



## تحلیل منطقه‌ای و تعیین تابع توزیع منطقه‌ای فاکتور اصلی فرسایش بادی با استفاده از روش گشتاورهای خطی

سهیلا پویان<sup>۱</sup>، مریم میراکبری<sup>۲</sup> و \*سید فخرالدین افزلی<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup> دانشجوی دکتری بیابان‌زدایی، دانشگاه یزد، دانش‌آموخته کارشناسی ارشد مدیریت مناطق بیابانی، دانشگاه شیراز،

<sup>۲</sup> استادیار گروه مدیریت مناطق بیابانی، دانشگاه شیراز

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۱/۱؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۷/۳۰

### چکیده

با توجه به اهمیت فاکتور باد در فرسایش بادی، می‌توان از سرعت باد به‌عنوان یک عامل اصلی برای تعیین قدرت فرساینده باد استفاده نمود. تخمین سرعت باد حداکثر، به‌طور معمول در بسیاری از زمینه‌های مطالعات زیست‌محیطی از قبیل کلیماتولوژی، هیدرولوژی، مدیریت کشاورزی و طراحی ساختمان مهم است. به‌همین دلیل، تخمین تابع توزیع سرعت باد قابل توجه می‌باشد. اما داده‌های سرعت باد اغلب در دسترس نیستند یا دارای طول دوره آماری کوتاه مدت هستند. برای رفع چنین مشکلی، از روش گشتاورهای خطی در این پژوهش استفاده شد. با کاربرد روش گشتاورهای خطی، تابع توزیع منطقه‌ای برای یک منطقه تعیین می‌شود که باعث کاهش عدم اطمینان آماری در ایستگاه‌های دارای آمار کوتاه مدت خواهد شد. در این پژوهش، میانگین ماهانه سرعت باد حداکثر روزانه از ۲۶ ایستگاه هواشناسی در استان یزد استخراج و برای تحلیل منطقه‌ای استفاده شد. بر اساس نتایج تحلیل منطقه‌ای با استفاده از روش گشتاور خطی، منطقه مورد مطالعه به پنج منطقه همگن سرعت باد تقسیم شد. همچنین، نتایج به‌دست آمده از تخمین منطقه‌ای با استفاده از آزمون‌های آماری معیار غیریکنواختی، معیار همگنی و معیار بهترین برازش تابع توزیع نشان داد تابع توزیع لجستیک تعمیم یافته به‌عنوان بهترین تابع توزیع منطقه‌ای برای سه گروه همگن می‌باشد.

**واژه‌های کلیدی:** استان یزد، تابع لجستیک تعمیم یافته، سرعت باد، معیار غیر یکنواختی، منطقه همگن

\*مسئول مکاتبه: [afzalif@shirazu.ac.ir](mailto:afzalif@shirazu.ac.ir)

## مقدمه

بخش وسیعی از کشور ایران را مناطق خشک و فرا خشک فرا گرفته است، به طوری که در این مناطق باد عامل اصلی فرآیند فرسایش خاک، تخریب اراضی و هدر رفت خاک می باشد. بنابراین، مطالعه بر روی خصوصیات باد ضروری است.

در زمینه پژوهش‌های غیر آزمایشگاهی که به بررسی تأثیر فاکتورهای مؤثر در فرسایش بادی پرداخته می شود، بیشترین تأکید بر سرعت باد بوده است. در اغلب مطالعات، مقدار سرعت باد یا کوانتیل‌های سرعت باد تخمین زده شده است (پندی، ۲۰۰۱؛ هریس، ۲۰۰۱؛ سیمپو و هکرت، ۱۹۹۶؛ کوک و پریور، ۱۹۸۸). همچنین، به دلیل کاربرد تابع توزیع در بحث فرسایش بادی، توزیع‌های مختلفی برای سرعت باد ارایه شده است (روهان و دال، ۱۹۸۷)، که بیشتر این پژوهش‌ها در گروه تخمین‌های غیرمنطقه‌ای یک و یا چند متغیره قرار می گیرند.

موده‌لکار و همکاران (۱۹۹۶) دو توزیع ویبول و گاما را در تخمین سرعت باد استفاده نمودند و وجه تمایز توزیع ویبول از سایر مدل‌ها مانند گاما را نیاز به داده زیاد آن می دانند. اسکیدمور و تاتارکو (۱۹۹۰) و واگنر و همکارانش (۱۹۹۲) از طریق توزیع ویبول و با استفاده از آمار هواشناسی ماهیانه، سرعت و جهت باد را شبیه‌سازی نموده و نتیجه گرفتند که با توجه به هیستوگرام سرعت باد، توزیع نرمال معمولی، توزیعی مناسب برای داده‌های سرعت باد نبوده و توزیع ویبول بدون شک مدل بهتری برای تخمین سرعت باد می باشد.

کلیک (۲۰۰۴) هر دو توزیع‌های ویبول و رایلی<sup>۱</sup> دو پارامتره را جهت برازش به مجموعه داده‌های سرعت باد ساعتی برای یک سال استفاده کرد و نتایج توزیع ویبول را برای پیش‌بینی سرعت باد دقیق‌تر، تشخیص داد. علاوه بر این پژوهش‌گران توزیع‌های آماری دیگری از قبیل مجذور مربعات نرمال<sup>۲</sup> (جوستوس و همکاران، ۱۹۷۸)، ویبول سه پارامتره (وان در آیورا و همکاران، ۱۹۸۰)، گوسی معکوس<sup>۳</sup> (باردسلی، ۱۹۸۰) و مقادیر حدی تعمیم یافته<sup>۴</sup> را برای تحلیل فراوانی سرعت باد استفاده کرده‌اند. اما این تخمین‌ها، به دلیل استفاده از آمار کوتاه مدت دارای خطای استاندارد بزرگی می باشند.

1- Rayleigh

2- Square Root Normal

3- Inverse Gaussian

4- Generalized Extreme Value

در اغلب پژوهش‌های یادشده اندازه نمونه آماری سرعت باد، آمار ناقص و حتی بدون آمار بودن بعضی از ایستگاه‌ها باعث مشکلاتی در محاسبات و افزایش عدم اطمینان آماری در محاسبات می‌شود. راهکارهای متعددی در رابطه با برخورد با این نوع عدم اطمینان که به عدم اطمینان آماری مشهور است، در منابع وجود دارد. اما راهکارهای آماری تحلیل وقوع فاکتورهای مؤثر، به صورت نقطه‌ای در هر شرایطی کارساز نیست. زیرا در شرایط طول دوره آماری کوتاه مدت یا عدم وجود آمار، نتایج مناسبی از تحلیل احتمالات به دست نمی‌آید و عدم اطمینان زیادی در تعیین گشتاورهای یک تابع توزیع وجود دارد. بنابراین برای کاهش این عدم اطمینان لازم است از روش‌هایی استفاده شود که بتوان از اطلاعات کوتاه‌مدت در کنار اطلاعات بلندمدت استفاده کرد. از جمله این روش‌ها، روش‌های تحلیل منطقه‌ای می‌باشد. کاربرد روش‌های تحلیل منطقه‌ای باعث کاهش عدم اطمینان آماری در تعیین توابع توزیع در ایستگاه‌های دارای نقص آماری خواهد شد. این مشخصه عدم اطمینان در محاسبه فاکتورهای مؤثر در فرسایش که براساس این توابع تعیین می‌شود، کاهش می‌دهد.

