محیط شناسی، سال سی و سوم، شمارهٔ ۴۳، پاییز ۱۳۸۶، صفحهٔ-۴۰-۳۱

پهنه بندی و تحلیل فضایی بارش اقلیمی ایران

امیر کاوسی[1*]، محمد رضا مشکانی[2]

۱-دانشجوی دکتری آمار دانشکده علوم پایه، دانشگاه تربیت مدرس

۲-استادآماردانشگاه شهید بهشتی

تاریخ دریافت: ۸٤/۰۹/۲۰ تاریخ تصویب: ۸۵/۰۷/۱۹

چکیده

استفاده از تکنیک‌ها و فنون آماری امروزه به طور گسترده‌ای مورد توجه محققان علوم کاربردی، به ویژه علـم هواشناسـی بـرای پـیش بینـی و شناسایی رفتار جوّی مانند بارندگی، رطوبت،دما و غیره قرار گرفته است.در این مقاله ضمن ارائهٔ کاربرد روش‌های نوین آمـار ماننـد پـیش بینـی فضایی کریگیدن، هم‌کریگیدن و عکس فاصلهٔ موزون در هواشناسی، پیش بینی میزان ریزش باران برای کل نقشه ایران انجـام گرفتـه و پهنـه بندی بارش برای کشور تهیه شده است.دراین تحلیل داده‌های میانگین بارش اقلیمی ایستگاه‌های هواشناسی از بدو تأسیس تا سال ۱۳۸۳ بکـار برده شده است. نتایج حاصل از تحلیل اعتبارسنجی متقابل حاکی از آن‌است که پیش بینی حاصل از هـم کریگیـدن بهتـر از کریگیـدن و روش کریگیدن بهتر از عکس فاصلهٔ موزون است.

واژه های کلیدی:پیش بینی فضایی-کریگیدن- هم کریگیدن-عکس فاصله موزون- بارش اقلیمی- ایران

سرآغاز

در همان زمانی که زمین‌آمار[1] در مهندسی معدن در فرانسه توسط ماترون در حال‌گسترش بود، ایده‌های مشابهی درپیش بینی به عنـوان تحلیل عینی توسط گاندین‌در هوا شناسـی ارائـه شـد.گانـدین عبـارت درون‌یابی بهینه را به جای‌کریگیدن به کاربرد(Cressie, 1993). در این مقاله از داده‌های مربوط به مقدار میانگین بارش اقلیمـی اسـتفاده شده است.این میانگین از متوسط‌هـای سـالانه متغیـر در طـول تمـام سالهایی است‌که مقدار بارش در ایستگاه مورد نظـر ثبـت شـده.اغلـب میـانگین‌هـا متوسـط ۳۰ سـاله مقـدار ریـزش بـاران در ایـستگاه‌هـای هواشناسی‌اند.این میانگین فقط در ایستگاه‌های هواشناسی معلوم است. برای پیش‌بینی مقدار بارش اقلیمی در مکان‌های دیگر انواع روش های زمین آمار مانند کریگیدن[2]، هم‌کریگیدن[3]، عکس فاصله موزون[4] و غیره ارائه شده اند.روش معمول پیش‌بینی فضایی در اقلیم شناسی برای مدت نیم قرن روش چند ضلعی‌های تایسن[5] بود تا اینکه مـاترون در اواسـط سال ۱۹۶۰ مبانی زمین‌آمار را بنـا نهـاد(Matheron, 1963) وزمـین آمار به‌سرعت در پیش‌بینـی متغیرهـای محیطـی، بخـصوص در اقلـیم شناسی توسعه پیدا کرد.

روش‌های زمین آمار به دلیل استفاده از همبستگی فـضایی بـین داده ها که عموماً توسط تابع تغییرنگار مدل بندی مـی شـود از دقـت بالایی نسبت به سایر روش‌ها به ویژه روش تایـسن برخـوردار اسـت. همچنین در روش های کریگیدن واریانس پیش بینی در هر نقطه نیـز ارائه می‌شودکه این یکی از ویژگی‌های منحصر به فرد روش کریگیدن است.

هدف این مقاله تهیهٔ نقشهٔ سطح تراز ریزش بـاران بـرای کـشور ایران است که از سه روش کریگیدن (نوعی درون‌یـابی آمـاری)،هـم کریگیدن (نوعی درون‌یـابی آمـاری متغیـر وابـسته بـه کمـک برخـی متغیرهای مستقل) و عکس فاصلهٔ مـوزون اسـتفاده شـده اسـت. ایـن روش‌ها نیز از لحاظ دقت پیش بینی مقایسه شده اند.

افراد مختلفی مانند مـشکانی و رکـن‌الـساداتی(۱۳۷۸) ,Pardo) (1998از روش های زمین آمار برای پیشگیری مقـدور ریـزش بـاران استفاده کرده اند.داده‌های مورد بررسی، مقدار میانگین بارش اقلیمی و ارتفاع مربوط به ۱۳۳ ایستگاه هواشناسـی سـازمان هواشناسـی کـشور ایران است. برای هر ایستگاه میانگین بارش سالانه بر حسب میلیمتر و ارتفاع آن از سطح دریا بر حسب متر و طول و عرض جغرافیایی آن بر حسب درجه ثبت شده است.

نویسنده مسئول :تلفن :۰۹۱۲۲۴۰۴۵۱۴

E-mail-Kavousi_am@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

روش‌های بررسی

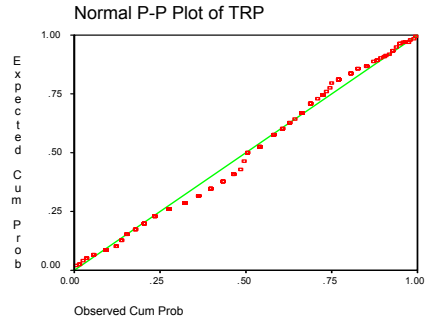
تحلیل اکتشافی داده ها[۶]

در تحلیل داده‌های فضایی، به ویـژه در انـواع کریگیدن،مفروضـات بنیادی مانند نرمال بودن، مانـایی در میـانگین (ثابـت بـودن میـانگین)، همسانگردی[۷] و همچنین وجود داده‌های پرت (ناهمخوان با سایر داده ها) باید مورد بررسی قرار گیرند. زیرا تحلیل مذکور بر پایهٔ این مفروضات بنا نهاده شده است. در این قسمت به بررسی این مفروضات می پردازیم.

