

مدل بندی ارزش با استفاده از زره فرندها نقه

باقر ذهبون^۱ و پور اهر^۲

^۱ دانشکده عمران دانشگاه علم و صنعت

^۲ گروه مار دانشگاه علامه

چکیده در سالهای اخیر فعالتهای تحقیقاتی مرتبه با مدل بندی ارزش زره فرندهای نقه های متمرکز وده است در مدل بندی کلاسیک داده های ارزش سالانه ماهانه و روزانه از روشهای اکس جنک نیز و زنجیر مارکف استفاده می گردد اما این روشها رای گامهای زمانی کوچکتر مانند روزانه و کمتر از ن ساعتی که اغلب در م العات رگبارها مورد ناز است نتایج مناسبی نمی دهد بررسی های علمی نشان می دهد که رای این نو گامها مدل های ضمن اسکات نتایج م موثری دست می دهند در این مقاله یکی از انوا این فرندها ه نام فرند نقه های خوشه ای ضمن اسکات با پالس های مسته امی ه منور مدل بندی ارزش در گامهای زمانی کوچک معرفی می گردد سپس مدل مزور ه داده های ارزش در حوزه رزکس لمان رازش داده می شود در انتها با استفاده از مدل رازش داده شده توانای مدل در کار ردهای عملی تولد داده سنجه می گردد

واژه ها کلید مدل بندی ارزش فرند نقه های فرند ضمن اسکات با پالس های مسته امی

مقدمه

در مقایسه با داده های اقلیمی از قبل تبخرو دما ارزش دارای پراکنندگی فامی و زمانی شتری می اشد و ه همین دال غالباً ه صورت فرندهای تصادفی مورد م العه قرار می گردد علاوه بر تلاشهایی که در جهت مدل بندی ارزش ه صورت تعینی^۱ انجام گرفته است ویژگیهای متعدد و ناشناخته جوی موثر در تولد ارزش که در حل مسال ه درولوژی نیز مورد استفاده قرار می گیرند موج شده است که مدل های تصادفی ه عنوان یک ابزار ارزشمند در تحلیل سری زمانی ارزش ه کار گرفته شوند علاوه بر این با استفاده از مدل های تصادفی می توان ه ا ه مان قابل قبول و دراز مدتی در ورود ه سستم های منا دست یافت در منا ق معتدل جهان مقادیر سری زمانی ارزش ماهانه دارای مقادیر صفر نمی اشد و می توان با استفاده از یک رهافت سمتی رای مثال مدل ARMA آنها را مدل بندی نمود [6] اما در گامهای زمانی کمتر مثل روزانه سرهای زمانی معمولاً دارای مقادیر صفر وده وجود دوره های خشک و ه رهافت های دیگری رای مدل سازی

1) Deterministically

دوره‌های خشک و تر

توز مقادیر ارض دوره‌های تر

نماز است در مدل‌سازی ارض روزانه و حتی اگامهای زمانی کمتر می‌توان به [8] و [9] مراجعه نمود در آن مورد به ورکلی مدل‌سازی ارض استفاده از دو نو زرانجام گرفته است الف مدل‌های سری زمانی منفصل

در موارد که سری زمانی دارای گام زمانی منفصل روز ساعت است از آن نو مدل‌ها استفاده می‌شود در آن موارد مدل‌سازی در دو مرحله انجام می‌گردد در مرحله اول یک مدل زنجیر مارکف رای رازش رشته‌های دوره‌های خشک و تر به کار گرفته شده و در مرحله دوم از توزیعهای احتمالی رای تب ن مقدار ارض روزهای تر استفاده می‌گردد در آن شه مدل‌های زنجیر مارکف [14] مدل‌های تجدید شده مارکف [7] و مدل رنولی مارکف جهت مدل‌سازی کاربرد دارند

مدل‌های فریند نقه‌های

این مدل‌ها رای پشامدهای ارض که غر مستقیم دوره‌های تر و خشک را مشخص می‌کند از یک مدل زمان پوسته بهره جسته و نز مقادیر تصادفی ارض را در راه دوره‌های تر تب ن می‌نمایند از جمله مدل‌های فریند نقه‌های که در مدل بندی ارض مورد استفاده قرار می‌گیرند می‌توان به موارد زیر اشاره کرد [12]