تأثیر روش‌های تحلیل منطقه‌ای بر کاهش عدم اطمینان در تخمین منطقه‌ای متغیرهای تصادفی هیدرولوژیک توسط پژوهش‌گران مختلفی همچون لئنمایر و همکاران (۱۹۸۷) و استدیتگر و لو (۱۹۹۵) به اثبات رسیده است. از جمله روش‌های مؤثر برای تخمین منطقه‌ای متغیرهای هیدرولوژیک، روش گشتاورهای خطی<sup>۱</sup> می‌باشد که اولین بار توسط هاسکینگ (۱۹۸۶) ارائه شد. با توجه به پژوهش‌های گذشته، از گشتاورهای خطی به دفعات برای تخمین منطقه‌ای داده‌های هیدرولوژیک، همانند جریان آب رودخانه و بارندگی استفاده شده است (بورن، ۱۹۹۰؛ بورن و همکاران، ۱۹۹۷؛ رید و همکاران، ۱۹۹۹؛ بورن و گوئل، ۲۰۰۰؛ کاستلارین و همکاران، ۲۰۰۱؛ کاندریک و بورن، ۲۰۰۲؛ چنبا و کواردو، ۲۰۰۷؛ مدرس، ۲۰۰۸). اما استفاده از این روش در تخمین کوانتیل‌های سرعت باد در پژوهش‌های اندکی گزارش شده است. گوئل و همکاران (۲۰۰۴) برای اولین بار از روش گشتاورهای خطی برای تخمین کوانتیل‌های سرعت باد ایستگاه‌های ایالت اونتاریو کانادا استفاده نمودند. مدرس (۲۰۰۸) در مطالعه خود بر روی عامل سرعت باد در فرسایش بادی به بررسی احتمال وقوع سرعت باد پرداخت و از روش گشتاورهای خطی برای ارزیابی دوره بازگشت سرعت حداکثر سالیانه در مناطق

1- L-moments (Linear moments)

خشک و نیمه‌خشک استفاده کرد. همچنین پویان و همکاران (۲۰۱۱) برای اولین بار به تحلیل مکانی فاکتور اقلیمی ریسک فرسایش بادی در استان فارس پرداختند.

سرعت باد به‌عنوان یک عامل مؤثر در فرسایش بادی می‌تواند همانند یک مشخصه منطقه‌ای مورد بررسی قرار گیرد، زیرا تحلیل فراوانی سرعت باد به‌صورت نقطه‌ای در هر ایستگاهی به‌طور جداگانه به‌علت کمبود اطلاعات کار دشواری است و از دقت کمی برخوردار می‌باشد. در این حالت، اعتمادپذیری تخمین فقط وابسته به اطلاعات همان نقطه است. در حالی که در تحلیل منطقه‌ای از اطلاعات چندین ایستگاه نزدیک به هم که دارای خصوصیات آماری مشابهی هستند، استفاده می‌شود و از این طریق خطای نمونه‌برداری ایستگاه‌های با طول دوره آماری کوتاه کاهش می‌یابد. همچنین، نتایج تحلیل منطقه‌ای را می‌توان برای ایستگاه‌های فاقد آمار نیز استفاده کرد. بنابراین هدف اصلی از انجام این پژوهش، تحلیل منطقه‌ای سرعت باد با استفاده از روش گشتاورهای خطی می‌باشد. تحلیل منطقه‌ای سرعت باد، فرصت مناسبی برای استفاده از مشخصه‌های مشابه سرعت باد را در ایستگاه‌های مختلف داخل یک منطقه ایجاد می‌کند. با استفاده از نتایج این پژوهش در مدل‌های فرسایش بادی می‌توان به شناسایی مناطق مستعد فرسایش و تخصیص مناسب اعتبارات برای جلوگیری از فرسایش و ارزیابی راهکارهایی به‌منظور طراحی عملیات کنترلی فرسایش بادی رسید.

### روش کار

**منطقه مورد مطالعه:** استان یزد در قسمت مرکزی فلات مرکزی ایران، مابین عرض‌های ۲۹ درجه و ۵۲ دقیقه تا ۳۳ درجه و ۲۷ دقیقه عرض شمالی و ۵۲ درجه و ۵۵ دقیقه تا ۵۶ درجه و ۳۷ دقیقه طول شرقی واقع شده است، که دارای مساحت ۱۳۱۵۷۵ کیلومتر مربع می‌باشد. مقدار متوسط بارندگی سالانه بین ۵۰ تا ۱۰۰ میلی‌متر است. نوسان درجه حرارت در زمستان و تابستان و حتی در شب و روز بسیار زیاد است. حداکثر حرارت ۴۵ درجه سانتی‌گراد بالای صفر و حداقل ۲۰ درجه سانتی‌گراد زیر صفر متغیر است. این استان با توجه به طبقه‌بندی اقلیمی دومارتن در اقلیم خشک و فراخشک قرار می‌گیرد. در این پژوهش جهت تحلیل منطقه‌ای سرعت باد از داده‌های متوسط حداکثر سرعت باد ۲۶ ایستگاه سینوپتیک و کلیماتولوژی استان یزد استفاده شده است (جدول ۱).

## سهیلا پویان و همکاران

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های منطقه مورد مطالعه.

ایستگاه	طول	عرض	داده*	ایستگاه	طول	عرض	داده*
هرات (S)	۵۴° ۴' E	۳۰° ۵' N	۳۶	ابركوه (S)	۵۳° ۱۷' E	۳۱° ۸' N	۱۲۰
كویرسیاه كوه (C)	۵۲° ۲' E	۳۵° ۱۰' N	۱۲۰	عقدا (S)	۵۳° ۳۷' E	۳۲° ۲۶' N	۶۰
خضراآباد (S)	۵۳° ۵۷' E	۳۱° ۵۳' N	۹۶	علی‌آباد (S)	۵۳° ۵۰' E	۳۱° ۳۹' N	۳۶
مهریز (S)	۵۴° ۲۶' E	۳۱° ۳۵' N	۶۰	اردكان (C)	۵۴° ۱' E	۳۲° ۱۹' N	۱۳۲
میبد (S)	۵۳° ۵۸' E	۳۲° ۱۳' N	۷۲	اشكذر (C)	۵۴° ۱۹' E	۳۲° ۰۰' N	۱۴۴
نصرآباد (S)	۵۳° ۵۲' E	۳۱° ۴۷' N	۱۳۲	بافقی (S)	۵۵° ۲۶' E	۳۱° ۳۶' N	۱۴۴
نیر (C)	۵۴° ۱۸' E	۳۱° ۲۲' N	۱۲۰	بهاآباد (C)	۵۴° ۵۳' E	۳۱° ۵۲' N	۶۰
ندوشن (C)	۵۳° ۳۳' E	۲۷° ۴۱' N	۱۲۰	بهداران (C)	۵۴° ۵۳' E	۳۱° ۲۰' N	۱۰۸
رباط (S)	۵۵° ۳۳' E	۳۳° ۲' N	۱۴۴	چادرملو (C)	۵۵° ۲۸' E	۳۲° ۲۰' N	۱۴۴
سبزدشت (C)	۵۵° ۵۵' E	۳۱° ۳۲' N	۶۰	دیھوک (S)	۵۵° ۳۱' E	۳۳° ۱۷' N	۶۰
طبس (S)	۵۶° ۵۵' E	۳۳° ۳۶' N	۱۴۴	ابراهیم‌آباد (C)	۵۴° ۲۲' E	۳۱° ۳۵' N	۱۰۸
تنگ چنار (C)	۵۴° ۱۹' E	۳۱° ۲۴' N	۶۰	عشق‌آباد (S)	۵۶° ۵۲' E	۳۴° ۲۰' N	۶۰
یزد (S)	۵۴° ۱۷' E	۳۱° ۵۴' N	۵۱۶	گاریز (S)	۵۴° ۶' E	۳۱° ۱۸' N	۶۰

C: ایستگاه کلیماتولوژی S: ایستگاه سینوپتیک\* طول دوره آماری پارامتر سرعت باد.