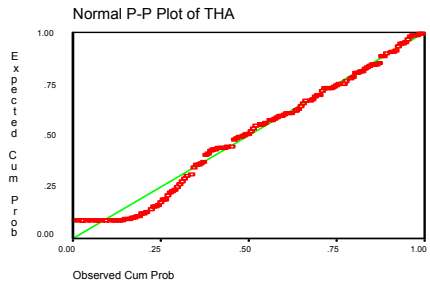
پس از بررسی نرمال بودن داده‌ها بـا اسـتفاده از نمـودار احتمـال نرمال(Madansky, 1988)، ملاحظه شد که میانگین بارش اقلیمی و ارتفـاع دارای توزیـع نرمـال نیـستند، بنـابراین بـا تبـدیل بـاکس کاکس[۸](Madansky, 1988) آنها را نرمال کردیم. در تبدیل باکس–کاکس، یعنی

$$y = \frac{x^{\lambda} - 1}{\lambda}, x > 0$$

داده های بارش اقلیمـی بـا $\lambda = 0.1$ و ارتفـاع بـا $\lambda = 1.5$ نرمال شدند. این مقادیر با چند بار انتخـاب و آزمـون نرمـال بـا آمـاره شاپیرو–ویلک[۹](Matheron, 1963) و نمودار احتمـال نرمـال (شـکل های شمارهٔ۱ و ۲) به دست آمدند. در فرمول فوق x متغیر اولیـه و λ مقداری است که به گونه‌ای انتخاب می‌شود که متغیر تبدیل یافته y نرمال باشد. در ادامه متغیر بارش تبدیل یافته و ارتفاع تبـدیل یافتـه را به ترتیب با TRP و THA نمایش می‌دهیم.



شکل شمارهٔ(۱): نمودار احتمال نرمال TRP

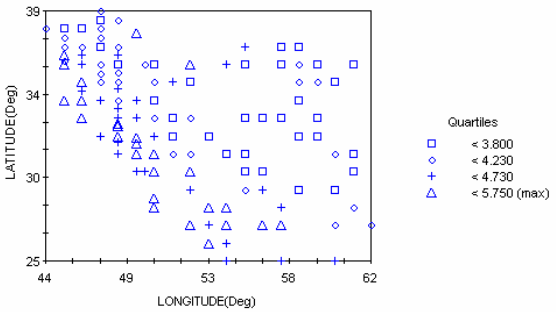


شکل شمارهٔ(۲):نمودار احتمال نرمال THA

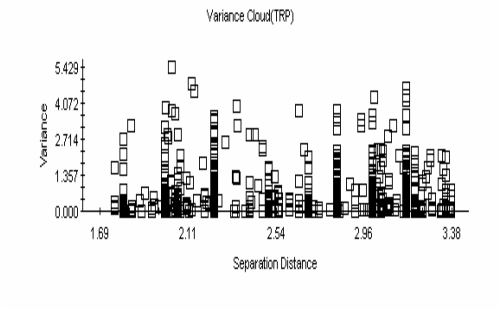
(شکل شمارهٔ۳) موقعیت جغرافیایی ایستگاه ها (نمونه هـا) را بـه همراه مقادیر چارک‌های مقدار بارش (TRP) نمایش می‌دهد. از این شکل می‌توان به بررسی وجود داده‌های پرت در همسایگی‌ها پرداخت. با توجه به این شکل داده پرتی مشاهده نمی‌شود. برای این منظـور از نمودار دیگری به نام ابر تغییرنگار[۱۰] نیز استفاده می‌شود.

شکل شـمارهٔ (۴)نمـودار ابـر تغییرنگـار متغیـر TRP و شـکل شمارهٔ(۵)ابر تغییرنگار متغیر THA را نمایش می‌دهـد. بـا توجـه بـه اینکه در هر دو نمودار تقریباداده‌ها در یک نوار موازی افق قـرار دارنـد می‌توان نتیجه گرفت که در این دو مجموعه از داده‌ها عددی پـرت در همسایگی‌ها وجود ندارد.

شایان‌ذکر است‌که ماهیت داده‌های پرت در داده های فـضایی از دو نوع است.نوع اوّل‌مانند دادهٔ پـرت در آمـار کلاسـیک اسـت،که بـه کمک یکی‌ازروش های معمول ماننـد نمودارجعبـه‌ای (Madansky, 1988)می‌توان آن را شناسایی کرد.نوع دوم دادهٔ پـرت در همـسایگی یک موقعیت است. این نوع داده پرت در یک همسایگی ممکن اسـت پرت باشد، ولی در کل مجموعهٔ داده‌ها ممکن است پرت نباشند.