فریند پواسن نوفه سفید^۲

فریند پواسن ا پالس‌های مسه امی^۳

فریند نمن اسکات نوفه سفید^۴

مدل‌های دیگری که در آن زمه می‌توان نام رد عبارتند از

فریند ارتلت لوس ا پالس‌های مسه امی^۵ [12]

فریند نمن اسکات ا پالس‌های مسه امی^۶ [3] [4] و [12]

م العات انجام شده نشان می‌دهد مدل‌های نمن اسکات چه ا نوفه سفید و ا پالس‌های مسه امی اگر هتر از دیگر مدل‌های ارض نباشند حداقل به خوبی نها هستند

ما در آن م العه به دلایل زراز مدل نمن اسکات ا پالس‌های مسه امی که جهت اختصار نوا NSRP می‌نامم استفاده می‌کنم

این مدل دارای ساختار فزکی واقعی است و این باعث تفسر ساده‌تر پارامترهای مدل می‌گردد

این مدل منجر به حف ماره‌های تاریخی ارض اندازه‌گیری شده در سه وح مختلف تجمعی ساعتی به الا می‌گردد

2) Poisson white noise process 3) Poisson rectangular pulses process 4) Neyman-Scott white noise process 5) Bartlet-Lewis rectangular pulses process 6) Neyman-Scott rectangular pulses process

هنگام استفاده از آن مدل ناز α ورودی پنج پارامتر است و آن α نوبه خود منجر α ساده‌تر شدن محاسبات مر و α ورود پارامترها می‌گردد

فریند زمن اسکات پالس‌ها مسه ۱

۱ مقدمه

یکی از فریندهای نقه ای مهم فریند زمن اسکات می‌اشد ان فریند وسه له زمن واسکات [11] معرفی گردد در ان فریند ک مجموعه از پشامدهای والد وسه له ک فریند پواسن همگن تولد می‌شود سپس هر والد تعدادی تصادفی C فرزند تولد می‌کند نحو که C رای هر والد α ور مستقل و هم توز α ق ا ک توز احتمال $\{P_c, c = 0, 1, \dots\}$ تحقق می‌اد موقعیت فرزندان نسبت α والدهاشان متغره ای تصادفی مستقل و هم توز α تا توز $F(\cdot)$ می‌اشند

رودر گوز اتر γ و همکاران α از ک نسخه اصلاح شده ان فریند تحت عنوان فریند زمن اسکات پالس‌های مسه ای α که از ان پس نرا فریند NSRP می‌نامم در مدلبندی ارش استفاده کردند پس از ن تلاشهای فراوانی توسه اشان و دگران جهت ارزی و سه ان مدل α کار گرفته شده است لازم α ذکر است که تا قبل از از مدلهای دیگری مانند مدل زنجر مارکف در تحلیل داده‌های ارش استفاده می‌گردد

تعرف و ویژگیها مدل

همان ور که قبلا گفته م مدل NSRP حالت خاصی از فریند زمن اسکات زمانی می‌اشد م ای ان مدل مبدا وفانها^۹ والدها م ای ک فریند پواسن α نرخ λ رخ می‌دهند α هر مبدا وفان تعدادی تصادفی C مبدا سلول^{۱۰} فرزند مرتبه است جهت α م نشان از وقوع حداقل ک سلول ارش پس از هر مبدا وفان فرض می‌کنم C دارای توز پواسن α مانگن ν - است فاصله هر مبدا سلول تا مبدا وفان α ور نمای α پارامتر β توز می‌گردد α هر مبدا سلول ک پالس مسه ای مرتبه است پهنای پالس تداوم^{۱۱} پالس نامده می‌شود که مدت زمان هر ارش را مشخص می‌کند و L نشان داده می‌شود فرض می‌شود L دارای توز نمای α پارامتر η است ارتفاع پالس را شدت^{۱۲} پالس نامده و X نشان می‌دهم X م زان ارش در واحد زمان را مشخص می‌کند و فرض می‌شود که از توز

