گیرند. با این حال در مدل‌های موجود توجهی به احتمال نایستایی پارامترهای دخیل نمی‌شود. تعداد ۳۶ ایستگاه باران‌سنجی در گستره‌ی سه استان خراسان شمالی، رضوی و جنوبی با طول دوره‌ی آماری ۳۰ سال در نظر گرفته شد. پارامترهای مدل شبیه‌سازی استوکاستیکی باران روزانه که در آن وقوع بارندگی از فرآیند مارکوف مرتبه‌ی اول و وقوع مقدار بارندگی از تابع چگالی گامای دومتغیره پیروی می‌کرد برای ۶ ماه بارانی سال (آبان تا اردیبهشت) به دست آمد. نشان داده شد که پارامترهای این مدل (۲ پارامتر احتمال بارانی بودن مشروط بر بارانی بودن یا نبودن روز پیش برای وقوع بارندگی و دو پارامتر شکل و مقیاس تابع چگالی گاما) به طور معنی‌داری به ماه سال و محل ایستگاه بستگی دارد ولی هیچ رابطه‌ی معنی‌داری برای برآورد آن‌ها به دست نیامد. نشان داده شد که هر ۴ پارامتر مدل شبیه‌سازی در زمان نایستایی می‌باشد. نایستایی توسط تغییرات پله‌ای غیرنظام‌مند مدل شد. نتایج نشان داد که پارامترهای تابع چگالی مقدار بارندگی تقریباً بدون پله بودند که ممکن است منجر به استخراج تابع چگالی ناحیه‌ای شود. با این حال هم‌سو نبودن محل پله‌ها و تعداد آن‌ها برای پارامترهای مدل استوکاستیکی شبیه‌سازی بارندگی، موجب دشواری در تاثیر نایستایی در شبیه‌سازی می‌شود

کلمات کلیدی: تابع چگالی گاما، ماتریس احتمال انتقال بارندگی، اقلیم خشک و نیمه خشک.

تاریخ دریافت مقاله: ۹۳/۵/۲۵

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۴/۱۰/۲۰

1- Professor, Water Engineering Department, College of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Iran, Email: bijangh@um.ac.ir

2- Former Graduate Student of Irrigation and Drainage, Water Engineering Department, College of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Iran

*- Corresponding Author

۱- استاد گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.

۲- دانشجوی سابق کارشناسی ارشد آبیاری و زهکشی، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.

*- نویسنده مسئول

(Srikanthan and Pegram, 2009 ; Thompson et al., 2007). یکی از دشواری‌های روش Wilks (1998) مربوط به تولید اعداد تصادفی است که توالی آن‌ها مستقل بوده ولی می‌باید ساختار همبستگی مکانی مربوط به هر دو ویژگی وقوع بارندگی و مقدار آن‌را حفظ کند. به دلیل نامحدود بودن تعداد اعداد تصادفی با توزیع یکنواخت در چند مکان (Fackler, 1999)، می‌باید از اعداد تصادفی نرمال چندمتغیره استفاده کرد. مشکلی که در این‌جا بروز می‌کند این است که تبدیل این اعداد به اعداد متناظر با توزیع یکنواخت تا این‌که ساختار همبستگی مکانی حفظ شود، حل مستقیم نداشته و باید از روش‌های عددی استفاده کرد که موجب کاهش سرعت در اجرا می‌شود. افزون بر این در این تبدیل نیاز به استفاده از تبدیل چولسکی وجود دارد که در بسیاری از شرایط ماتریس همیشه مثبت وجود ندارد. Wilks (1998) همبستگی بین جفت ایستگاه‌ها (هم برای وقوع باران و هم برای مقدار آن) را با تابعی تجربی از ویژگی‌های موقعیتی ایستگاه‌ها (برای مثال طول و عرض جغرافیایی) بیان کرد. بررسی‌های مقدماتی ما نشان داد که نمی‌توان از چنین روشی برای داده‌های باران روزانه‌ی استان خراسان استفاده کرد.

Mhanna and Bauwens (2011) برخی دشواری‌های روش Wilks (1998) را برطرف کردند به گونه‌ای که مشکلات مربوط به ماتریس‌هایی که همیشه مثبت نیستند برطرف شده و رابطه‌ی بین همبستگی اعداد تصادفی و اعداد واقعی (مربوط به وقوع باران و یا مقدار باران) قابل حل باشد. مشکل باقی مانده در روش‌های شبیه‌سازی استوکاستیکی، من جمله برای روش Wilks (1998) و Mhanna and Bauwens (2011)، این است که در آن‌ها پارامترهایی از جمله درایه‌های ماتریس احتمال انتقال وقوع بارندگی و پارامترهای تابع چگالی احتمال (نمایی برای روش Wilks-1998 و گاما برای روش Mhanna and Bauwens-2011) از داده‌های مشاهده شده استخراج می‌شوند. این پارامترها به‌طور کلی وابسته به مکان بوده و برای ایستگاه‌های مختلف متفاوت خواهند بود. با این حال این نکته باقی می‌ماند که به نوسانات زمانی آن‌ها توجه نشده و رفتار آن‌ها در زمان ثابت فرض شده است. این مقاله به این نکته خواهد پرداخت.

هر سری زمانی از دو مؤلفه‌ی تصادفی و ساختاردار تشکیل می‌شود. سه مفهوم روند (برای مثال Ghahraman, 2006)، نوسانات فصلی (برای مثال Jonsson and Eklundh, 2002) و تغییرات پله‌ای (رو) به بالا یا پایین (برای مثال Zhao and Wei, 2003) برای مولفه‌ی ساختاردار در سری زمانی قابل تعریف است. درحالی‌که تشخیص