**تئوری گشتاور خطی:** گشتاورهای خطی اولین بار توسط هاسکینگ (۱۹۸۶) و براساس تابع گشتاور وزن دار احتمالاتی (PWM)<sup>۱</sup>، (گرین وود و همکاران، ۱۹۷۹) ارائه گردید. گشتاورهای خطی یکی از روش‌هایی است که برای خلاصه کردن مشخصه‌های آماری مشاهدات براساس تابع گشتاور وزن‌دار احتمالاتی (PWM) کاربرد دارد (رابطه ۱). گشتاور وزن‌دار احتمالاتی برای مقادیر متغیر تصادفی  $X$  ( $X_1, \dots, X_n$ ) که به ترتیب صعودی مرتب شده‌اند، با تابع توزیع تجمعی  $F(x)$  و کوانتیل  $x(F)$  به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\mu_{p,r,s} = E[X^p \{F(x)\}^r \{1-F(x)\}^s] = \int_0^1 [x(F)]^p F^r (1-F)^s df \quad (1)$$

که در آن:  $p, r, s$  اعداد حقیقی هستند و  $\mu_{p,0,0}$  همان تابع گشتاور معمول در آمار با مرتبه  $p$  می‌باشد. گشتاورهای خطی ( $\lambda$ ) توسط برآوردگرهای گشتاورهای وزن دار احتمالاتی ( $\beta_r$ ) مرتبه  $r$  ام قابل محاسبه هستند، رابطه (۲).

### 1- Probability Weighted Moment

$$\mu_{1,r,0} = \beta_r = \int_0^1 x(u)u^r du \quad u = F(x) \quad (2)$$

به این صورت با استفاده از  $\beta$  گشتاورهای خطی ( $\lambda$ ) به صورت روابط زیر به دست می آیند (رابطه های ۳ تا ۶). بر اساس این روابط گشتاور خطی مرتبه اول معادل با میانگین و گشتاور مرتبه دوم معادل با انحراف از معیار است.

$$\lambda_1 = \beta_0, \quad (3)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0, \quad (4)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0, \quad (5)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0, \quad (6)$$

قابل ذکر است که تحلیل منطقه ای توسط روش گشتاور خطی، با استفاده از نسبت های گشتاور خطی صورت می گیرد. نسبت های گشتاور به صورت زیر محاسبه می شوند (رابطه های ۷ و ۸)

$$\tau = \lambda_2 / \lambda_1 \quad (7)$$

$$\tau_r = \lambda_r / \lambda_2 \quad r=3,4 \quad (8)$$

نسبت گشتاور خطی مرتبه دوم ( $\tau_2$ ) معرف ضریب تغییرات ( $L-Cv$ ) و نسبت گشتاور خطی مرتبه سوم و چهارم ( $\tau_3, \tau_4$ ) به ترتیب معرف ضریب چولگی ( $L-Skw$ ) و ضریب کشیدگی ( $L-Kur$ ) می باشند.

از روابط بالا برای محاسبه گشتاور خطی داده های معین در هر ایستگاه از یک منطقه و سپس محاسبه گشتاور کل منطقه ای استفاده می شود. البته قبل از محاسبه گشتاور منطقه ای لازم است که همگنی ایستگاه ها، مورد بررسی قرار گیرد.

**تعیین مناطق همگن:** یک منطقه همگن از نظر مشخصه سرعت باد، شامل گروهی از ایستگاه ها می باشد که دارای خصوصیات آماری مشابه سرعت باد هستند. هاسکینگ و همکارش برای تحلیل

منطقه‌ای، آزمون‌های آماری براساس گشتاورهای خطی ارایه دادند که شامل معیار غیریکنواختی<sup>۱</sup>، معیار همگنی<sup>۲</sup> و معیار بهترین برازش<sup>۳</sup> تابع توزیع می‌باشد (هاسکینگ و والیس، ۱۹۹۷).

در این پژوهش به منظور انجام تحلیل منطقه‌ای سرعت باد داده‌های آماری به دو گروه فصل تر و خشک تفکیک شدند و حداکثر میانگین سرعت باد ماکزیمم ماهانه (ماکزیمم سه ساعته) مورد استفاده قرار گرفت. با تفکیک داده‌های سرعت باد به دو فصل تر و خشک اثر تغییرات زمانی آن قابل بررسی است. تناوب یا فصل‌های تر و خشک را می‌توان براساس تحلیل‌های آماری طیفی و یا روش‌های ساده میانگین دراز مدت معین نمود.

**معیار غیریکنواختی:** معیار غیر یکنواختی ( $D_i$ ) برای مشخص کردن ایستگاه‌هایی که اختلاف معنی‌داری بین نسبت‌های گشتاور خطی آن‌ها با دیگر ایستگاه‌های موجود در گروه باشد، استفاده می‌شود.

$$D_i = \frac{1}{3} (u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (9)$$

که در این رابطه  $u_i = [\tau^{(i)}, \tau_3^{(i)}, \tau_4^{(i)}]$  بردار گشتاورهای خطی می‌باشد.  $\bar{u}$  بردار میانگین گشتاورهای خطی منطقه‌ای (رابطه ۱۱) و  $S$  ماتریس کوواریانس گشتاورهای خطی منطقه‌ای (رابطه ۱۰) می‌باشند.

$$S = (N_s - 1)^{-1} \sum_{i=1}^{N_s} (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (10)$$

$$\bar{u} = N_s^{-1} \sum_{i=1}^{N_s} u_i \quad (11)$$

که در آن  $N_s$  شماره ایستگاه‌ها در هر گروه می‌باشد. براین اساس با توجه به معیار غیریکنواختی، در صورتی که ایستگاه  $i$  دارای  $D \geq 3$  باشد، اختلاف معنی‌داری بین نسبت‌های گشتاور خطی ایستگاه  $i$  و ایستگاه‌های دیگر وجود دارد و باید از گروه حذف شود.

**معیار همگنی:** برای بررسی همگنی ایستگاه‌های داخل یک منطقه، هاسکینگ و والیس (۱۹۹۷) معیار همگنی  $H$  ارایه دادند که براساس مقادیر نسبت گشتاور خطی  $\tau$ ، محاسبه می‌شود (رابطه ۱۲). معیار

- 
- 1- Discordancy Measure
  - 2- Heterogeneity Measure
  - 3- Goodness of fit Measure

همگنی، نزدیکی بین گشتاورهای خطی ایستگاه‌های داخل یک گروه را مقایسه می‌کند. شاخص همگنی  $H$  معیار انحراف از معیار پراکندگی سایت‌های داخل یک گروه است. به عبارت دیگر یک معیار ساده پراکندگی نسبت گشتاورهای خطی ایستگاه‌های داخل یک گروه می‌باشد. براساس این معیار در صورتی که مقدار  $H < 1$  باشد منطقه کاملاً همگن است و در این حالت می‌توان از اطلاعات تمام ایستگاه‌هایی که داخل گروه همگن قرار گرفتند برای تحلیل‌های منطقه‌ای استفاده کرد.

$$H = \frac{V - \mu_v}{\sigma_v} \quad (12)$$

$$V = \frac{\sum_{i=1}^N n_i (\tau^i - \bar{\tau})^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (13)$$

در این روابط  $N$  تعداد ایستگاه‌های داخل یک گروه،  $n_i$  طول داده‌ها در ایستگاه  $i$  و  $\bar{\tau}$  میانگین گشتاور خطی منطقه می‌باشد.