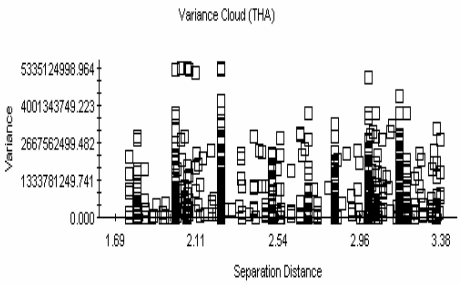


شکل شمارهٔ(۳): نگاشت داده‌های TRP



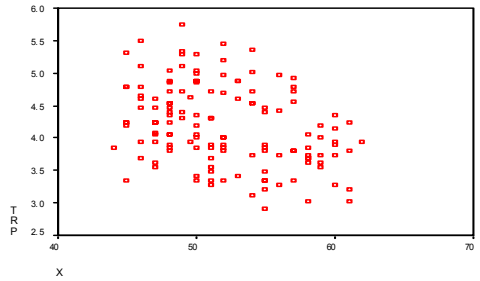
شکل شمارهٔ(۴):ابر تغییرنگار TRP

2 of SID
www.SID.ir

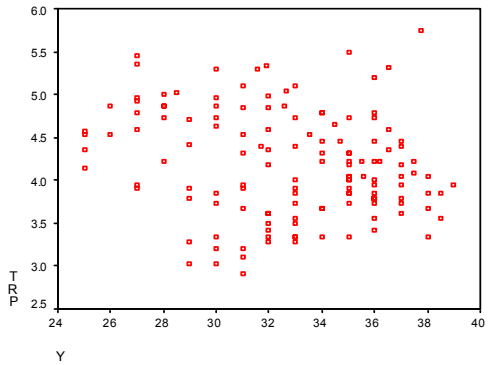


شکل شمارهٔ(۵): ابرتغییرنگار THA

برای بررسی وجود روند در داده ها، نمودار مقدار بارش تبدیل یافته را یک بار بر حسب طول جغرافیایی (x) و بار دیگر بر حسب عرض جغرافیایی (y) جداگانه رسم می‌کنیم، با توجه به(شکل‌های شمارهٔ۶ و ۷)روند خاصی در مشاهدات دیده نمی‌شود، پس می‌توان مانایی در میانگین را پذیرفت.

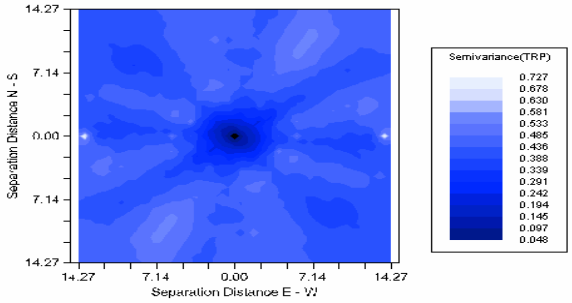


شکل شمارهٔ (۶) : نمودار داده های بارش در امتداد طول جغرافیایی

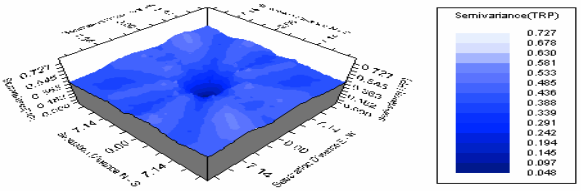


شکل شمارهٔ(۷):نمودار داده‌های بارش در امتداد عرض جغرافیایی

برای بررسی همسانگردی از روش تغییرنگار استفاده کرده‌ایم. این روش نمودار تغییرنگار (ابزاری برای مدل‌بندی ساختار همبستگی فضایی) را در تمام جهات جغرافیایی در یک دستگاه مختصات نمایش می دهد. به منظور مقایسهٔ تغییرنگارها در تمام جهات، روش مذکور بر صفحهٔ مختصات (x, y) تصویر شده است. (شکل های شمارهٔ ۸ و ۹). با توجه به این شکل‌ها چون روش تغییرنگار در تمام جهات تقریباً یکسان است پس همسانگردی بر قرار است. همسانگردی بدین معنی است که ساختار همبستگی که با تغییرنگار بیان می شود در تمام جهات یکسان است. در این حالت با یک مدل تغییرنگار همسانگرد در تمام جهات می‌توان کریگیدن و هم کریگیدن انجام داد.



شکل شمارهٔ(۸) :روش دوبعدی تغییرنگار TRP



شکل شمارهٔ(۹) : روش سه بعدی تغییرنگار TRP

مدل بندی آماری

اجزای اصلی داده‌های فضایی مکان‌ها، یا موقعیت‌های فضایی مانند $t_1,\ldots,t_n$ هستند. اگر $Z(\cdot)$ متغیر مورد بررسی باشد، $Z(t_1),\ldots,Z(t_n)$ داده‌های مشاهده شده در آن مکان‌ها هستند. معمولاًیک میدان تصادفی به عنوان مدل آماری برای داده‌های فضایی در نظر گرفته می شود. میدان تصادفی، مجموعه ای از متغیرهای

www.SID.ir

تصادفی مانند $\{Z(t), t \in D\}$ است که در آن مجموعه اندیس گذار D یک زیر مجموعه از فضای اقلیدسی $d \geq 1$ بعدی R^d است. میانگین و تغییرنگار برای این میدان به صورت:

$$E(Z(t)) = \mu(t), t \in D$$
$$2\gamma(t_1, t_2) = Var(Z(t_1) - Z(t_2))$$

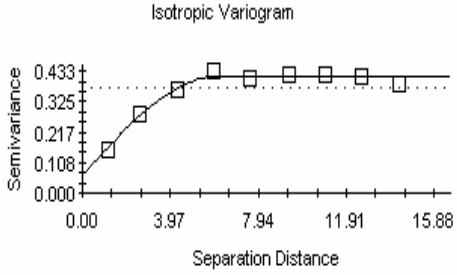
و برای دو متغیر Z_i و Z_j تغییر نگار متقابل به صورت:

$$2\gamma_{ij}(t_1, t_2) = E[(Z_i(t_1) - Z_i(t_2))(Z_j(t_1) - Z_j(t_2)]$$

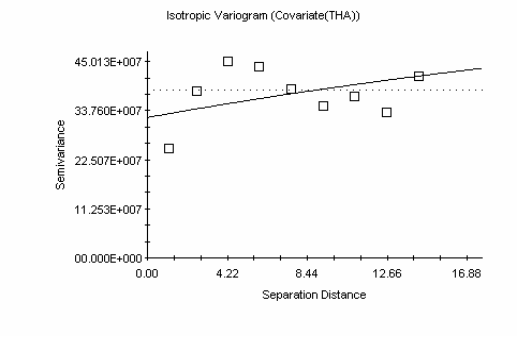
تعریف می‌شود. که با فرض ایستای ذاتی(یعنی میانگین متغیر در هر موقعیت مقدار ثابت و واریانس اختلاف متغیر در دو موقعیت به فاصلهٔ h فقط تابعی از فاصله h باشد) میانگین، تغییرنگار و تغییرنگار متقابل به ترتیب $\mu(t) = \mu$ ، $2\gamma(t_1, t_2) = 2\gamma(h)$ و $2\gamma_{ij}(t_1, t_2) = 2\gamma_{ij}(h)$ می باشند که در آن $h = t_1 - t_2$ بردار فاصله است. هر میدان تصادفی $Z(t)$ را می‌توان به صورت