7) Rodriguez-Iturbe 8) Neyman-Scott rectangular pulses process 9) storm origins 10) cell origin 11) duration 12) intensity

نمای پارامتر ξ تبعیت می‌کند. همچنین فرض می‌شود که متغیرهای تصادفی تعریف شده در بالا در کلاس سلولها از یکدیگر مستقلند. پارامترهای این مدل و واحدهای آنها عبارتند از: مانگن زمان λ^{-1} مبادی جبهه‌های کم فشار ر حس ساعت =

مانگن زمان انترمید سلول ارش مد از مبادی جبهه کم فشار ر حس ساعت = β^{-1}

مانگن تداوم سلول ر حس ساعت = η

مانگن شدت سلول ر حس ساعت = ξ^{-1}

مانگن تعداد سلولهای ارش در هر جبهه = ν

شدت کل ارش در هر لحظه از زمان را با مجموع شدتهای همه سلولهای فعال در آن زمان است. شکل اگر $Y(t)$ شدت کل ارش داده شده و سه مدل NSRP در زمان t و $X_{t-u}(u)$ شدت ارش در زمان t رای سلولی ا مبادی در زمان $t-u$ باشد نگاه

$$Y(t) = \int_0^{\infty} X_{t-u}(u) dN(t-u)$$

که در آن

$$dN(t-u) = \begin{cases} 1 & \text{اگر } t-u \text{ مبادی سلولی در} \\ & \text{در آن صورت} \end{cases}$$

و

$$X_{t-u}(u) = \begin{cases} X & \text{احتمال } e^{-\eta} \\ 0 & \text{احتمال } e^{-\eta} \end{cases}$$

معمولاً داده‌های ارش h صورت تجمعی^{۱۳} وجود دارند. اگر کلی یک سری زمانی تجمعی h ساعتی نشان دهنده کل ارش در فواصل زمانی h و h ساعت می‌باشد. عنوان مثال یک سری زمانی ارش روزانه مشخص کننده جمع مقدار ارش ساعتی در هر روز است و یک سری زمانی ارش ماهانه مقدار ارش در هر ماه را نشان می‌دهد که ممکن است با جمع کردن مقدار ارش روزانه در هر ماه دست‌انداریان جهت ورود پارامترهای مدل ناز و ویژگیهای تجمعی مدل است. فرض کنیم $Y_i^{(h)}$ شدت ارش تجمعی در زمان فاصله زمانی h و h باشد در آن صورت

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

بنابراین اگر h ر حس ساعت اندازه‌گیری شده باشد سری زمانی $\{Y_i^{(h)} : i = 1, 2, \dots\}$ یک سری زمانی ارش جمعی در سه h ساعت است که h و خلاصه نرا سری زمانی h ساعتی می‌نامیم.

13) aggregated

انک چند ویژگی مهم مدل را که در مورد پارامترهای مدل مورد استفاده قرار می‌گیرند ارائه می‌کنیم و ویژگی‌های مرتبه دوم مدل و سه رودرگوزا تر و همکاران a صورت ه صورت زر دست مده است

$$\mu(h) = E[Y_i^h] = h\lambda E(C)E(X)/\eta \quad () \text{ مانگن}$$

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= \text{var}[Y_i^h] \quad () \text{ وارانسی} \\ &= \lambda\eta^{-\nu}(\eta h - 1 + e^{-\eta h})\{\mu_C E(X^\nu) + E(C^\nu - C)\mu_X^\nu \beta^\nu / (\beta^\nu - \eta^\nu)\} \\ &\quad - \lambda(\beta h - 1 + e^{-\beta h})E(C^\nu - C)\mu_X^\nu \beta^{-\nu} / (\beta^\nu - \eta^\nu) \end{aligned}$$