معیار بهترین برازش: بعد از تعیین مناطق همگن بر اساس معیار همگنی، بهترین تابع توزیع برای برازش به داده‌های منطقه‌ای سرعت باد در هر گروه همگن با استفاده از آزمون بهترین برازش ( $Z$ ) تعیین می‌شود. در این آزمون از نسبت گشتاور خطی مرتبه چهارم ( $\tau_4$ ) برای تعیین بهترین تابع توزیع استفاده می‌شود. معیار  $Z$  بر اساس نتایج واقعی و شبیه‌سازی برای پنج تابع توزیع سه پارامتری لجستیک تعمیم یافته<sup>۱</sup>، مقادیر حدی تعمیم یافته، لوگ نرمال سه پارامتری<sup>۲</sup> پیرسون تیپ ۳<sup>۳</sup> به صورت زیر تعیین می‌شود.

$$Z^{Dist} = \frac{\bar{\tau}_4 - \tau_4^{Dist}}{\sigma_4}, \quad (13)$$

که در آن،  $\bar{\tau}_4$  میانگین منطقه‌ای ضریب کشیدگی،  $\tau_4^{Dist}$  ضریب کشیدگی تابع توزیع برازش یافته و  $\sigma_4$  انحراف از معیار  $\bar{\tau}_4$  می‌باشد که از شبیه‌سازی به دست می‌آید. به این منظور ابتدا ضریب کشیدگی

1- Generalize Logistic (GLO)

2- 3-Parameter Lognormal

3- Pearson Type III



منطقه‌ای ( $\bar{T}_4$ ) که حاصل میانگین وزنی ضریب کشیدگی ایستگاه‌های داخل گروه همگن می‌باشد، محاسبه شده و سپس این مقدار با  $\tau_4^{Dist}$  که حاصل از برازش هر کدام از توابع توزیع به نسبت‌های گشتاور خطی است، مقایسه می‌شود. براساس مقدار  $Z^{Dist}$  بهترین تابع توزیع از بین پنج تابع برازش داده شده تعیین می‌شود. یک توزیع دارای بهترین برازش است در صورتی که مقدار  $|Z^{Dist}| \leq 1.64$  باشد. در صورتی که بر اساس این آزمون هیچ‌کدام از توزیع‌های سه پارامتری معنی‌دار نشدند می‌توان تابع توزیع کاپا و یا وکبای<sup>۱</sup> را برای برازش به داده‌های منطقه‌ای انتخاب کرد.

**ارزیابی معیار بهترین برازش (Z):** با توجه به این که نتایج به‌دست آمده از تحلیل‌های آماری دارای عدم قطعیت هستند، برای استفاده بهتر از این نتایج باید مقدار عدم قطعیت ارزیابی شود. به‌همین منظور نتایج به‌دست آمده از معیار بهترین برازش (Z) در انتخاب تابع توزیع در هر منطقه همگن ارزیابی می‌شود. یکی از روش‌های قابل قبول برای ارزیابی معیار Z استفاده از الگوریتم شبیه‌سازی مونت کارلو می‌باشد. که در هر یک از مناطق همگن ۱۰۰۰۰ بار شبیه‌سازی از مقادیر نسبت‌های گشتاور خطی به‌دست می‌آید. برای تعیین بهترین تابع توزیع، شبیه‌سازی برای چهار تابع توزیع GEV, GLO, PE3 و LN3 در هر منطقه همگن به‌صورت مجزا صورت می‌گیرد. در هر برازش توابع توزیع مختلف بر اساس نتایج به‌دست آمده از شبیه‌سازی یک درصد قابل قبول و درصد انتخابی مربوط به هر تابع توزیع تعیین می‌شود. درصد قابل قبول، تعداد دفعاتی از شبیه‌سازی است که هر تابع توزیع برازش داده شده براساس آزمون Z مقدار قابل قبولی دارد و درصد انتخابی، تعداد دفعاتی است که هر تابع توزیع از بین چهار تابع توزیع به‌عنوان بهترین برازش انتخاب می‌شود. در پایان دقت تخمین کوانتیل منطقه‌ای هر تابع توزیع براساس معیار مجذور میانگین مربعات خطای نسبی<sup>۲</sup> به‌صورت منطقه‌ای، با استفاده از نسبت گشتاورهای خطی حاصل از ۱۰۰۰۰ بار تکرار شبیه‌سازی بررسی می‌شود. براساس این معیار تابع توزیعی دارای برازش بهتری خواهد بود که کمترین مقدار مجذور میانگین مربعات خطای نسبی را برای کوانتیل‌های تخمینی تابع توزیع دارا باشد.

1- Wakeby

2- RMSE

## نتایج

### تحلیل منطقه‌ای سرعت باد

تعیین گروه همگن: برای تعیین گروه‌های همگن سرعت باد، ابتدا فرض شد که کل منطقه تشکیل یک گروه همگن را می‌دهد. با استفاده از معیار غیریکنواختی  $D$  ایستگاه‌های ناجور با بقیه ایستگاه‌ها در کل این منطقه همگن تعیین شدند، که بر اساس نتایج به دست آمده تنها ایستگاه چادرملو با معیار  $D=6.38$  ناجور با بقیه ایستگاه‌ها تشخیص داده شد (جدول ۲). رسم مقادیر  $L-Cv$  در مقابل  $L-Skw$  تمام ایستگاه‌های داخل منطقه به همراه مقادیر میانگین منطقه‌ای هر کدام از نسبت‌ها نیز مؤید نتایج معیار غیریکنواختی می‌باشد (شکل ۱). همچنین نتایج به دست آمده از معیار همگنی  $H$  ( $H>1$ ) هم بیانگر آن است که تمام ایستگاه‌های موجود در منطقه مورد مطالعه از نظر مشخصه سرعت باد همگن نیستند و در یک گروه قرار نمی‌گیرند.

در نهایت با توجه به معیار غیریکنواختی و همگنی طی یک فرآیند سعی و خطا کل استان یزد به پنج گروه همگن سرعت باد تقسیم شد. مقادیر معیار غیریکنواختی  $D$  و نسبت گشتاورهای خطی و همچنین معیار همگنی  $H$  هر کدام از گروه‌های همگن در جدول‌های (۳) تا (۸) ارائه شده است. همچنین برای نمایش تغییرات مقادیر نسبت گشتاور خطی هر کدام از گروه‌های همگن نقشه گشتاور خطی ضریب تغییرات ( $L-CV$ ) ایستگاه‌ها با استفاده از نرم‌افزار ARC GIS در منطقه مورد مطالعه رسم شد. همان‌طور که مشخص است شکل (a۲) تغییرات مقادیر  $L-CV$  ایستگاه‌های هر گروه همگن از مقادیر تقریباً یکسانی برخوردار می‌باشند. به علاوه نقشه تیسن در منطقه به منظور بررسی سطح تأثیر هر ایستگاه رسم شد شکل (b۲).

## سهیلا پویان و همکاران

جدول ۲- مقادیر معیار غیریکنواختی D و نسبت گشتاورهای خطی در منطقه مورد مطالعه.