$$Z(t) = \mu(t) + \delta(t), t \in D \quad (۱)$$

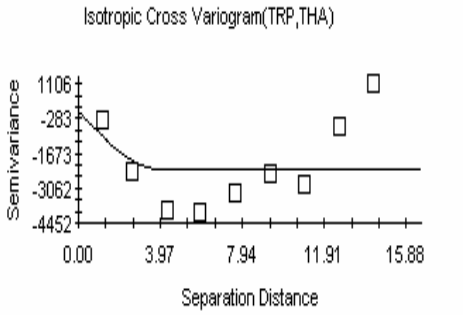
تجزیه کرد که در آن $\mu(\cdot)$ روند و $\delta(\cdot)$ خطای تصادفی میدان است. تغییرنگار و تغییرنگار متقابل تجربی[۱۱] برای متغیرهای مورد بررسی، یعنی THA و TRP با استفاده از نرم افزار GS^+ به صورت(شکل های شمارهٔ۱۰، ۱۱ و ۱۲) محاسبه شده اند. با توجه به اعتبارسنجی متقابل یعنی RSS کوچک بین مدل‌های مختلف نظری،مدل کروی برای تغییرنگار TRP و مدل نمایی برای تغییرنگار THA و مدل کروی برای تغییرنگار متقابل THA و TRPانتخاب شدند که مشخصه های این مدل‌ها با روش کمترین توانهای دوم وزنی به دست آمده‌اند.



شکل شمارهٔ(۱۰):تغییرنگار کروی TRP



شکل شمارهٔ(۱۱):تغییرنگار نمایی THA



شکل شمارهٔ(۱۲): تغییرنگار متقابل کروی برای متغیر TRP , THA

فرمول مدل‌های تغییرنگار و تغییرنگار متقابل فوق به صورت زیرند:

$$\gamma_{TRP} = \begin{cases} 0.065 + 0.35(\frac{h}{6.08} - 0.5(\frac{h}{6.08})^3), h < 6.08 \\ 0.1415, h > 6.08 \end{cases}$$

$$\gamma_{THA} = 32200000 + 322100000(1 - \exp(\frac{-h}{41}))$$

$$\gamma_{TRP,THA} = \begin{cases} -1 - 2313(\frac{h}{3.98} - 0.5(\frac{h}{3.98})^3), h < 3.98 \\ 0.1415, h > 3.98 \end{cases}$$

ارزیابی اعتبار مدل‌ها

معمولاً از ابزار اعتبارسنجی متقابل[۱۲] برای بررسی خوبی برآورد مشخصه ها و پیش بینی و همچنین انتخاب مدل مناسب داده ها و کشف داده های پرت استفاده می شود. ایدهٔ اصلی،حذف داده و استفاده از دیگر داده‌ها برای پیش بینی دادهٔ حذف شده است. سپس خطای پیش بینی را می توان از اختلاف مقادیر پیش بینی شده با مقادیر اصلی بررسی و مدل‌های آماری مورد نظر را به وسیله این خطا ارزیابی کرد(Stone, 1974;Geiser, 1975).

Archive of SID

www.SID.ir

در این مقاله از این ابزار برای مقایسه سه روش پیش‌بینی کننده کریگیدن، هم کریگیدن و عکس فاصله موزون و همچنین گزینش مدل‌های مختلف تغییرنگار و تغییرنگار متقابل استفاده کرده‌ایم. برای این منظور با هر روش به طور جداگانه یک مشاهده را از مجموع داده ها حذف و توسط روش پیش بینی کننده، آن داده حذف شده را پیش‌بینی می‌کنیم و این عمل را در مورد تمام مشاهدات انجام می دهیم به این ترتیب برای هر موقعیت یک مشاهده واقعی و یک داده پیش بینی شده داریم. درصورتی‌که پیش بینی‌کننده خوب عمل کند تفاوت بین این دو مقدار باید ناچیز باشد.

رگرسیون خطی بین این دو مجموعه از داده ها (داده های واقعی و پیش بینی شده) می‌تواند بیشتر در این مورد مفید باشد. اگر خط رگرسیون بخوبی برازش یابد و ضریب زاویه خط تقریبا" برابر ۱ و خط از نیمساز مختصات بگذرد، می توان نتیجه گرفت که روش پیش بینی کننده بدرستی پیش بینی می کند. از دو مقدار کمی ضریب تعیین R^2 و خطای استاندارد پیش بینی SEP نیز می‌توان استفاده کرد. در این حالت R^2 توان دوم ضریب همبستگی بین داده های واقعی و داده های پیش بینی شده و SEP برابر $SD\times\sqrt{1-R^2}$ است که در آن SD انحراف معیار داده های واقعی است. شایان ذکر است که اعتبارسنجی متقابل به صورت فوق ثابت نمی کند که مدل برازنده شده کاملا" درست، یا کاملا" نادرست است. حال، سه روش پیش بینی‌کننده کریگیدن، هم کریگیدن و عکس فاصله موزون را به اجمال توضیح می دهیم.

کریگیدن معمولی

کریگیدن معمولی پر مصرف‌ترین روش کریگیدن است که برای پیش بینی متغیر در موقعیتی از ناحیه که در آن تغییرنگار معلوم است، با استفاده از داده هایی در همسایگی مکان مورد نظر استفاده می شود. در کریگیدن معمولی پیش بینی مقدار متغیر $Z(\cdot)$ در نقطه t_0 با استفاده از n مشاهده همسایه توسط ترکیب خطی زیر با وزن‌های w_i انجام می گیرد.(Cressie,1993; Wackernagel, 1998)

$$\hat{P}(Z;t_0)=\hat{Z}(t_0)=\sum_{i=1}^{n}w_iZ(t_i)$$

کریگیدن معمولی روی مدل (۱) با فرض $\mu(t)=\mu$ صورت می‌گیرد، که در آن μ مقداری ثابت و نامعلوم است. قید برابر بودن مجموع وزنها با یک، برای تضمین ناریب بودن پیش‌بینی لازم است. فرض می‌کنیم داده ها بخشی از مشاهدات یک تابع تصادفی با تغییرنگار $\gamma(h)$ باشد. واریانس خطای پیش بینی σ_E^2 برابر واریانس ترکیب خطی