بسیاری از مدل‌های کشاورزی، هیدرولوژی و اقلیمی به داده‌های باران روزانه نیاز دارند. با این حال چنین داده‌هایی در بسیاری از مناطق کامل نبوده، طول دوره‌ی آماری آن‌ها کوتاه بوده و استفاده از آن‌ها را با محدودیت مواجه می‌سازد. از این‌رو جدای از مدل‌های ریزمقیاس کردن که داده‌هایی با تداوم کم‌تر را از داده‌هایی با تداوم بیش‌تر تولید می‌کنند (مثلاً Derakhshan and Talebbeydokhti, 2011)، مدل‌های استوکاستیکی که نوعی خاص از مدل‌های ریاضی هستند تهیه شده به طوری که داده‌های شبیه‌سازی شده توسط آن‌ها ویژگی‌های سری‌های واقعی را حفظ کند (Wilks and Wilby, 1999). مدل‌های بسیاری برای تولید باران روزانه در یک ایستگاه واحد در منابع هیدولوژی و اقلیمی موجود است (مثلاً Richardson, 1981; Liu et al., 2009). کاربرد آسان و سریع از آن‌ها باعث شده است که استفاده‌ی گسترده‌ای از آن‌ها در سطح جهان صورت پذیرد (Wilks, 1999). با این حال محدودیت عمده‌ی چنین مدل‌هایی این است که ویژگی‌های مکانی را در نظر نمی‌گیرند و با وجود این که غالباً باران در مناطق مختلف با هم همبسته هستند ولی سری‌های زمانی باران‌های تولید شده به‌صورت مستقل از هم به‌دست می‌آیند (Wilks, 1999; Qian et al., 2002). اهمیت عمده‌ی همبستگی مکانی باران در شبیه‌سازی جریان رودخانه‌ای بوده (Qian et al., 2002) و در نظر گرفتن همبستگی مکانی بارندگی در استفاده از سناریوهایی منطقی برای اهداف مدیریتی نیز اهمیت دارد.

چندین مدل برای شبیه‌سازی بارندگی که در آن‌ها به همبستگی مکانی نیز توجه شده باشد در منابع موجود است (Hughes et al., 1999; Bras and Rodriguez-Iturbe, 1976). ولی واسنجی و استفاده از این مدل‌ها بیش از اندازه پیچیده بوده به طوری که کاربرد عملی آن‌ها را محدود می‌سازد (Wilks, 1999; Qian et al., 2002). برای رفع این محدودیت‌ها، Wilks (1998) برای شبیه‌سازی استوکاستیکی باران روزانه در چندین ایستگاه به‌طور توأم، مدلی دو مرحله‌ای (زنجیره‌ی مارکف مرتبه‌ی اول برای وقوع بارندگی و تابع توزیع نمایی برای مقدار باران) را ارائه داد. به نظر می‌رسد که این روش اولین روشی باشد که در شبیه‌سازی باران چند ایستگاهی ویژگی‌های آماری را حفظ می‌کند (Brissette et al., 2007) و از این‌رو، مورد استفاده‌ی بسیاری بوده است (Qian et al., 2002; Srikanthan, 2005; Brissette et al., 2007).

می‌شود. این منطقه با توجه به شرایط اقلیمی، علاوه بر کمبود بارش، دارای توزیع نامناسب زمانی و مکانی بارندگی در طول سال نیز بوده و به طور کلی از جنوب به شمال بر میزان بارندگی افزوده می‌شود. داده‌های مورد استفاده از ۱۸۴ ایستگاه باران‌سنجی و هواشناسی در سطح منطقه خراسان به دست آمد. آمینی و همکاران (۱۳۹۰) بدون در نظر گرفتن مفهوم تغییرات پله‌ای در سری زمانی، پیش از این از این داده‌ها برای شبیه‌سازی تک-ایستگاهی بارندگی روزانه استفاده کرده بودند. به دلیل ناچیز بودن بارندگی در ۶ ماه از سال (خرداد تا آبان)، تنها ۶ ماه بارانی آذر تا اردیبهشت در شبیه‌سازی‌ها در نظر گرفته شد (مثلاً نگاه کنید به Mhanna and Bauwens, 2011). تعداد ۳۶ ایستگاه با آمار کافی (حداقل ۳۰ سال) و همگن با استفاده از آزمون من‌کندال و با داشتن آمار بارندگی روزانه در ۱۸۴ ایستگاه باران‌سنجی در سطح منطقه‌ی خراسان انتخاب شدند. موقعیت نسبی این ایستگاه‌ها در شکل ۱ ارائه شده است.



شکل ۱- نقشه پراکندگی ایستگاه‌های باران‌سنجی

استان‌های خراسان رضوی-جنوبی و شمالی. خطوط ترسیم شده، مربوط به مرز سیاسی سه استان مورد نظر است.

از الگوی دو جزئی برای شبیه‌سازی بارندگی (Mhanna and Bauwens, 2011)، از زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول برای بررسی وقوع بارندگی روزانه و از تابع توزیع گامای دوپارامتری برای پیش‌بینی مقدار آن استفاده شده است.

۲-۲- تبیین پارامترهای مدل شبیه‌سازی

در مجموع به $N \times M$ مدل (N ایستگاه باران‌سنجی و M ماه بارانی- آذر تا اردیبهشت) برای شبیه‌سازی بارندگی نیاز می‌باشد.

مؤلفه‌های ساختاردار، به‌طور مشخص برای روند، تحت تأثیر حافظه‌های کوتاه-مدت (برای مثال Hamed and Rao, 1998) و بلند-مدت (برای مثال Ghahraman, 2013) قرار می‌گیرد، تلفیق تغییرات پله‌ای با مولفه‌ی تصادفی منجر به مفهوم تغییر پله‌ای غیرنظام‌مند شده که در منابع از آن با تغییر رژیم یاد می‌شود. ایده‌ی تغییرات پله‌ای در سری زمانی، به‌طور مشخص بر روی داده‌های اقلیمی، که از آن با واژه‌ی ناپیوستگی نیز یاد می‌شود، به دهه‌ی ۱۹۹۰ و در پی مشاهداتی از تغییرات سریع در اقلیم اقیانوس آرام شمالی در حوالی سال ۱۹۷۷ (Kerr, 1992) و نوسانات پله‌ای غیر نظام‌مند در نمایه‌ی نوسان دهه‌ای اقیانوس آرام (PDO) (Mantua et al., 1997) شکل گرفت. از میان چهار نوع تغییرات پله‌ای (پرش در میانگین، پرش در واریانس، پرش در ساختار فراوانی و پرش در سامانه)، بیش‌ترین بررسی‌ها بر روی دسته‌ی اول انجام می‌شود. بر مبنای منابع، ۷ نگرش متفاوت شامل روش‌های پارامتری، روش‌های ناپارامتری، روش‌های برازش منحنی، روش‌های بیزین، روش‌های رگرسیونی، روش‌های مبتنی بر داده‌های تجمیع شده و روش‌های تکرار پشت سرهمی، برای بررسی تغییرات پله‌ای میانگین سری زمانی وجود داشته که از آن میان به روش‌های آماری استاندارد (آزمون تی استیودنت و من-کندال) توجه بیش‌تری می‌شود. با این حال نتایج این روش‌ها به گسستگی‌های با فاصله‌ی نابرابر حساس بوده و تشخیص گسستگی‌های موجود در بخش‌های انتهایی سری زمانی دشوار می‌باشد. از این رو، Rodionov (2004) روش تکرار پشت‌سرهمی بر روی داده‌ها را پیشنهاد نمود که در آن بدون کاهش قدرت تشخیص گسستگی‌ها، تعداد مشاهدات در هر گسستگی جداگانه به‌خوبی می‌تواند با دوره‌های دیگر متفاوت باشد. هر مشاهده‌ی جدید به‌نوبت اضافه شده و یکی از سه حالت تأیید فرضیه‌ی H_0 (وجود تغییر پله‌ای)، تأیید نشدن آن و ادامه‌ی آزمون تشخیص داده می‌شود.