ردیف	ایستگاه	L-CV	L-SKEW	L-KURT	D(I)
۱	ابراهیم‌آباد	۰/۱۰۷	۰/۱۰۵	۰/۳۷	۰/۰۹
۲	ابركوه	۰/۱۳۶	-۰/۰۴۸	۰/۱۸۷	۰/۹۵
۳	اردكان	۰/۱۵۴	۰/۱۳۹	۰/۰۹۱	۰/۶۵
۴	اشكذر	۰/۱۲۶	۰/۱۷۳	۰/۲۱۲	۰/۲۴
۵	بافق	۰/۱۴۸	-۰/۰۱۶	۰/۰۳۶	۱/۰۷
۶	بهباد	۰/۱۲۵	۰/۰۳۳	۰/۱۳۵	۰/۲۸
۷	بهداران	۰/۰۸۴	۰/۱۴۹	۰/۲۴۱	۰/۸۶
۸	تنگ چنار	۰/۱۳	۰/۲۹۹	۰/۴۵۸	۰/۵۹
۹	چادرملو	۰/۲۴۶	۰/۷۳۵	۰/۷۲۶	۶/۳۸*
۱۰	خضراآباد	۰/۰۹۴	۰/۰۴۲	۰/۲۰۱	۰/۲۱
۱۱	ديهوك	۰/۱۵	۰/۲۲۵	۰/۳۶۶	۰/۳۳
۱۲	رباط	۰/۰۸۲	۰/۰۵۹	۰/۱۹۷	۰/۵۲
۱۳	سبزدشت	۰/۰۶۸	-۰/۰۸۱	۰/۵۴۸	۲/۰۲
۱۴	طیس	۰/۰۹۱	۰/۱۱	۰/۲۶۹	۰/۳
۱۵	عشق‌آباد	۰/۱۴۳	۰/۰۶۶	۰/۰۹۸	۰/۵
۱۶	عقدا	۰/۰۶۵	-۰/۰۴۵	۰/۴۲۱	۰/۸۲
۱۷	علی‌آباد	۰/۱۳۶	۰/۱۴۵	۰/۳۸۳	۰/۲۹
۱۸	کویرسياه کوه	۰/۱۱۱	۰/۱۶۵	۰/۳۱۷	۰/۱۲
۱۹	گاريز	۰/۰۵۶	۰/۰۳۴	۰/۵۶۵	۱/۴۱
۲۰	مهریز	۰/۰۷۳	-۰/۰۱۱	۰/۴۱	۰/۵۸
۲۱	میبد	۰/۰۶۸	۰/۲۱۴	۰/۴۷۷	۱/۳۹
۲۲	ندوشن	۰/۱۳۹	۰/۰۳۵	۰/۱۱	۰/۴۹
۲۳	نصرآباد	۰/۱۷۵	۰/۱۱۶	-۰/۰۲۸	۱/۵۹
۲۴	نیر	۰/۰۸۶	۰/۱۷۱	۰/۲۰۱	۱/۲۴
۲۵	هرات	۰/۱۱۹	-۰/۱۴۷	۰/۳۳۷	۲/۴۴
۲۶	یزد	۰/۰۸۵	۰/۰۳۴	۰/۱۳۷	۰/۶۲

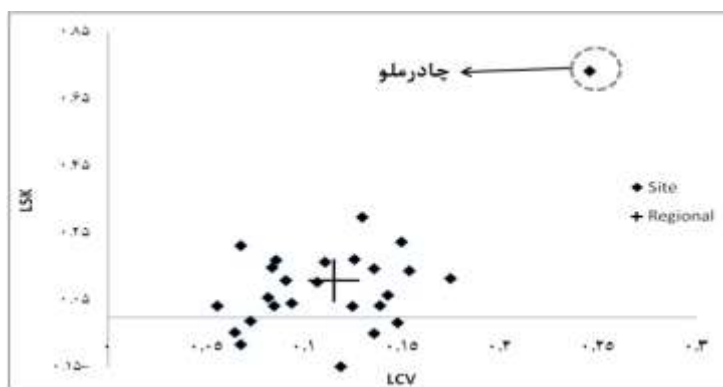
\* ایستگاه‌های ناجور با کل.

نشریه مدیریت خاک و تولید پایدار جلد (۴)، شماره (۱) ۱۳۹۳

جدول ۳- نتایج آزمون همگنی در کل منطقه و گروه‌های همگن.

کل منطقه	H *	$\sigma_v$ ۰/۰۰۳۴	$\mu_v$ ۰/۰۲۲	V ۰/۰۴۲
گروه ۱	۰/۶۵	۰/۵۵	۰/۲۰۴	۰/۰۲۴
گروه ۲	۰/۹۵	۰/۰۰۴	۰/۰۱۳	۰/۰۱۷
گروه ۳	۰/۸۸	۰/۰۰۷	۰/۰۲	۰/۰۲۷
گروه ۴	۰/۷۵	۰/۰۳۷	۰/۰۴۷	۰/۰۷۵
گروه ۵	۰/۵۱	۰/۹۹	۰/۰۱	۰/۰۲

\* معنی دار شدن H و ناهمگن بودن کل منطقه.



شکل ۱- نسبت گشتاورهای خطی L-cv در مقابل L-SKW.

جدول ۴- مقادیر معیار غیریکنواختی D و نسبت گشتاورهای خطی در گروه یک.

ایستگاه	L-CV	L-SK	L-KU	D(I)
بهداران	۰/۰۸۴	۰/۱۴۹	۰/۲۴۱	۰/۶۱
ابراهیم‌آباد	۰/۱۰۷	۰/۱۰۵	۰/۳۷	۰/۱۳
مهریز	۰/۰۷۳	-۰/۰۱۱	۰/۴۱	۰/۵۲
نیر	۰/۰۸۶	۰/۱۷۱	۰/۲۰۱	۰/۹۳
تنگ چنار	۰/۱۳	۰/۲۹۹	۰/۴۵۸	۲/۲۸
گاریز	۰/۰۵۶	۰/۰۳۴	۰/۵۶۵	۱/۶۵
هرات	۰/۱۱۹	-۰/۱۴۷	۰/۳۳۷	۱/۲۹
ابركوه	۰/۱۳۶	-۰/۰۴۸	۰/۱۸۷	۱/۱۴
خضرآباد	۰/۰۹۴	۰/۰۴۲	۰/۲۰۱	۰/۴۵
میانگین منطقه‌ای	۰/۰۹۹	۰/۰۷۸	۰/۲۹۹	

## سهیلا پویان و همکاران

جدول ۵- مقادیر معیار غیریکنواختی  $D$  و نسبت گشتاورهای خطی در گروه دو.

ایستگاه	L-CV	L-SK	L-KU	D(I)
رباط	۰/۰۸۲	۰/۰۵۹	۰/۱۹۷	۰/۴۴
طبس	۰/۰۹۱	۰/۱۱	۰/۲۶۹	۱/۴۵
بهاباد	۰/۱۲۵	۰/۰۳۳	۰/۱۳۵	۰/۴۸
یزد	۰/۰۸۵	۰/۰۳۴	۰/۱۳۷	۱
سیردشت	۰/۰۶۸	-۰/۰۸۱	۰/۵۴۸	۱/۶۵
عشق آباد	۰/۱۴۳	۰/۰۶۶	۰/۰۹۸	۰/۹۹
میانگین منطقه‌ای	۰/۰۹۰	۰/۰۴۳	۰/۱۸۷	

جدول ۶- مقادیر معیار غیریکنواختی  $D$  و نسبت گشتاورهای خطی در گروه سه.