$$\hat{Z}(t_0)-Z(t_0)=\sum_{i=1}^{n}w_iZ(t_i)-Z(t_0)=\sum_{i=0}^{n}w_iZ(t_i)$$

است با $w_0=-1$ و $\sum_{i=0}^{n}w_i=0$. پس از این شرط که مجموع وزن‌ها از ۱ تا n برابر یک باشد نتیجه می‌شود که استفاده از تغییرنگار برای محاسبهٔ خطای پیش بینی جایز است. در نتیجه واریانس خطای پیش بینی عبارت است از:

$$\sigma_E^2=E\{(Z(t_0)-\hat{Z}(t_0))^2\}$$
$$=-\gamma(t_0-t_0)-\sum_i\sum_j w_iw_j\gamma(t_i-t_j)+2\sum_i w_i\gamma(t_i-t_0)$$

از کمینه کردن عبارت فوق با رعایت قید $\sum_{i=1}^{n}w_i=1$ دستگاه کریگیدن معمولی (ok) به صورت $\Gamma_0 w_0=\gamma_0$ به دست می‌آید که در آن

$$\gamma_0=(\gamma(t_0-t_1),\ldots,\gamma(t_0-t_n),1)^T$$
$$w_0=(w_1,\ldots,w_n,m)^T$$
$$\Gamma_0=\begin{bmatrix}\gamma(t_1-t_1) & \ldots & \gamma(t_1-t_n) & 1\\ \gamma(t_2-t_1) & \ddots & \gamma(t_2-t_n) & 1\\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots\\ \gamma(t_n-t_1) & \ldots & \gamma(t_n-t_n) & 1\\ 1 & \ldots & 1 & 0\end{bmatrix}$$

و m ضریب لاگرانژ و Γ_0 یک ماتریس متقارن $(n+1)\times(n+1)$ است. درآخر با استفاده از دستگاه کریگیدن معمولی، وزن‌ها و ضریب لاگرانژ که شرط ناریبی را تضمین می‌کنند به صورت زیر به دست می‌آیند:

$$w^T=(\gamma+1\frac{(1-1^T\Gamma^{-1}\gamma)}{1^T\Gamma^{-1}1})^T\Gamma^{-1}$$
$$m=-\frac{(1-1^T\Gamma^{-1}\gamma)}{1^T\Gamma^{-1}1}$$
$$\gamma=(\gamma(t_0-t_1),\ldots,\gamma(t_0-t_n))^T$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن Γ یک ماتریس $n \times n$ با عنصر $\gamma(t_i - t_j)$ ام (i, j) است. کمینه واریانس خطای پیش بینی که آن را واریانس کریگی نیز می نامیم برابر است با

$$\sigma_{ok}^2(t_0) = \sum_{i=1}^{n} w_i \gamma(t_0 - t_i) + m = \gamma^T \Gamma^{-1} \gamma - \frac{(1^T \Gamma^{-1} \gamma - 1)^2}{1^T \Gamma^{-1} 1}$$

هم کریگیدن معمولی

پیش بینی کننده هم کریگیدن معمولی ترکیب خطی از وزن‌های w_{ji} است. با داده‌هایی از متغیرهای مختلف که در نقاط نمونه ای در همسایگی t_0 قرار دارند هر متغیر بر اساس مجموعه ای از نمونه هایی با حجم n_i به صورت پیش بینی کننده $\hat{Z}_1(t_0) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{n_i} w_{ji} Z_i(t_j)$ تعریف می شود، که در آن اندیس ۱ در این پیش بینی اشاره به متغیر اوّل از مجموعه N متغیر دارد و آن را می‌توان از ۱ تا N تغییر داد. در اینجا هم‌کریگیدن برای متغیر اول شرح داده می‌شود. در چارچوب فرض ذاتی می خواهیم مقداری خاص از مجموعه N متغیر را بر اساس فرض ناریبی پیش بینی کنیم. این شرط با انتخاب وزن‌هایی که مجموعشان برای متغیر مورد نظر برابر 1 و برای متغیرهای کمکی برابر صفر باشد به دست می‌آید. یعنی:

$$\sum_{j=1}^{n_i} w_{ij} = \delta_{i1} = \begin{cases} 1, & i = 1 \\ 0, & o.w \end{cases}$$

اگر شرط فوق را روی میانگین پیش بینی به کار گیریم ناریبی پیشگو حاصل می شود. همچنین واریانس خطای پیش بینی عبارت است از :

$$\sigma_E^2 = E\{(\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{n_i} w_{ij} Z_i(t_j) - Z_1(t_0))^2\}$$

که با مقداری ساده سازی و سپس کمینه کردن آن نسبت به وزن‌ها با در نظر گرفتن شرط ناریبی دستگاه معادلات هم کریگیدن عادی به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\begin{cases} \sum_{k=1}^{N} \sum_{l=1}^{n_k} w_{lk} \gamma_{ik}(t_j - t_l) + m_i = \gamma_{i1}(t_j - t_0), i = 1, \dots, N, \; j = 1, \dots, n_i \\ \sum_{l=1}^{n_i} w_{li} = \delta_{i1}, i = 1, \dots, N \end{cases}$$

و همچنین واریانس هم‌کریگیدن به صورت

$$\sigma_{ck}^2 = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{n_k} w_{ji} \gamma_{i1}(t_j - t_0) - \gamma_{11}(t_0 - t_0) + m_1$$

به دست می‌آید(Wackernagel, 1998)

عکس فاصله موزون

این روش ساده‌ترین پیش‌بینی کننده در داده های فضایی است. و فرمول بندی ساده ای دارد. در این روش در پیش بینی $Z(\cdot)$ در نقطه t_0 به داده هایی که فاصله کم با t_0 دارند وزن زیاد و داده هایی که فاصله زیاد دارند وزن کم داده می شود. روش عکس فاصله موزون مقدار $Z(\cdot)$ را در نقطه t_0 به صورت