و رای $k \geq 1$

$$\begin{aligned} \gamma(h, k) &= \text{Cov}\{Y_i^{(h)}, Y_{i+k}^{(h)}\} \quad () \text{ اتوکووانسی} \\ &= \lambda\eta^{-\nu} (1 - e^{-\eta h})e^{-\eta(k-1)h} \\ &\quad \{\mu_C E(X^\nu) + E(C^\nu - C)\mu_X^\nu \beta^\nu / (\beta^\nu - \eta^\nu)\} \\ &\quad - \lambda(1 - e^{-\beta h})e^{-\beta(k-1)h} E(C^\nu - C)\mu_X^\nu / \{\beta(\beta^\nu - \eta^\nu)\} \end{aligned}$$

$$\rho(h, k) = \rho[Y_i^{(h)}, Y_{i+k}^{(h)}] = \gamma(h, k)/\gamma(h) \quad () \text{ ر خود همبستگی}$$

در روا الا دارم

$$\mu_C = E(C) = \nu, E(C^\nu - C) = \nu^\nu - \nu, \mu_X = E(X) = \xi - \nu, E(X^\nu) = \xi - \nu$$

سه ویژگی دیگر که ممکن است در رازش مدل مورد استفاده قرار گیرند عبارتند از نسبت روزهای خشک $\phi(h) = P[Y_i^{(h)} = 0]$ نسبت روزهای خشک ه شری که روز قبل از ن ن ز خشک باشد اما احتمال انتقال $\phi_{DD}(h) = P[Y_{i+1}^{(h)} = 0 | Y_i^{(h)} = 0]$ و نسبت روزهای تر ه شری $\phi_{WW}(h) = P[Y_{i+1}^{(h)} > 0 | Y_i^{(h)} > 0]$ احتمال انتقال $\phi_{DW}(h) = P[Y_{i+1}^{(h)} > 0 | Y_i^{(h)} = 0]$ که سه صورت زر دست مده اند b^{۱۴} صورت زر دست مده اند

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

$$\phi_{WW}(h) = \{\phi(h) - \phi(2h)\} / \phi(h) \quad ()$$

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

$$p_h(t) = \{e^{-\beta(t+h)} + (\eta e^{-\beta t} - \beta e^{-\eta t}) / (\eta - \beta)\} \\ \times \exp\{-(\nu -)\beta(\eta e^{-\beta t} - \beta e^{-\eta t}) / (\eta - \beta)\} \\ - (\nu -)e^{-\beta t} + (\nu -)e^{-\beta(t+h)}\}$$

ارزش مدل NSRP به سر زمان ارزش در حوزه رز کسب لمان

در حوزه رز کسب لمان پنج استگاه جهت اندازه‌گیری میزان ارزش وجود دارد که عبارتند از سنگده درزی کلا کله واک چال اور ملک. میزان ارزش در هر یک از این استگاهها به صورت روزانه ثبت می‌شود. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل پنج سری زمانی ارزش روزانه است که از اول مهر ماه تا آخر شهریور ماه در این استگاهها ثبت گردیده‌اند. از آنجا که در تحلیل مورد نیاز ما زمانه یک سری زمانی است مانگن وزنی این پنج سری زمانی محاسبه و مورد استفاده قرار گرفت. وزن هر سری زمانی در این مانگن متناسب با مساحت منطقه تحت پوشش استگاهی است که سری زمانی مربوطه در آن استگاه ثبت شده است. جهت تعیین منطقه تحت پوشش استگاهها از روش ترسین استفاده شد. مطابق با این روش عمود منصف خط واصل استگاهها مشخص کننده مرزهای محدوده تحت پوشش نهاست. پس از تعیین مناطق مساحتیهای آنها محاسبه گردد و نتایج زیر دست مد

$$S_1 = \quad / , S_2 = \quad / , S_3 = \quad / , S_4 = \quad / , S_5 = \quad /$$

که در ن S_1, S_2, S_3, S_4 و S_5 به ترتیب مساحتیهای سنگده درزی کلا کله واک چال و اور ملک می‌باشند. مساحت کل حوزه رز را راست با