بنابراین با توجه به این‌که تا به حال به احتمال نایستایی در پارامترهای مدل شبیه‌سازی استوکاستیکی باران روزانه‌ی چندایستگاهی توجه نشده است، هدف این مقاله بررسی تغییرات پله‌ای غیرنظام‌مند در این پارامترها می‌باشد.

۲- مواد و روش‌ها

۲-۱- توصیف منطقه و داده‌ها

منطقه‌ی خراسان بزرگ (شامل سه استان رضوی، شمالی و جنوبی) منطقه‌ی مورد مطالعه در این پژوهش است. از این پس برای سهولت نوشتار به‌جای منطقه‌ی بزرگ از "منطقه‌ی خراسان" استفاده

$$P_c(k) = \begin{cases} P_{01}(k) & \text{if } X_{t-1}(k) = 0 \\ P_{11}(k) & \text{if } X_{t-1}(k) = 1 \end{cases} \quad (3)$$

سپس روز بعد بارانی خواهد بود اگر عدد تصادفی به اندازه‌ی کافی کوچک باشد:

$$X_t(k) = \begin{cases} 1 & \text{if } \Phi[w_t(k)] \leq P_c \\ 0 & \text{if } \Phi[w_t(k)] > P_c \end{cases} \quad (4)$$

بنابراین مدل شبیه‌سازی وقوع بارندگی برای ماه مشخص و ایستگاه معین به دو پارامتر P_{01} و P_{11} نیاز دارد.

از تابع توزیع گامای دو-پارامتری (Katz, 1977) برای تولید مقدار باران در روزهای بارانی در ایستگاه k -ام استفاده می‌شود:

$$f[r_t(k)] = \frac{[r_t(k)/\beta(k)]^{\alpha(k)-1} \exp[-r_t(k)/\beta(k)]}{\beta(k) \Gamma[\alpha(k)]}; \quad (5)$$

$$r_t(k), \alpha, \beta > 0$$

که در آن مقدار بارندگی (بزرگ‌تر از صفر)، α و β به ترتیب پارامترهای شکل و مقیاس مدل و $\Gamma(a)$ تابع گاما به ازاء مقدار a می‌باشد. برای برآورد پارامترهای مدل در ایستگاه k -ام و برای هر ماه بارانی، از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود (Thom, 1958):

$$\hat{\alpha}(k) = \frac{1 + \sqrt{1 + 4A(k)}/3}{4A(k)} \quad (6)$$

$$\hat{\beta}(k) = \frac{\bar{Y}(k)}{\hat{\alpha}(k)} \quad (7)$$

که در آن‌ها \bar{Y} متوسط باران روزانه (م.م) برای ماه مورد نظر (تنها برای روزهای بارانی) و A اختلاف بین لگاریتم‌های میانگین‌های حسابی و هندسی می‌باشد. همچون مدل وقوع بارندگی، تولید مقدار بارندگی نیز توسط متغیرهای تصادفی که توالی آن‌ها مستقل بوده ولی همبستگی مکانی آن‌ها موجب حفظ شدن همبستگی مکانی سری‌های مقدار بارندگی می‌شود صورت می‌پذیرد (برای توضیحات بیشتر تر به Mhanna and Bauwens, 2011 مراجعه شود). در نتیجه، مدل شبیه‌سازی وقوع بارندگی برای ماه مشخص و ایستگاه معین به دو پارامتر α و β نیاز دارد.

۲-۳- الگوریتم بررسی تغییرات پله‌ای غیرنظام‌مند برای پارامترهای مدل شبیه‌سازی بارندگی

این الگوریتم که از ۷ مرحله تشکیل شده برای هرکدام از ۴ پارامتر مدل شبیه‌سازی بارندگی (دو پارامتر P_{01} و P_{11} برای وقوع و دو

شبیه‌سازی بارندگی در دو مرحله، وقوع بارندگی و سپس مقدار بارندگی، انجام می‌شود.

وقوع بارندگی با استفاده از "فرآیند زنجیره‌ای وابسته" در قالب فرآیند مارکوف مرتبه‌ی اول دوحالتی انجام می‌شود. این مدل برپایه‌ی معیار اطلاعاتی بیزین بوده و با توجه به اصل خست (معیار اطلاعاتی آکائیک) بر مدل‌های مارکوف مرتبه‌ی صفر و ۲ برتری دارد (Schwarz, 1978; Katz, 1981). مدل مارکوف مرتبه‌ی اول بر این فرض استوار است که احتمال وقوع بارندگی در روزی معین به بارانی بودن یا نبودن در روز پیش از آن بستگی دارد. رخداد دوحالتی بارانی بودن یا نبودن در روز معین t با X_t نشان داده می‌شود. در این مقاله روز بارانی روزی است که مقدار باران در آن روز از ۰/۸ م.م. بیش‌تر باشد. از دو احتمال شرطی $P_{01}(k)$ [یعنی احتمال شرطی برای بارانی بودن روز مورد نظر ($X_t=1$) مشروط بر بارانی نبودن روز پیش ($X_{t-1}=0$)] و $P_{11}(k)$ [یعنی احتمال شرطی برای بارانی بودن روز مورد نظر مشروط بر بارانی بودن روز پیش] برای تبیین فرآیند باران در ایستگاه k -ام استفاده می‌شود. این دو احتمال می‌باید برای هر ماه به‌طور جداگانه محاسبه شود. تخمین‌هایی از این دو احتمال را برای ایستگاه k -ام می‌توان به صورت زیر نشان داد (Zheng and Katz, 2008):