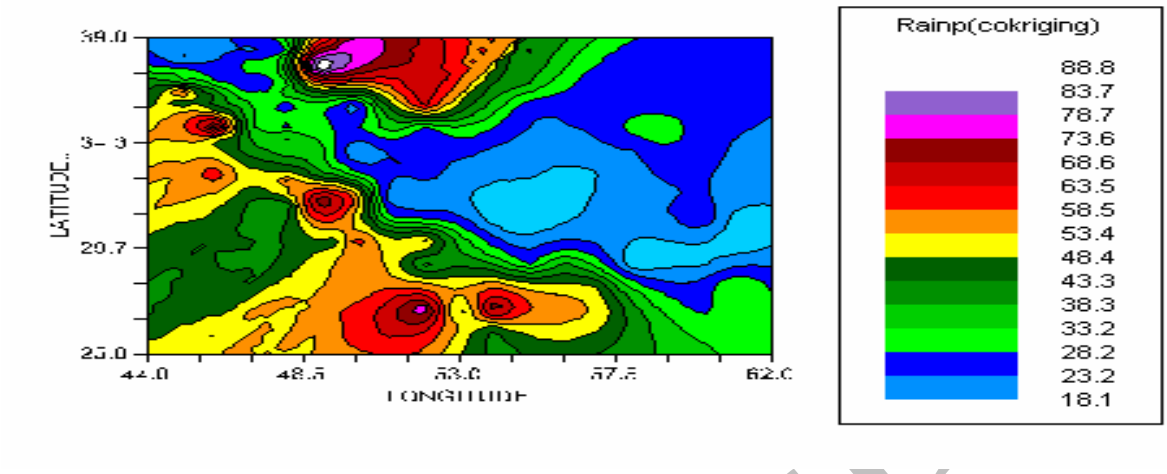
$$\hat{Z}(t_0) = \frac{\sum_i (\frac{Z(t_i)}{(h_{i0} - s)^p})}{\sum_i (\frac{1}{(h_{i0} - s)^p})}, \qquad i = 1, \dots, n$$

پیش بینی می کند. که در آن h_{i0} فاصله بین دو موقعیت t_0 و t_i، s ضریب همواری و p توان وزن است. معمولا" p مقادیری را بین 1 تا 5 اختیار می‌کند

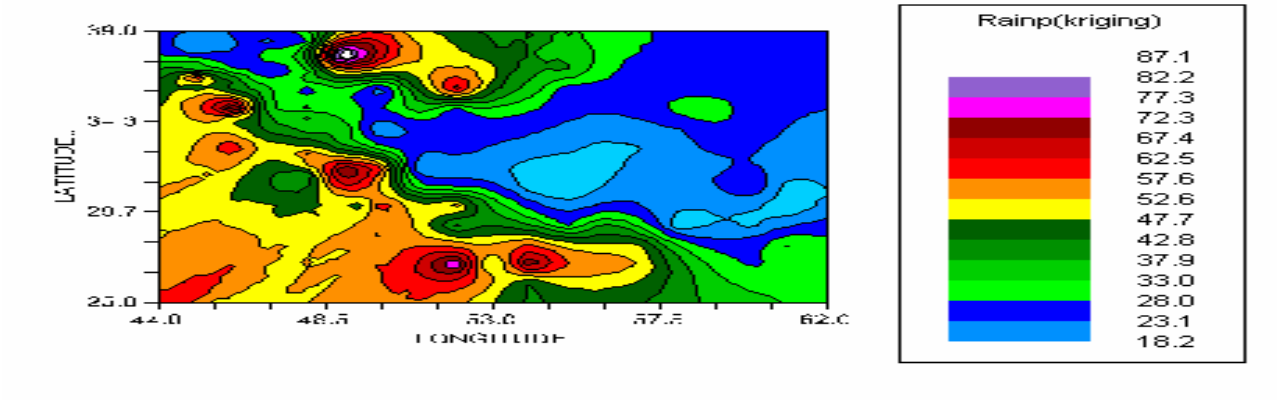
اگر h_{i0} (فاصله بین t_i و t_0) کوچک باشد وزن بیشتری به $Z(t_i)$ در پیش بینی $Z(t_0)$ داده می شود (مقدار p بزرگ انتخاب می شود). در غیر این صورت p کوچک انتخاب می شود.ضریب s، تأثیر نقاط اوج را روی پیشگو کاهش می دهد. در تحقیق ما با بررسی اعتبار سنجی متقابل $s = 0$ و $p = 2$ اختیار شده است.

پهنه بندی مقدار ریزش باران برای سطح کل کشور، به ترتیب به روش کریگیدن، هم کریگیدن و عکس فاصله موزون در(شکل های شمارهٔ۱۳،۱۴و ۱۵)نشان داده شده است. هر رنگ روی نقشه،نمایش نقاطی از کشور است که دارای مقدار ریزش باران یکسان هستند. راهنمای هر رنگ در کنار سمت راست نمودارها میزان ریزش باران را نشان می‌دهد. توجه کنید که مقادیر پیش بینی ریزش باران بر حسب میلیمتر روی نقشه‌ها (شکل‌های ۱۳، ۱۴ و ۱۵)، مقادیر عکس تبدیل هستند. (شکل های شمارهٔ ۱۶ و ۱۷)پهنه بندی انحراف معیار (دقت) پیش بینی مقدار ریزش باران را برای سطح کل کشور، به ترتیب به روش کریگیدن و هم کریگیدن نمایش می دهد. توجه شود که پهنه بندی انحراف معیار برای روش عکس فاصله موزون قابل محاسبه نیست.