$$S = S_1 + S_2 + S_3 + S_4 + S_5 = \quad /$$

نارن وزن هر سری زمانی ه صورت زر دست می اد

$$W_1 = \frac{S_1}{S} = \frac{/}{/}$$

$$W_2 = \frac{S_2}{S} = \frac{/}{/}$$

$$W_3 = \frac{S_3}{S} = \frac{/}{/}$$

$$W_4 = \frac{S_4}{S} = \frac{/}{/}$$

$$W_5 = \frac{S_5}{S} = \frac{/}{/}$$

من وراز رازش مدل NSRP ه یک سری زمانی ارش رورد پارامترهای پنج گانه λ β η ξ و ν استفاده از سری زمانی ارش اندازه گیری شده مشاهده شده است رای نکه اثرات فصلی خوبی لجا گردند پارامترهای مدل رای هر ماه ه ور جداگانه رورد می گردند نارن عملا اد پارامترا رورد نمود یک روه بهی رای رورد ان پارامترا نستکه پنج ماره سری زمانی مشاهده شده را محاسبه و نها را عبارات متنا نشان که از مدل دست می ند رار قرار ده م ه ان تره یک دستگاه معادلات حاصل شده که ا حل ن پارامترا رورد می شوند در انصورت مدل ه ور دقق ه پنج ماره مورد استفاده می رازد اما ت ه نی ندارد که ه دیگر مارهها ن ز پر از د یک روه قابل انع اف تر رازش مجموعه زرگتری از مارههاست رای یک سری زمانی ارش h ساعتی تاریخی ا شبه سازی شده مارههای زر ممکن است در رورد پارامترا مورد استفاده قرار گ رند

Mh = مانگن سری زمانی

Vh = وارانس سری زمانی

$ACVh(\cdot)$ = اتوکووارانس از تاخر یک

$ACH(\cdot)$ = خودهمبستگی از تاخر یک

PDh = نسبت گامهای زمانی خشک

$PWWh$ = نسبت گامهای زمانی تر که یک گام زمانی قبل از ن تر وده است

$PDDh$ = نسبت گامهای زمانی خشک که یک گام زمانی قبل از ن خشک وده است

رای مثال PD24 نسبت روزهای خشک رای یک سری زمانی ارش تاریخی

جدول ماه‌های سری زمانی ارزش در حوزه رزکس‌مان

PDD24	PWW24	PD24	V24	M24	ماه‌های سال
					مهر
					آبان
					آذر
					دی
					بهمن
					اسفند
					فروردین
					اردیبهشت
					خرداد
					تیر
					مرداد
					شهرور

ما شبیه‌سازی شده ساعتی است و M24 و V24 به ترتیب مانگن و وارانس سری زمانی ارزش روزانه هستند
 حال فرض کنیم $f_i = f_i(\lambda, \beta, \eta, \xi, \nu)$ یک ویژگی مثلاً اتوکووارانس مدل NSRP
 باشد و \hat{f}_i مقدار نمونه‌ای از ماره باشد که از سری زمانی مشاهده شده دست می‌دهد در
 صورتی که m تعداد ویژگی مدل و m تعداد ماره انتخاب شود نگاه می‌توانیم به هم کردن عبارت
 زیر ورود پارامترها را دست ورد

$$S = \sum_{i=1}^m w_i (f_i - \hat{f}_i)^2 \quad (1)$$

که در آن $\lambda, \beta, \eta, \xi > 0$ و $\nu > 0$ و $\hat{f}_i \neq 0$ است
 w_i وزن هر ویژگی وده که امکان آن را فراهم می‌ورد به معنی از ماره‌ها وزن شتری
 تنس نمود در آن مالعده وزن مروه مانگن روزانه ارزش را برابر $w_i = 1/m$ و وزن ماره
 ماره‌ها را $w_i = 1/m$ در نرمی‌گرم علت انتخاب وزن رای مانگن نسبتکه در آن مالعده
 میزان ارزش نسبت به شاخصهای دیگر مانند پراکندگی میزان دوره‌های خشک و غره اهمیت
 شتری دارد از نجا که میزان ارزش وسله مانگن ن مدل داده می‌شود و معرف لان
 می‌باشد که حتی الامکان استی همان مقدار توسط مدل نژ تولد شود مانگن نسبت به
 ماره‌های دیگر از اهمیت شتری برخوردار است از انرو جهت امانان از انکه حجم ارزش
 تولد شده وسله مدل رار حجم ارزش دست مده از سری زمانی اندازه‌گیری شده است در
 مانگن وزن بالاتری نسبت داده می‌شود در رازش مدل سعی ر نسبتکه میزان S نزدیک به