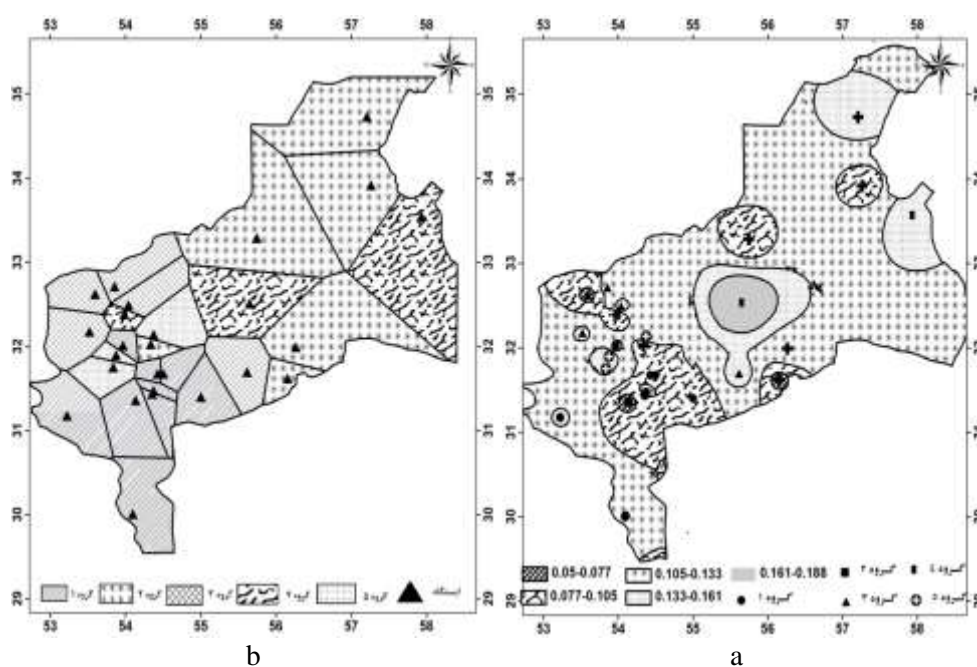
ایستگاه	L-CV	L-SK	L-KU	D(I)
عقدا	۰/۰۶۵	-۰/۰۴۵	۰/۴۲۱	۱/۳
اردکان	۰/۱۵۴	۰/۱۳۹	۰/۰۹۱	۱/۱۹
بافق	۰/۱۴۸	-۰/۰۱۶	۰/۰۳۶	۰/۶۹
کویرسیاه کوه	۰/۱۱۱	۰/۱۶۵	۰/۳۱۷	۱/۰۷
ندوشن	۰/۱۳۹	۰/۰۳۵	۰/۱۱	۰/۷۵
میانگین منطقه‌ای	۰/۱۳۱	۰/۰۴۶	۰/۱۶۲	

جدول ۷- مقادیر معیار غیریکنواختی  $D$  و نسبت گشتاورهای خطی در گروه چهار.

ایستگاه	L-CV	L-SK	L-KU	D(I)
میبد	۰/۰۶۸	۰/۲۱۴	۰/۴۷۷	۱
دیپوک	۰/۱۵	۰/۲۲۵	۰/۳۶۶	۱
چادرملو	۰/۲۴۶	۰/۷۳۵	۰/۷۲۶	۱
میانگین منطقه‌ای	۰/۱۷۸	۰/۴۸۸	۰/۵۸۲	

جدول ۸- مقادیر معیار غیریکنواختی  $D$  و نسبت گشتاورهای خطی در گروه پنج.

ایستگاه	L-CV	L-SK	L-KU	D(I)
علی آباد	۰/۱۳۶	۰/۱۴۵	۰/۳۸۳	۱
اشکذر	۰/۱۲۶	۰/۱۷۳	۰/۲۱۲	۱
نصرآباد	۰/۱۷۵	۰/۱۱۶	-۰/۰۲۸	۱
میانگین منطقه‌ای	۰/۱۴۷	۰/۱۴۵	۰/۱۳	



شکل ۲- نقشه مقادیر گشتاور خطی ضریب تغییرات ( $L-Cv$ ) گروه‌های همگن (a)، نقشه تپسن در منطقه مورد مطالعه (b).

**تخمین منطقه‌ای:** بعد از تقسیم‌بندی منطقه مورد مطالعه به مناطق همگن سرعت باد، برای تحلیل فراوانی منطقه‌ای با استفاده از ۵۰۰ شبیه‌سازی، پنج تابع توزیع سه پارامتری به هر کدام از مناطق همگن برازش داده شد و تابع توزیع مناسب با استفاده از آزمون  $Z$  انتخاب شد. به این منظور توابع توزیعی که دارای  $|Z| \leq 1.64$  هستند به عنوان بهترین تابع توزیع برای کل منطقه همگن در نظر گرفته

## سهیلا پویان و همکاران

شدند. از بین چهار تابع توزیعی که به گروه‌های همگن برازش داده شد، تابع لجستیک تعمیم یافته برای گروه همگن دو، سه و پنج بر اساس مقدار  $Z$  به‌عنوان مناسب‌ترین تابع توزیع تشخیص داده شد. برای گروه همگن یک و چهار هیچ‌کدام از چهار تابع توزیع برازش داده شده، انتخاب نشد ( $|Z| > 1.64$ ). مقادیر  $Z$  برای گروه‌های همگن در جدول ۹ آمده است.

جدول ۹- مقادیر آزمون بهترین برازش  $Z$  توابع توزیع گروه‌های همگن.

گروه	تابع توزیع	مقدار $Z$
گروه ۱	GLO	-۶/۱۶
	PE3	-۷/۳۸
	LN3	-۷/۲۲
	GEV	-۷/۳۰
گروه ۲	GLO*	-۱/۳۲
	PE3	-۳/۰۶
	LN3	-۲/۷۱
	GEV	-۲/۷۶
گروه ۳	GLO*	۰/۱۶
	PE3*	-۱/۱۱
	LN3*	-۰/۹۱
	GEV*	-۰/۹۷
گروه ۴	GLO	-۴/۸۱
	PE3	-۴/۹۱
	LN3	-۵/۳
	GEV	-۵/۹۶
گروه ۵	GLO*	۰/۹۴
	PE3*	۰/۱۷
	LN3*	۰/۱۵
	GEV*	-۰/۰۳

\* تابع توزیع انتخابی.

نشریه مدیریت خاک و تولید پایدار جلد (۴)، شماره (۱) ۱۳۹۳

برای ارزیابی دقت انتخاب آزمون بهترین برازش ( $Z$ ) مقادیر گشتاورهای خطی در هر گروه همگن با استفاده از الگوریتم مونت کارلو ۱۰۰۰۰ بار شبیه‌سازی شدند. براساس داده‌های حاصل از شبیه‌سازی برای هر تابع توزیع، درصد قابل قبول و درصد انتخابی در هر بار برازش تابع توزیع به دست آمد، که براین اساس تابع توزیع لجستیک تعمیم یافته دارای بیشترین درصد انتخابی نسبت به سه تابع دیگر می‌باشد جدول‌های (۱۰ تا ۱۲).

جدول ۱۰- نتایج شبیه‌سازی چهار تابع توزیع برای ارزیابی معیار  $Z$  در گروه ۲.

توزیع برازش داده شده	درصد قابل قبول				درصد انتخابی			
	GLO	GEV	GNO	PE3	GLO	GEV	GNO	PE3
GLO*	۰/۷۳	۰/۴۷	۰/۵۷	۰/۵۶	۰/۷۴	۰/۰۶	۰/۱۷	۰/۰۳
PE3	۰/۴۹	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۲۱	۰/۴۲	۰/۲۷	۰/۱۰
GEV	۰/۳۸	۰/۹۰	۰/۸۵	۰/۸۶	۰/۱۴	۰/۵۲	۰/۲۳	۰/۱۱
LN3	۰/۵۱	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۲۲	۰/۴۰	۰/۲۸	۰/۱۰

جدول ۱۱- نتایج شبیه‌سازی چهار تابع توزیع برای ارزیابی معیار  $Z$  در گروه ۳.