$$\hat{P}_{01}(k) = \frac{n_{01}(k)}{n_{01}(k) + n_{00}(k)} \quad (1)$$

$$\hat{P}_{11}(k) = \frac{n_{11}(k)}{n_{11}(k) + n_{10}(k)} \quad (2)$$

که در آن‌ها n_{00} و n_{01} (به ترتیب تعداد روزهای بارانی و خشک مشروط بر خشک بودن روز پیش از آن) از روی داده‌های تاریخی به‌دست می‌آیند. دو نماد دیگر (یعنی n_{10} و n_{11}) نیز به‌طور مشابه تعریف می‌شود. در نتیجه هر مجموعه‌ای از اعداد تصادفی $w_t(k)$ که توالی آن‌ها مستقل بوده و ساختار همبستگی مکانی وقوع بارندگی ایستگاه‌ها در آن‌ها حفظ شده است (ارایه‌ی ریزه‌کاری‌های تولید چنین اعداد تصادفی از هدف این مقاله دور می‌باشد، خواننده برای توضیحات بیشتر می‌تواند به منبع Mhanna and Bauwens, 2011 مراجعه نماید)، برای تولید سری زمانی وقوع بارندگی در ایستگاه مشخص k استفاده می‌شود. به این صورت که این اعداد با احتمال شرطی مناسب برای الگوی بارانی بودن-نبودن با توجه به بارانی بودن-نبودن روز پیش [به ترتیب $P_{01}(k)$ و $P_{11}(k)$] مقایسه می‌شود. احتمال آستانه با رابطه‌ی ۳ داده می‌شود (Wilks, 1998):

$$RSI_{i,j} = \sum_{i=j}^{j+m} \frac{x_i^*}{l\sigma_l}, \quad m = 0, 1, \dots, l-1 \quad (9)$$

که در آن $x_i^* = x_i - \bar{x}'_{R2}$ است اگر پله رو به بالا و $x_i^* = \bar{x}'_{R2} - x_i$ است اگر پله رو به پایین باشد. اگر مقدار RSI یکی از سال‌های بین $i=j+1$ تا $i=j+l-1$ منفی شود، ادامه‌ی الگوریتم در گام ۶ و در غیر این صورت در گام ۷ دنبال می‌شود.

گام ۶. منفی شدن RSI به معنای عدم پذیرش پله در سال j است. RSI را صفر کرده، مقدار \bar{x}_{R1} را با استفاده از x_i اصلاح کرده، آزمون را با مقادیر x_i ، که از $i=j+1$ شروع می‌شود، ادامه داده و همچون گام ۴ هر کدام با $\bar{x}_{R1} + diff$ مقایسه می‌شود.

گام ۷. مثبت باقی ماندن RSI به معنای وجود پله‌ی معنی‌دار در سطح احتمال p و در سال j است. اکنون می‌توان مقدار واقعی میانگین در رژیم جدید (یعنی \bar{x}_{R2}) را محاسبه و الگوریتم را برای یافتن پله‌ی بعدی (برای شروع رژیم $R3$) ادامه داد. محاسبات در یک حلقه از گام ۴ تا گام ۷ تکرار شده تا این‌که تمامی داده‌ها در محاسبات وارد شده باشند. تمامی مراحل کار در محیط برنامه نویسی Matlab کدنویسی گردید.

۳- نتایج و بحث

۳-۱- بررسی رفتار مکانی پارامترها بدون توجه به احتمال ناپایستایی زمانی

جدول ۱ تغییرات میانگین پارامترها را برای ۶ ایستگاه منتخب (این ایستگاه‌ها صرفاً جهت نشان دادن تغییرات مکانی پارامترها بوده و به طور تصادفی انتخاب شده‌اند) نشان می‌دهد (برای موقعیت نسبی این ایستگاه‌ها شکل ۱ را ببینید). تمامی تغییرات پارامترها در هر دو بعد زمانی (ماه سال) و مکانی قابل ملاحظه است. وجود تغییرات در بعد زمان نشان می‌دهد که تفکیک سال به ۶ ماه بارانی منطقی بوده و پارامترها به خوبی از هم تفکیک شده‌اند. از طرف دیگر وجود تغییرات مکانی و در ایستگاه‌های مختلف بیانگر تغییرپذیری مکانی بارندگی بوده که احتمالاً ناشی از پستی و بلندی زمین و طول و عرض جغرافیایی می‌باشد. با این حال هیچ رابطه‌ی معنی‌داری بین این پارامترها با ویژگی‌های موقعیتی ایستگاه‌ها به دست نیامد.

۳-۲- بررسی تغییرات پله‌ای پارامترها

شکل ۲ تغییرات زمانی ۴ پارامتر مدل شبیه‌سازی بارندگی روزانه‌ی ماه بهمن برای یک ایستگاه نمونه (سرخس) را در طول ۳۰ سال

پارامتر α و β برای مقدار بارندگی) برای هر کدام از ۶ ماه بارانی سال و هر کدام از ایستگاه‌ها به‌طور جداگانه انجام خواهد شد.

گام ۱. پتانسیل طول بازه‌ها برابر با l در نظر گرفته می‌شود. این طول حداقل طول بازه‌ها بین هر دو پله‌ی متوالی است. طول واقعی بازه‌ها با توجه به مقادیر نسبی داده‌ها نسبت به هم تعیین خواهد شد. نتایج تا حدی به انتخاب این کمیت بستگی دارد لذا مقدار مناسب آن با توجه به قضاوت شخصی و با چندین بار اجرای الگوریتم تعیین می‌شود.