هفتمین کنفرانس ماریان

صفر باشد هر چند که دست‌آبی مقدار صفر تقریباً غیر ممکن است. رای منم کردن S از یک الگوریتم عددی به نام EO4JAF که در حقیقت یک الگوریتم شبه نوتن¹⁵ رای پیدا کردن منم اعمال محدودیت روی کرانه‌های بالا و پائین پارامترها است استفاده می‌شود معمولاً f_i ها از مجموعه زیرانتخاب می‌شوند

$$\mathbb{F} = \{\mu(h), \gamma(h), \rho(h), \phi_{WW}(h), \phi_{DD}(h), \phi(h), h = , , , , , \}$$

و ماره‌های \hat{f}_i از مجموعه زیر رگزده می‌شوند

$$\hat{\mathbb{F}} = \{Mh, Vh, Ach, PWWh, PDDh, PDh, h = , , , , , \}$$

هنگام ورود پارامترها ترکیبات مختلفی از f_i ها و \hat{f}_i ها را می‌توان در را a قرار داد ما در اینجا از $\mu(\cdot)$ $\gamma(\cdot)$ $\phi_{WW}(\cdot)$ $\phi_{DD}(\cdot)$ $\phi(\cdot)$ و نیز M V PWW PDD و PD استفاده می‌کنیم. مقادیر ماره‌ها در جدول مده است همانگونه که در جدول داده می‌شود ماره‌ها در ماههای مختلف a و جداگانه محاسبه شده‌اند و آن a من و رفتن ورود جداگانه پارامترها در ماههای مختلف است

ورود پارامترها در جدول مده است. مقادیر دست مده رای وردها a مقادیر فزکی تعریف شده n m اقت دارد رای مثال ورود پارامتر λ در دی ماه رار a است که بقی تعریف تعداد مبادی جبهه‌ها در هر ساعت می‌اشد و چنانچه در r شود تعداد $\frac{r}{24} = \frac{r}{24} \times$ جبهه در یک روز دست خواهد مده عبارت دیگر a و متوسه در هر $\frac{1}{24} = \frac{1}{24} \times$ ساعت حدود روز یک جبهه هوای کم فشار a منقه وارد می‌شود a استفاده از پارامترهای ورود شده در مدل NSPR و ژگهای مدل f_i ها ورود و سپس a کمک فرمول زیر درصد خای نسبی رای و ژگی محاسبه گردد

$$\text{نسب درصد خای} = 1 \times \frac{f_i(\hat{\lambda}, \hat{\beta}, \hat{\eta}, \hat{\xi}, \hat{\nu}) - \hat{f}_i}{\hat{f}_i}$$

مقادیر خای نسبی در جدول مده است. در آن جدول مقادیر خای کل که a استفاده از را a زر محاسبه شده‌اند مده است

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

همان‌ور که ملاحظه می‌گردد درصد خایها در همه موارد کمتر از درصد است که در عرف رازش این نو مدلها خود ارزی می‌گردد. در نتیجه توانایی این مدل در شبیه‌سازی ارزش روزانه خود ارزی می‌شود

15) quasi-Newton

جدول ورود پارامترهای مدل NSRP

ماه‌های سال	$\hat{\lambda}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\eta}$	$\hat{\nu}$	$\hat{\xi}$
مهر					
بان					
ذر					
دی					
بهمن					
اسفند					
فروردین					
اردیبهشت					
خرداد					
تیر					
مرداد					
شهرور					

خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به منظور مدل‌بندی ارزش درم‌العات مناسبتی، نتایج حاصل از فرآیند ارزیابی مدل‌های پارامترهای NSRP که از فرآیندهای نقطه‌ای است استفاده گردید. برای ورود پارامترهای پنج‌گانه مدل پنج ماره حاصل از داده‌های ارزش روزانه اندازه‌گیری شده کارگرفته شد. روش ورودی روش م‌نم کردن مجموع وزنی اختلافات و بزرگی‌های مدل از ماره‌های سری زمانی مشاهده شده می‌باشد. برای این منظور از الگوریتم شبهه‌نوتن استفاده گردید. نتایج حاصل نشان داد که

الف) خ‌ای نسبی حاصل از ورودی‌های و بزرگی‌های مدل در مقایسه با ماره‌های متنا را اندازه‌گیری شده کم و قابل قبول است.