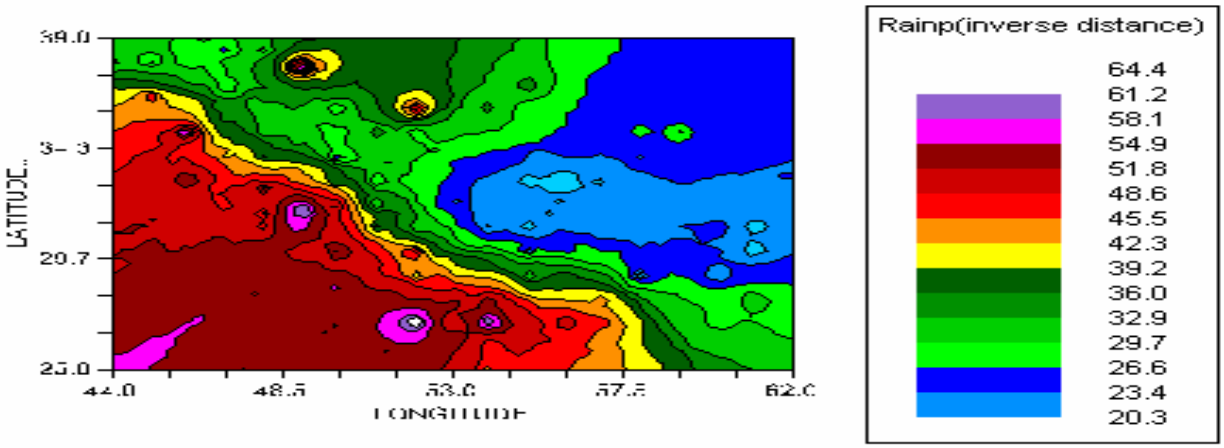
Archive of SID
www.SID.ir



شکل شمارهٔ(۱۳):خطوط همتراز پیش بینی به روش هم‌کریگیدن

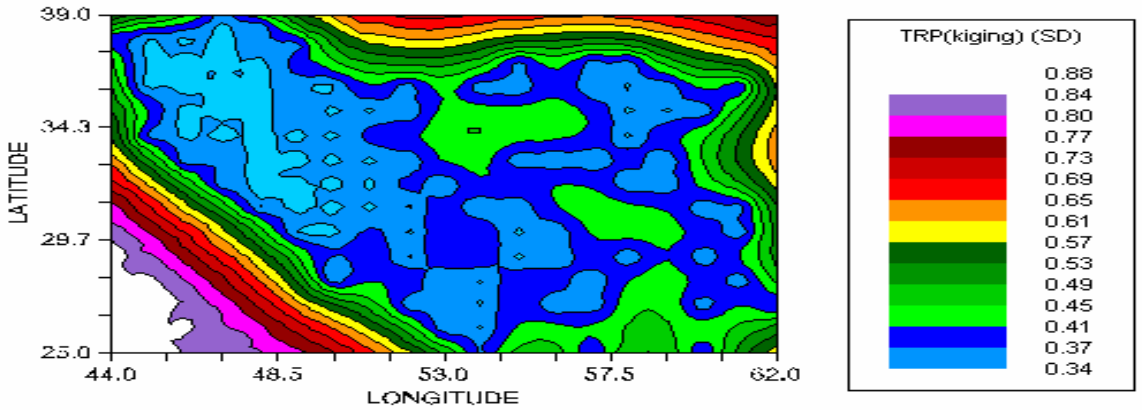


شکل شمارهٔ(۱۴) :خطوط همتراز پیش بینی به روش کریگیدن

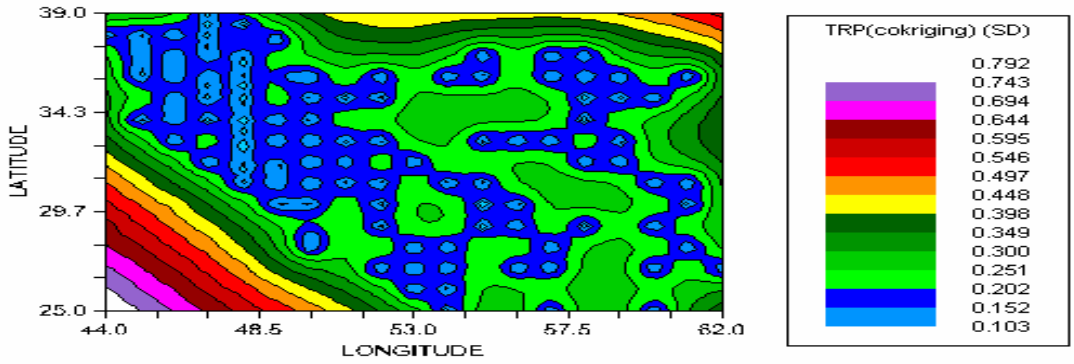


شکل شمارهٔ(۱۵):خطوط همتراز پیش بینی به روش عکس فاصلهٔ موزون

www.SID.ir



شکل شمارهٔ (۱۶): خطوط همتراز انحراف معیار کریگیدن



شکل شمارهٔ (۱۷):خطوط همتراز انحراف معیار هم کریگیدن

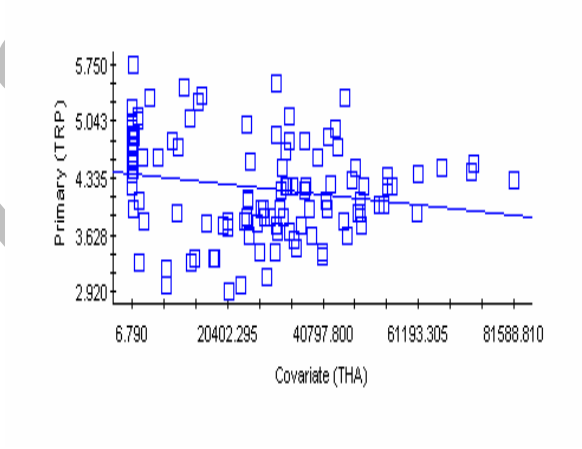
بحث و نتیجه گیری

خطوط همتراز پیش بینی میزان بارش به روش هم‌کریگیدن، کریگیدن و عکس فاصلهٔ موزون به ترتیب درشکل های شمارهٔ (۱۳،۱۴و ۱۵)نشان داده شده است است.شکل های شمارهٔ(۱۶ و ۱۷)خطوط همتراز انحراف معیار کریگیدن و هم کریگیدن را نمایش می‌دهد. با توجه به خطای معیار پیش بینی هم‌کریگیدن، کریگیدن وعکس فاصلهٔ موزون که به ترتیب برابر ۰/۰۸۲ ، ۰/۰۸۷ و ۰/۱۰۵ هستند و همچنین با مشاهده نمودارهای اعتبارسنجی متقابل(شکل های شمارهٔ ۱۹، ۲۰ و ۲۱)می توان برتری روش هم کریگیدن را نسبت به کریگیدن و کریگیدن را نسبت به عکس فاصلهٔ موزون نتیجه گرفت.