گام ۲. تفاوت ($diff$) بین میانگین‌های هر دو بازه‌ی متوالی با توجه به آزمون تی-استیودنت محاسبه می‌شود:

$$diff = t\sqrt{2\sigma_l^2/l} \quad (8)$$

که در آن t آماره‌ی تی-استیودنت با $2l-2$ درجه آزادی و سطح احتمال p و σ_l^2 واریانس مقادیر متغیر تصادفی X برای بازه با طول l است. مقدار این واریانس برای دو بازه‌ی پیش و پس از پله و نیز با میانگین واریانس‌های تمامی بازه‌های با طول l برابر فرض می‌شود.

گام ۳. میانگین اولین l مقدار از متغیر تصادفی X [یعنی \bar{x}_{R1}] به عنوان تخمینی برای بازه‌ی اول و مقدار $\bar{x}'_{R2} = \bar{x}_{R1} \pm diff$ را برای دومین l ساله‌ی بازه‌ی دوم محاسبه می‌شود.

گام ۴. اولین سال در بازه‌ی جدید (یعنی $i=l+1$) را در نظر گرفته و بزرگ‌تر بودنش از $\bar{x}_{R1} + diff$ یا کوچک‌تر بودنش از $\bar{x}_{R1} - diff$ کنترل می‌شود. اگر مقدار آن از محدوده‌ی $\bar{x}_{R1} \pm diff$ بیش‌تر نباشد به معنای تغییر نکردن رژیم فعلی خواهد بود. در این صورت میانگین \bar{x}_{R1} را از روی مقدار x_i و $l-1$ مقدار قبلی از متغیر تصادفی X محاسبه کرده و آزمون ادامه می‌یابد. در حالی که اگر مقدار x_i از محدوده‌ی $\bar{x}_{R1} \pm diff$ بیش‌تر باشد، این سال نقطه‌ی احتمالی پله برای شروع رژیم $R2$ خواهد بود.

گام ۵. پس از مشخص شدن موقعیت پله، از تمامی مقادیر x_i (که $i > j$ باشد) برای تایید یا رد کردن فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود پله در سال j استفاده می‌شود. اگر تفاوت $x_i - \bar{x}'_{R2}$ با مقدار متناظر در پله هم‌علامت باشد موجب تقویت موقعیت پله می‌شود و برعکس. برای کمی کردن این اعتماد در سال $i=j$ ، از نمایه‌ی عددی تغییر رژیم (RSI)، که مجموع تجمعی تفاوت‌های نرمال شده است، استفاده می‌شود:

Mhanna and Bauwens (2011) انجام دادند، نمی‌تواند درست باشد. برای نشان دادن این که چگونه می‌توان مقادیری یکسان (با توجه به احتمال مورد نظر ۵٪) برای هر پارامتر تعیین نمود، از الگوریتم توضیح داده شده استفاده شد. نتایج بر روی شکل ۲ نشان داده شده است.

آماري نشان می‌دهد. به‌طور مسلم هر پارامتر متغیر تصادفی بوده که یافته‌های آن در سال‌های مختلف متفاوت است. شکل به‌گونه‌ای آشکار نشان می‌دهد که هیچ‌کدام از ۴ پارامتر دخیل در شبیه‌سازی استوکاستیکی باران روزانه در زمان (سال) ایستا نمی‌باشند. به بیان دیگر استفاده از یک مقدار میانگین برای هر پارامتر (متناظر با ایستگاه و ماه بارانی مشخص)، مشابه آنچه

جدول ۱- تغییرات پارامترهای مدل شبیه‌سازی بارندگی روزانه ۶ ایستگاه منتخب استان‌های خراسان برای ماه‌های بارانی. موقعیت نسبی ایستگاه‌ها در شکل ۱ نشان داده شده است.

ماه						پارامتر**	ایستگاه*
آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند	فروردین		
۶/۷۳	۹/۸۰	۳۳/۹۴	۲۱/۳۸	۴/۴۳	۵/۱۹	α	تبارک آباد (۱۱۰۰۱) [۱۵۰۰] {۲۷۴}
-۰/۹۹	۲/۱۳	۱/۵۶	۱/۸۱	۲/۳۴	۲/۶۶	β	
-۰/۰۷	-۰/۰۹	-۰/۱۰	-۰/۱۳	-۰/۱۶	-۰/۱۷	P01	
-۰/۱۰	-۰/۱۳	-۰/۱۰	-۰/۱۸	-۰/۱۲	-۰/۲۷	P11	
۱۰/۸۴	۱۵/۴۷	۲۹/۶۵	۸/۸۵	۱۴/۲۷	۷/۳۲	α	علی محمد (۱۱۰۰۸) [۱۱۷۰] {۳۲۴}
۱/۱۹	۱/۷۸	۱/۱۹	۱/۹۵	۱/۵۶	۱/۹۸	β	
-۰/۰۷	-۰/۱۲	-۰/۱۵	-۰/۱۵	-۰/۱۸	-۰/۱۵	P01	
-۰/۰۸	-۰/۱۵	-۰/۱۳	-۰/۲۱	-۰/۱۷	-۰/۱۹	P11	
۲/۹۵	۱۹/۴۳	۱۰/۰۰	۴/۵۴	۵/۸۵	۸/۵۲	α	گرمخان (۱۱۲۰۴) [۱۱۶۰] {۲۹۳}
۱/۶۰	۱/۸۹	۱/۷۱	۲/۴۸	۲/۵۱	۲/۷۷	β	
-۰/۰۸	-۰/۱۲	-۰/۱۵	-۰/۱۵	-۰/۱۸	-۰/۱۵	P01	
-۰/۱۶	-۰/۱۸	-۰/۱۴	-۰/۲۵	-۰/۲۶	-۰/۲۰	P11	
۲/۹۲	۴/۴۷	۴/۴۲	۳/۸۳	۴/۴۳	۶/۹۰	α	صنوبرحیدریه (۴۷۰۷۱) [۱۰۸۰] {۳۱۹}
۱/۱۲	۴/۲۶	۳/۷۲	۴/۳۴	۴/۶۰	۳/۵۷	β	
-۰/۰۷	-۰/۱۱	-۰/۱۵	-۰/۱۸	-۰/۱۷	-۰/۱۶	P01	
-۰/۱۹	-۰/۲۳	-۰/۲۳	-۰/۳۶	-۰/۳۵	-۰/۴۰	P11	
۲/۴۳	۴/۴۹	۷/۸۹	۴/۲۰	۲/۷۹	۲/۳۵	α	غرقاب قائن (۵۵۰۰۷) [۱۱۰۰] {۱۶۶}
۱/۲۴	۲/۴۰	۱/۹۷	۲/۸۶	۲/۷۲	۳/۴۳	β	
-۰/۰۶	-۰/۰۹	-۰/۱۵	-۰/۱۶	-۰/۱۹	-۰/۱۶	P01	
-۰/۱۷	-۰/۲۱	-۰/۲۱	-۰/۲۸	-۰/۳۱	۱/۳۶	P11	
۳/۱۹	۴/۷۷	۲۶/۵۹	۲/۶۳	۲/۷۲	۲/۰۰	α	پل خاتون (۶۴۰۳۹) [۱۰۶۰] {۳۷۱}
۱/۷۷	۲/۹۳	۳/۶۰	۲/۹۸	۳/۸۵	۴/۳۷	β	
-۰/۰۷	-۰/۱۲	-۰/۱۵	-۰/۱۸	-۰/۲۱	-۰/۱۷	P01	
-۰/۲۱	۱/۳۵	-۰/۳۱	-۰/۳۹	-۰/۴۷	-۰/۴۶	P11	