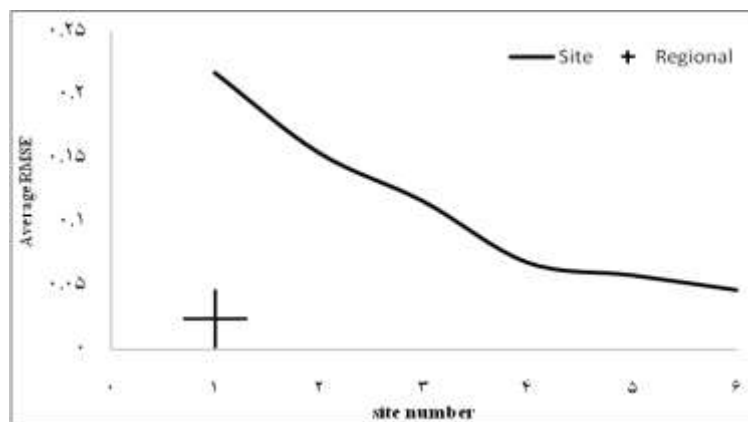
توزیع برازش داده شده	درصد قابل قبول				درصد انتخابی			
	GLO	GEV	GNO	PE3	GLO	GEV	GNO	PE3
GEV	۰/۶۰	۰/۸۶	۰/۸۴	۰/۸۵	۰/۲۶	۰/۴۰	۰/۱۹	۰/۱۵
GLO*	۰/۷۱	۰/۵۹	۰/۶۲	۰/۶۰	۰/۶۹	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۰۶
LN3	۰/۶۵	۰/۸۴	۰/۸۴	۰/۸۴	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۲۰	۰/۱۳
PE3	۰/۶۲	۰/۸۵	۰/۸۴	۰/۸۵	۰/۲۸	۰/۳۸	۰/۱۹	۰/۱۵

جدول ۱۲- نتایج شبیه‌سازی چهار تابع توزیع برای ارزیابی معیار  $Z$  در گروه ۵.

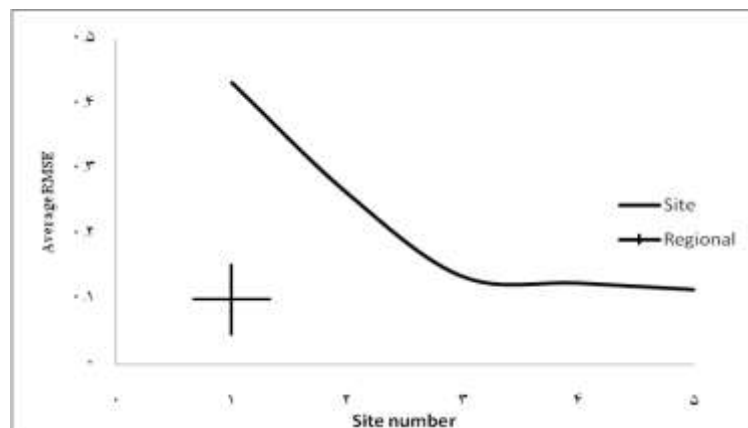
توزیع برازش داده شده	درصد قابل قبول				درصد انتخابی			
	GLO	GEV	GNO	PE3	GLO	GEV	GNO	PE3
GEV	۰/۷۳۴	۰/۸۵۲	۰/۸۴۱	۰/۸۳۵	۰/۳۴۱	۰/۲۴۲	۰/۱۰۳	۰/۳۱۴
GLO*	۰/۷۴۹	۰/۷۲۸	۰/۷۱۹	۰/۶۹۰	۰/۵۸۵	۰/۱۷۳	۰/۰۹۵	۰/۱۴۸
LN3	۰/۷۲۹	۰/۸۵۳	۰/۸۴۱	۰/۸۳۸	۰/۳۲۹	۰/۲۴۶	۰/۱۰۲	۰/۳۲۳
PE3	۰/۶۸۵	۰/۸۵۲	۰/۸۴۴	۰/۸۴۸	۰/۲۷۳	۰/۲۵۲	۰/۰۹۷	۰/۳۷۳



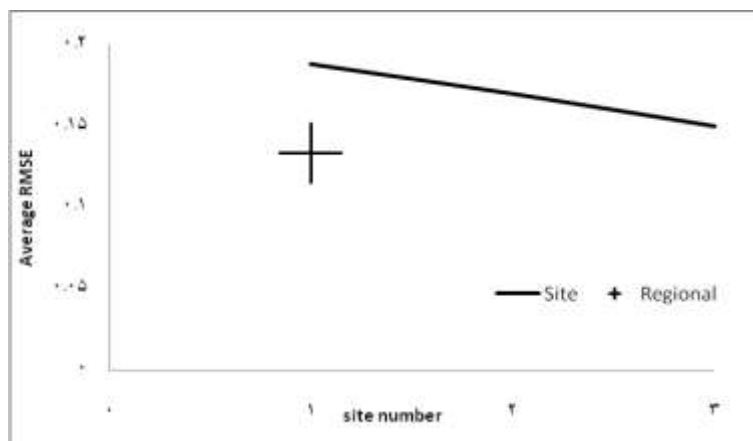
برای تعیین دقت تخمین منطقه‌ای نسبت به تخمین مجزا در هر ایستگاه مقادیر  $RMSE$  نسبی ایستگاه‌های هر گروه همگن برای تابع توزیع لجستیک تعمیم یافته با  $RMSE$  نسبی منطقه‌ای مقایسه شدند (شکل ۳ تا ۵). همان‌طور که مشخص است (شکل‌های ۳ تا ۵)،  $RMSE$  نسبی منطقه‌ای در هر گروه همگن کمتر از مقادیر هر ایستگاه است، که این نشان دهنده بالاتر بودن دقت تخمین منطقه‌ای می‌باشد.



شکل ۳-  $RMSE$  منطقه‌ای و ایستگاه‌های گروه ۲- تابع توزیع GLO.



شکل ۴-  $RMSE$  منطقه‌ای و ایستگاه‌های گروه ۳- تابع توزیع GLO.



شکل ۵- RMSE منطقه‌ای و ایستگاه‌های گروه ۵- تابع توزیع GLO.

### بحث و نتیجه‌گیری

از میان فاکتورهای مؤثر در فرسایش بادی، سرعت باد حداکثر یک عامل اساسی است که دارای تغییرات مکانی و زمانی می‌باشد. در این پژوهش، تحلیل منطقه‌ای فراوانی میانگین ماهانه حداکثر سه ساعته سرعت باد استان یزد با استفاده از روش گشتاور خطی انجام شد که براساس نتایج به‌دست آمده، پنج گروه همگن سرعت باد در منطقه تعیین شد و تابع لجستیک تعمیم یافته به‌عنوان تابع توزیع مناسب برای تحلیل‌های فراوانی گروه‌های همگن انتخاب شد.

اما استفاده از این روش در تخمین کوانتیل‌های سرعت باد در پژوهش‌های اندکی گزارش شده است، گوئل و همکاران (۲۰۰۴) استفاده از این روش را برای بررسی داده‌های سرعت باد در سایر نقاط جهان به‌منظور ارایه تخمین‌های بهتر از کوانتیل‌های باد، را رویکردی تازه دانستند و تابع توزیع لجستیک تعمیم یافته را به‌عنوان بهترین تابع برای برازش به داده‌های سرعت باد تعیین کردند. رجیبی و مدرس (۲۰۰۸) در مطالعه خود بر روی عامل سرعت باد در فرسایش بادی با استفاده از روش گشتاورهای خطی به بررسی احتمال وقوع سرعت باد پرداخت و تابع لجستیک تعمیم یافته را به‌عنوان بهترین تابع انتخاب کرد. همچنین پویان و همکاران (۲۰۱۱) برای اولین بار به تحلیل مکانی فاکتور اقلیمی ریسک فرسایش بادی در استان فارس پرداختند، که در آن، از روش گشتاورهای خطی برای تحلیل منطقه‌ای و استخراج کوانتیل‌های سرعت باد استفاده شد. براساس نتایج تابع لجستیک تعمیم یافته به‌عنوان بهترین تابع توزیع منطقه‌ای برای گروه‌های همگن سرعت باد تشخیص داده شده است.