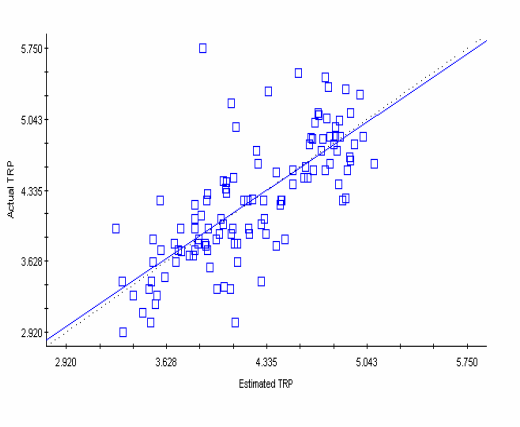
در تفسیر نمودارهای اعتبار سنجی می‌توان گفت که در(نمودار شمارهٔ ۱۹)مربوط به هم‌کریگیدن، خط رگرسیون از نیمساز ربع اول با ضریب زاویه یک گذشته است، ولی در(نمودار شمارهٔ۲۰)مربوط به کریگیدن و (نمودار شمارهٔ۲۱) مربوط به عکس فاصلهٔ موزون، خط

www.SID.ir

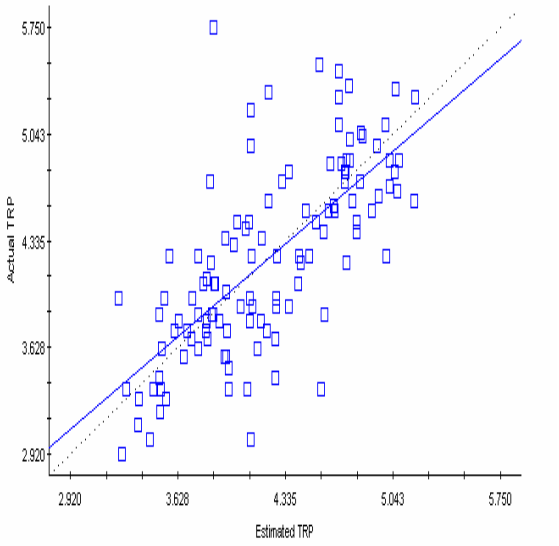
رگرسیون با خط فرضی که دقیقا" از نیمساز ربع اول با شیب یک می-گذرد(خط فرضی با نقطه چین مشخص شده است)، فاصله دارند. شایان ذکر است، چون بین دو متغیر TRP (متغیر وابسته) و THA (متغیر کمکی) با توجه به خط رگرسیون (شکل شمارهٔ ۱۸) ارتباط ضعیفی وجود دارد($R^2 = 0.038$)، درعمل تفاوت زیادی در دقت هم کریگیدن و کریگیدن دیده نمی‌شود.



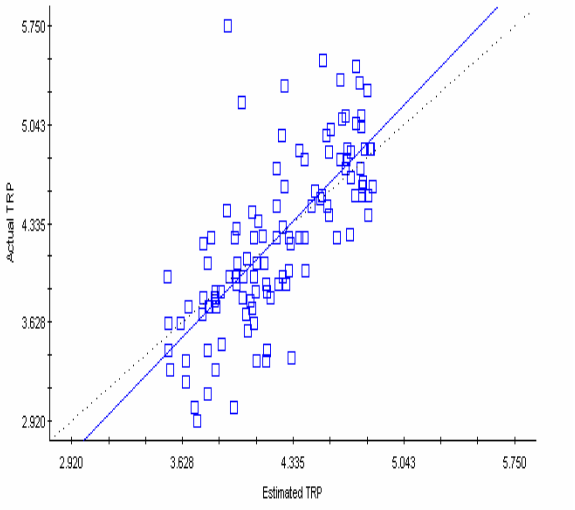
شکل شمارهٔ(۱۸): خط رگرسیون بین TRP و THA



شکل شمارهٔ(۱۹) : نمودار اعتبار سنجی متقابل به روش هم کریگیدن



شکل شمارهٔ(۲۰): نمودار اعتبار سنجی متقابل به روش کریگیدن



شکل شمارهٔ(۲۱): نمودار اعتبار سنجی متقابل به روش عکس فاصله موزون

www.SID.ir

یادداشت‌ها

1-Geostatistics
2-Kriging
3-Co-Kriging
4-Inverse-Distance Weighted
5-Thissen Polygon
6-Explorating Data Analysis
7-Isotropic
8-Box-Cox Transformation
9-Shapiro-Wilk Statistic
10-Variogram Cloud
11-Cross-Variogram
12-Cross-Validation

منابع مورد استفاده

رکن الساداتی، س. م، مـشکانی، م.ر .۱۳۷۸. تحلیـل فـضایی در اقلـیم شناسی، پایان نامهٔ کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی

Cressie, A.C.1993. Statistics for Spatial Data, rev. Edn John Wily and Sons. Inc.

Geiser, S.1975. The Prediction Sample Reuse method with applications. Journal of the American statistical Association, 70, 320-328.

Madansky, A. 1988. Prescriptions for Working Statistions, Springer-Verlag.

Matheron, G. 1963. Principles of eostatistics. Economic Geology.

Pardo-Iguzquiza, E.1998. Comparison of Geostatistical Methods for Estimating the Arial Average Climatological Rainfall Mean using Data on precipitation and topography, Int. J. Climatology, V18, P. 1031-1047.

Stone, .M.1974. Cross-Validity Choice and Assessment of Statistical Predictions. Journal of the Royal Statistical Society B, 36, 111-133.

Wackernagel, H.1998.Multivariate eostatistics, 2nd. edn,Berlin,Sprin

Archive of SID

www.SID.ir