++ P01 و P11 احتمال وقوع بارندگی روزی مشخص اگر روز پیش به ترتیب خشک یا بارانی باشد (مربوط به شبیه‌سازی وقوع بارندگی) و α و β به ترتیب پارامترهای شکل و مقیاس تابع چگالی گامای دوپارامتری (رابطه‌ی ۵ را ببینید) برای مقدار باران روزانه (مربوط به شبیه‌سازی مقدار بارندگی) است.

+ عدد داخل پرانتز، کد ایستگاه مربوط به سازمان مدیریت منابع آب، عدد داخل کروشه، ارتفاع ایستگاه برحسب متر و عدد داخل قلاب، میانگین بارندگی سالانه برحسب م.م. است.

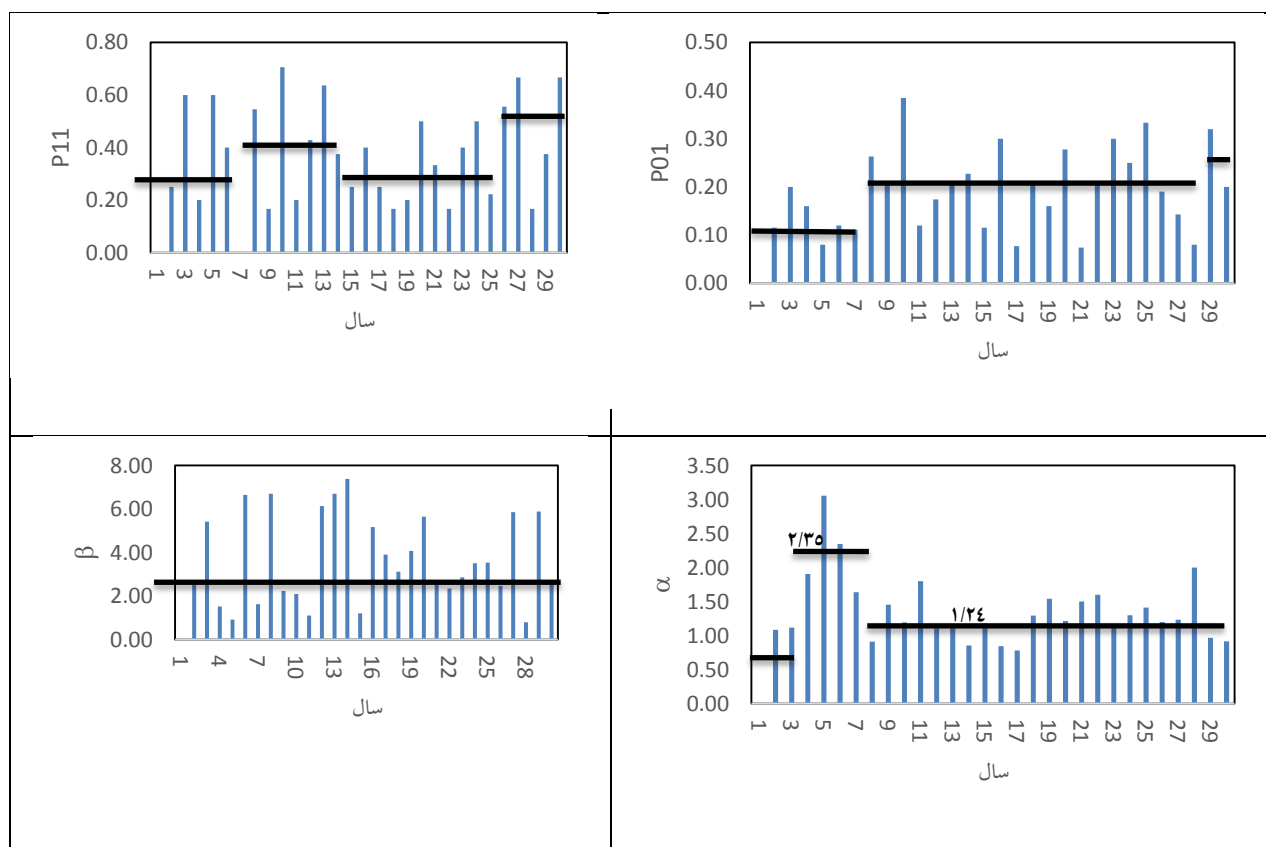
خواهد داشت. از طرف دیگر هر دو پارامتر تابع چگالی مقدار بارندگی تقریباً بدون پله بوده که نشان می‌دهد امکان به‌دست آوردن تابع چگالی منطقه‌ای دور از ذهن نمی‌باشد. این مقاله تلاشی برای بررسی تغییرات توام پله برای پارامترهای شبیه‌سازی استوکاستیکی بارندگی می‌باشد. در حال حاضر روشی برای تلفیق پله‌ها برای یک ایستگاه واحد وجود ندارد. در نتیجه به‌نظر می‌رسد که هنوز نمی‌توان تأثیر نایستایی را بر روی شبیه‌سازی بارندگی روزانه وارد کرد.