پارامترهای ورود شده دارای مفهوم فزونی قابل قبول با توجه به تعاریف آنها می‌باشد.

می‌توان نتیجه گرفت که این مدل که از فرآیندهای نقطه‌ای در مدل‌سازی مقدار سری زمانی ارزش بهره می‌جوید، مناسبی برای کارگیری آنها در تولید اطلاعات برای واحه‌تاسسات بزرگ متنا است.

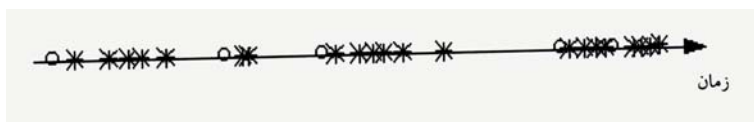
جدول درصد خای نسبی ورود پارامترهای مدل NSRP

ماههای سال	$ERR(\hat{\mu})$	$ERR(\hat{\gamma})$	$ERR(\hat{\phi})$	$ERR(\hat{\phi}_{ww})$	$ERR(\hat{\phi}_{DD})$	$ERR(T)$
مهر						
ان						
ذر						
دی						
مهرمن						
اسفند						
فروردن						
ارد بهشت						
خرداد						
تر						
مرداد						
شهر ور						

مبداى وفان ها كه رسدن نها ه صورت ك فراند يوسون مى اشد



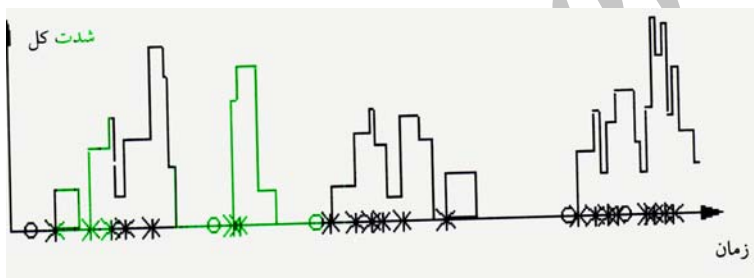
هر مبدا موجود تعدادى از سلولهاى اارش به صورت تصادفى مى اشد كه مبدا هر سلول * قرار دارد



شدت ودوام هر سلول اارش دارى توز نماى مى اشد شدت در خلال دوام اارش ثابت مى نمايد



شدت كل در هر نقه زمانى عبارتست از مجموع شدت هاى سلول هاى اارش فعال در ن نقه



مراج

- [1] Box, G. E. P., & Jenkins, G. M. (1976). Time series analysis: Forecasting and control. (2nd edition). San Francisco: Holden-Day.
- [2] Buishand, T. A. (1977). Stochastic modelling of daily rainfall sequences. Dept. of Land and Water Use, Agri. Univ. Wageningen, The Netherlands.
- [3] Cowpertwait, P. S. P. (1991a). Further development of the Neyman-Scott clustered point process for modelling rainfall. 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'Connell, P.E., Metcalfe, A. V., & Mawlsley, J. A. (1996). Stochastic point process modelling 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. Me-teo.*, 17, 1528-1536.
- [7] Foufoula-Georgiou, 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 modelling 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). Recent advances in rainfall modelling, estimation, and forecasting. *Rev. of Geo-physics*, 33(P12SS), 1125-1137.
- [10] NAG (1991). *FORTTRAN Library Manual*, NAG Executive, Oxford.
- [11] Neyman, J. & Scott, E. L. (1958). Statistical approach to problems of cosmology (with discussion). *Journal of the Royal statistical society*, B 20, 1-43.
- [12] Rodriguez-Iturbe, I., Gupta, V. K., & Waymire, E. (1984). Scale considerations in the modelling of temporal rainfall. *Wat. Resour. Res.*, 20(11), 1611-1619.
- [13] Rodriguez-Iturbe, I., Cox, D. R., & Isham, V. (1987a). 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.