بنابراین می‌توان نتایج مطالعات گذشته را مؤید نتایج این پژوهش دانست. با توجه به نتایج این پژوهش، تحلیل منطقه‌ای سرعت باد این امکان را می‌دهد تا در نقاطی که اطلاعات کافی وجود ندارد و یا فاقد اطلاعات هستند، بتوان از ویژگی‌های سرعت باد آن منطقه مطلع شد. پس تحلیل منطقه‌ای، فرصت مناسبی را برای استفاده از مشخصه‌های مشابه سرعت باد در ایستگاه‌های مختلف داخل یک منطقه ایجاد می‌کند و می‌توان از مقادیر تخمین منطقه‌ای برای نقاط فاقد آمار در محدوده مورد مطالعه استفاده کرد.

### منابع

1. Bardsley, W.E. 1980. Note on the use of the inverse Gaussian distribution for wind energy application. *J. Applied Meteorology*. 19: 1126–30.
2. Burn, D.H. 1990. Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach. *J. Water Resources Research*. 26: 2257–2265.
3. Burn, D.H., and Goel, N.K. 2000. The formation of groups for regional flood frequency analysis. *J. Hydrologic Science*. 45: 97–112.
4. Burn, D.H., Zrinji, Z., and Kowalchuk, M. 1997. Regionalization of catchments for regional flood frequency analysis. *J. Hydrologic Engineering*. 2: 76–82.
5. Castellarin, A., Burn, D.H., and Brath, A. 2001. Assessing the effectiveness of hydrological similarity measures for flood frequency analysis. *J. Hydrologic Science*. 241: 270–2.
6. Celik, A.N. 2004. On the distributional parameters used in assessment of the suitability of wind speed probability density functions. *J. Energy Conversion and Management*. 45: 1735–47.
7. Chebena, F., and Quarda, T.B. 2007. Multivariate L-moment homogeneity test. *J. Water Resources Research*. 43: 14.
8. Cook, N.J., and Prior, M.J. 1988. Extreme wind climate of the United Kingdom. *J. Wind Engineering and Industrial Aerodynamics* 26: 371–389.
9. Cunderlik, J.M., and Burn, D.H. 2002. The use of flood regime information in regional flood frequency analysis. *J. Hydrologic Science*. 47: 77–92.
10. Goel, N.K., Burn, D.H., Pandey, M.D., and Ying, A. 2004. Wind quantile estimation using a pooled frequency analysis approach. *J. Wind Engineering and Industrial Aerodynamics*. 92: 509–528.
11. Greenwood, J.A., Landwehr, J.M., Matalas, N.C., and Wallis, J.R. 1979. Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *J. Water Resources Research*. 15: 1049–1054.
12. Harris, R.I. 2001. The accuracy of design values predicted from extreme value analysis. *J. Wind Engineering and Industrial Aerodynamics*. 89: 153–164.

13. Hosking, J.R.M. 1986. The theory of probability weighted moments. Research report RC 12210, IBM Research Division, Yorktown Heights.
14. Hosking, J.R.M., and Wallis, J.R. 1997. Regional frequency analysis: an approach based on L-Moments. Cambridge University, Cambridge. 244p.
15. Justus, C.G., Hargraves, W.R., Mikhail, A., and Graber, D. 1978. Methods for estimating wind speed frequency distributions. *J. Applied Meteorology*. 17: 350–353.
16. Lettenmaier, D.P., Wallis, J.R., and Wood, E.F. 1987. Effect of regional heterogeneity on flood frequency estimation. *J. Water Resources Research*. 23: 313–323.
17. Modarres, R. 2008. Regional frequency distribution type of low flow in north of Iran by L-moments. *J. Water Resources Management*. 22: 823.
18. Mudholkar, G.S., Srivastava, D.K., and Kollia, G.D. 1996. A generalization of the Weibull distribution with application to the analysis of survival data. *J. American Statistical Association*. 91: 1575-1583.
19. Pandey, M.D. 2001. Minimum cross-entropy method for extreme value estimation using peaks-over-threshold data. *Structural Safety*, Vol. 23, Pp: 345-363.
20. Pouyan, S., Ganji, A., and Behnia, P. 2011. Regional analysis of wind climatic erosivity factor: a case study in fars province, southwest Iran. *J. Theoretical and Applied Climatology*. DOI 10.1007/s00704-011-0412-
21. Rajabi, M.R., and Modarres, R. 2008. Extreme value frequency analysis of wind data from Isfahan, Iran. *J. Wind Engineering and Industrial Aerodynamics*. 96: 78-82.
22. Reed, D.W., Jacob, D., Robson, A.J., Faulkner, D.S., and Stewart, E.J. 1999. Regional frequency analysis: a new vocabulary, *Proceedings of the Birmingham Symposium*, No. 255, IAHS Publication, Pp: 237–243.
23. Rohan, D.C., and Dale, A.G. 1987. A simple estimator of the shape factor of two parameter Weibull distribution. *J. Applied Meteorology*. 26: 323-325.
24. Simiu, E., and Heckert, N.A. 1996. Extreme wind distribution tails: a peaks over threshold approach. *J. Structural Engineering (ASCE)*. 122: 539-574.
25. Skidmore, E.L., and Tatarko, J. 1990. Stochastic wind simulation for wind erosion modeling. *J. American Society of Agricultural and Biological Engineers (ASAE)*. 33: 1893.
26. Stedinger, J.R., and Lu, L. 1995. Appraisal of regional and index flood quantile estimators. *J. Stochastic Hydrology and Hydraulics*. 9: 49–75.
27. Van der Auwera, L., Meyer, F.D., and Malet, LM. 1980. The use of the Weibull three parameter model for estimating mean wind power densities. *J. Applied Meteorology*. 19: 819–25.
28. Wagner, L.E., Tatarko, J., and Skidmore, E.L. 1992. A statistical database and generator for wind data. *J. American Society of Agricultural and Biological Engineers*. (June. 21-24, 1992; Charollote, NC, U.S.A).



## **Regional analysis and the regional distribution of the wind erosion main factor by the Linear moments approach**

**S. Pouyan<sup>1</sup>, M. Mirakbari<sup>2</sup> and \*S.F. Afzali<sup>3</sup>**

<sup>1</sup>Ph.D. Student, Dept. of Combating of Desertification, Yazd University, <sup>2</sup>M.Sc. Graduate,  
Dept. of Desert Region Management, Shiraz University, <sup>3</sup>Assistant Prof., Dept. of  
Desert Region Management, Shiraz University  
Received: 01/20/2013 ; Accepted: 10/22/2013

### **Abstract**

Considering the importance of wind factor in wind erosion, it can be used as one of the major factors in determining the power of the wind erosivity. Extreme wind speed estimation is usually important in many fields of environmental studies such as climatology, hydrology, agricultural management and structure designing. Therefore it is important to estimate distribution function of wind velocity. Wind speed data are however often not available or attainable in short term period. To solve this problem, Linear moments analysis was used in this research. This method can determine the regional distribution function in a region, which in turn reduces the statistical uncertainty in the stations with short term period data. Monthly averages of maximum daily wind speed of 26 meteorological stations in Yazd province were used for regional analysis in this research. Based on L-moments analysis, the study area is divided to five homogeneous wind speed regions. The results indicated by statistical tests discordancy measure, heterogeneity measure, goodness of fit measure showed that the Generalized Logistic (GLO) distribution model was the best regional distribution models for 3 homogeneous regions.

**Keywords:** Yazd Province, Generalized Logistic (GLO) distribution, Wind speed, Discordancy Measure, Homogeneous region

---

\* Corresponding Authors; Email: [afzalif@shirazu.ac.ir](mailto:afzalif@shirazu.ac.ir)