۴- نتیجه‌گیری

شبیه‌سازی استوکاستیکی باران روزانه در بسیاری از مدل‌ها (برای مثال هیدرولوژی، هواشناسی، تولید محصول) کاربرد دارد. بیش‌تر مدل‌های شبیه‌سازی استوکاستیکی تک-ایستگاهی بوده و مدل‌های اندکی ساختار همبستگی بارندگی (وقوع و مقدار) را در قالب چندایستگاهی در نظر می‌گیرند. با این حال در مدل‌های موجود توجهی به احتمال نایستایی پارامترهای دخیل نمی‌شود.

تغییرات پله‌ای غیرنظام‌مند برای ۴ پارامتر مورد نظر یکسان نبوده، به این‌صورت که محل‌های تشکیل پله و تعداد پله‌ها هم با هم برابر نمی‌باشد. ما نمی‌توانیم نتایج را با منابع مقایسه کنیم زیرا گرچه تغییرات پله‌ای در برخی منابع بررسی شده است (Rodionov, 2004) ولی این بررسی‌ها منحصراً بر روی "یک" پارامتر انجام شده و مقایسه‌ی تطبیقی بین پارامترها گزارش نشده است. پارامتر P_{11} بیش‌ترین تعداد پله و پارامتر β کم‌ترین تعداد پله (صفر) را نشان می‌دهد. نتایج تقریبی یکسانی برای تمامی ماه‌های بارانی سال و برای تمامی ایستگاه‌ها به دست آمد (نتایج نشان داده نشد).

به‌طور کلی پارامترهای α و β کم‌ترین تعداد پله (تقریباً صفر) و پارامترهای P_{01} و P_{11} بیش‌ترین تعداد را دارا بودند (جدول ۲). وجود تعدد پله‌ها برای پارامترهای مربوط به شبیه‌سازی وقوع باران به این معنی است که ماتریس احتمال انتقال برای بارندگی روزانه شدیداً متغیر بوده که بیش‌ترین تأثیر را بر روی احتمال بارانی بودن



شکل ۲- تغییرات پله‌ای پارامترهای مدل شبیه‌سازی بارندگی روزانه ماه به‌من برای یک ایستگاه نمونه (سرخس) در طول ۳۰ سال آماری: P_{01} (بالا سمت راست)، P_{11} (بالا سمت چپ)، α (پایین سمت راست) و β (پایین سمت چپ)

جدول ۲- جمع تعداد پله‌های معنی‌دار برای پارامترهای مدل شبیه‌سازی بارندگی روزانه ایستگاه‌های استان‌های خراسان برای ماه‌های بارانی

نام ایستگاه	کد ایستگاه	پارامتر		P01	P11	β	α
تبرک آباد	۱۱۰۰۱	۱۸	۱۶	---	---	---	---
سه یک آب	۱۱۰۰۶	۱۵	۱۳	---	---	---	---
علی محمد	۱۱۰۰۸	۲۰	۱۹	---	---	---	---
چمن بید	۱۱۰۱۶	۱۸	۱۷	---	---	---	---
خرتوت	۱۱۰۲۰	۲۰	۱۸	---	---	---	---
باباامان	۱۱۰۲۱	۲۰	۱۷	---	---	---	---
قتلیش	۱۱۰۲۷	۱۶	۱۹	---	۱	---	---
درکش	۱۱۰۳۱	۱۹	۱۳	---	---	---	---
شیرآباد	۱۱۰۳۳	۱۵	۱۶	---	---	---	---
گرمخان	۱۱۲۰۴	۱۹	۱۶	---	---	---	---
فاروج	۱۱۲۰۶	۱۹	۱۶	---	---	---	---
عیش آباد	۴۷۰۴۱	۱۸	۱۹	---	---	---	---
اریه	۴۷۰۴۳	۱۸	۱۷	---	---	---	---
حسین آباد	۴۷۰۴۵	۱۶	۱۴	---	۱	---	---
حطیظه	۴۷۰۵۳	۲۱	۱۴	---	---	---	---
طاغون	۴۷۰۵۶	۲۰	۱۱	---	---	---	---
بیدوازاسفراین	۴۷۰۵۹	۲۰	۱۴	---	---	---	---
رویین عراقی	۴۷۰۶۱	۲۰	۱۷	---	---	---	---
صنوبر	۴۷۰۷۱	۱۹	۱۵	---	---	---	---
کریز (کاشمر)	۴۷۰۷۳	۱۶	۱۷	---	---	---	---
بشروییه	۴۷۱۰۲	۲۱	۱۸	---	---	---	---
اسدآباد	۵۴۰۰۲	۱۷	۱۷	---	---	---	---
قائن	۵۵۰۰۷	۲۰	۲۱	---	---	---	---
باغ عباس	۶۲۰۰۱	۱۷	۱۴	---	---	---	---
غارشیشه	۶۲۰۰۵	۲۱	۲۰	---	---	---	---
باغسنگان	۶۲۰۰۶	۱۳	۱۲	---	---	---	---
گلمکان	۶۴۰۱۱	۲۱	۱۶	---	---	---	---
اندروخ	۶۴۰۲۱	۱۷	۱۵	---	---	---	---
مزدوران	۶۴۰۲۲	۲۰	۲۲	---	---	---	---
اولنگ اسدی	۶۴۰۳۳	۱۸	۱۳	---	---	---	---
آق دربند	۶۴۰۳۷	۲۰	۱۷	---	---	---	---
پل خاتون	۶۴۰۳۹	۲۰	۱۷	---	۳	---	---
بزنگان	۶۵۰۰۴	۲۰	۱۷	---	---	---	---
سنگر(سرخس)	۶۵۰۰۹	۲۰	۱۶	---	---	---	---
سرخس	۶۵۰۱۳	۱۹	۱۹	---	---	---	۳
حاتم قلعه	۶۷۰۰۱	۲۰	۱۸	---	۱	---	---

با توجه به ۳۶ ایستگاه در گستره‌ی سه استان خراسان شمالی، زمان نالیستا بوده و لذا استفاده از مدل‌های موجود که در آن‌ها رضوی و جنوبی نشان داده شد که هر ۴ پارامتر مدل شبیه‌سازی در ساختار نالیستایی وجود ندارد درست نمی‌باشد. نشان داده شد که

Hughes JP, Guttorp P, Charles S (1999) A nonhomogeneous hidden Markov model for precipitation occurrence. *J Royal Stat Soc (Series C): Appl Stat* 48: 15–30, DOI:10.1111/1467-9876.00136.

Jonsson P Eklundh L (2002) Seasonality extraction by function fitting to time-series of satellite sensor data. *IEEE Trans Geosc Remote Sens* 40(8): 1824-1832.

Katz RW (1977) Precipitation as a chain-dependent process. *J Appl Meteorol* 16: 671–676.

Katz RW (1981) One some criteria for estimating the order of a Markov chain. *Technomet* 23: 243–249, DOI:10.2307/1267787.

Kerr RA (1992) Unmasking a shifty climate system. *Science* 255: 1508-1510.

Liu J, Williams JR, Wang X, Yang H (2009) Using MODAWEC to generate daily weather data for the EPIC model. *Environ Model & Softwr* 24: 655–664, DOI:10.1016/j.envsoft.2008.10.008

Mantua NJ, Hare SR Zhang Y Wallace JM Francis RC (1997) A Pacific interdecadal climate oscillation with impacts on salmon production. *Bull Am Meteorol Soc* 78: 1069-1079.

Mhanna M, Bauwens W (2011) A stochastic space-time model for the generation of daily rainfall in the Gaza Strip. *Intern J Clim* DOI: 10.1002/joc.2305

Qian B, Corte-Real J, Xu H (2002) Multisite stochastic weather models for impact studies. *Intern J Clim* 22:1377–1397, DOI:10.1002/joc.808.

Richardson CW (1981) Stochastic simulation of daily precipitation, temperature, and solar radiation. *Water Resour Res* 17:182–190, DOI:10.1029/WR017i001p00182.

Rodionov SN (2004) A sequential algorithm for testing climate regime shifts. *Geophys Res Let* 31: L09204, doi:10.1029/2004GL019448.

Schwarz G (1978) Estimating the dimension of a model. *Ann Statis* 6: 461–464, DOI:10.2307/2958889.

Srikanthan R (2005) Stochastic generation of daily rainfall data at a number of sites. Cooperative Research Centre for Catchment Hydrology, Technical Report: 05/7.

Srikanthan R, Pegram GGS (2009) A nested multisite daily rainfall stochastic generation model. *J Hydrol* 371: 142–153, DOI:10.1016/j.jhydrol.2009.03.025.

Thom HCS (1958) A note on the gamma distribution. *Month Weath Rev* 86: 117–122.

برای ماهی معین و ایستگاهی مشخص، رفتار پله‌ها برای پارامترهای دخیل در شبیه‌سازی استوکاستیکی باران روزانه متفاوت بوده و لذا مدل کردن ناپیوستگی را با مشکل مواجه خواهد کرد.

۵- قدردانی

این تحقیق در زمان حضور در دانشگاه مانیئوبا و در قالب فرصت مطالعاتی اعطا شده به نویسنده‌ی اول توسط دانشگاه فردوسی مشهد انجام گردید که بدین‌وسیله تشکر می‌شود.

پی‌نوشت‌ها

- 1-Pacific Decadal Oscillation
- 2-Regime Shift Index

۶- مراجع

امینی ا، قهرمان ب، داوری ک، موسوی بایگی م (۱۳۹۰) ترمیم بارش روزانه در منطقه خراسان بزرگ به روش دو جزئی. نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی). جلد ۲۵، شماره ۵: ۱۱۴۷-۱۱۵۷.

Bras R, Rodriguez-Iturbe I (1976) Rainfall generation: a nonstationary time varying multi-dimensional model. *Water Resour Res* 12: 450–456, DOI:10.1029/WR012i003p00450.

Brissette FP, Khalili M, Leconte R (2007) Efficient stochastic generation of multi-site synthetic precipitation data. *J Hydrol* 345: 121–133, DOI:10.1016/j.jhydrol.2007.06.035.

Derakhshan H, Talebbeydokhti N (2011) Rainfall disaggregation in non-recording gauge stations using space-time information system. *Scientific Iranica, Transaction A: Civil Engineering*. 18(5): 995-1001.

Fackler PL (1999) Generating correlated multidimensional variates. Working paper, available at <http://www4.ncsu.edu/~pfackler/>.

Ghahraman B (2006) Time trend in mean annual temperature of Iran. *Turk J Agric Fores* 30(6): 439-448.

Ghahraman B (2013) Effect of short-and long-term memory on trend significance of mean annual flow by Mann-Kendall test. *Int J Engrng* 26(10): 1155-1168.

Hamed KH, Rao AR (1998) A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *J Hydrol* 204(1): 182-196.

- Wilks DS, Wilby RL (1999) The weather generation game: a review of stochastic weather models. *Progress Phys Geograph* 23: 329–357, DOI:10.1177/030913339902300302.
- Zhao, Sh Wei GW (2003) Jump process for the trend estimation of time series. *Comput Statist Data Anal* 42: 219-241.
- Zheng X, Katz RW (2008) Simulation of spatial dependence in daily rainfall using multisite generators. *Water Resour Res* 44: W09403, DOI:10.1029/2007WR006399.
- Thompson CS, Thompson PJ, Zheng X (2007) Fitting a multisite daily rainfall model to New Zealand data. *J Hydrol* 340: 25-39, DOI:10.1016/j.jhydrol.2007.03.020.
- Wilks DS (1998) Multisite generalization of a daily stochastic precipitation generation model. *J Hydrol* 210: 178–191, DOI:10.1016/S0022-1694(98)00186-3.
- Wilks DS (1999) Simultaneous stochastic simulation of daily precipitation, temperature and solar radiation at multiple sites in complex terrain. *Agric Forest Meteorol* 96: 85–101, DOI:10.1016/S0168-1923(99)00037-4.