

تعیین تابع توزیع مناسب برای توصیف تغییرات مکانی آب به کار رفته

در آبیاری بارانی عقربه‌ای^۱

علی اصغر قائمی و فرید فروغی^۲

۱- چکیده:

سیستم آبیاری بارانی عقربه‌ای یکی از روشهای مدرن آبیاری در بسیاری از نقاط کشور است. با توجه به استفاده رو به رشد از این سیستم، مسائل خشکسالی، و بحث اقتصادی بودن آبیاری (عمق بهینه آبیاری) این سوال مطرح می‌شود که عمق بهینه آبیاری چه مقدار است؟ متاسفانه این پارامتر عموماً بدون در نظر گرفتن تأثیرات زیست محیطی تعیین می‌شود. با توجه به مسائل زیست محیطی و هزینه‌ای که برای پاکسازی آن باید متحمل شویم عمق بهینه آبیاری، لزوماً عمقی نیست که بیشترین محصول از آن عاید شود. از این رو در تعیین عمق بهینه آبیاری محدودیتهای زیست محیطی را نیز باید در نظر گرفت. از طرفی دیگر، تمامی معادلاتی که برای بیان عمق بهینه آبیاری ارائه شده‌اند بر مبنای تابع توزیع حاکم بر مشاهدات مزرعه‌ای (مقدار آب پاشیده شده و یا نفوذ کرده در خاک) هستند و بنابراین دانستن تابع توزیع حاکم بر مشاهدات (مقدار آب پاشیده شده و یا نفوذ کرده در خاک) در تعیین عمق بهینه آبیاری امری ضروری و اجتناب ناپذیر است که در این تحقیق این امر بررسی شده است. در ابتدا، آزمایشها مطابق با استاندارد ASAE طرح ریزی شد. بدین منظور در چهار ردیف شعاعی (دو ردیف A، B روی شیب حداکثر با زاویه ۳۰° بین دو شعاع و دو ردیف C، D روی شیب حداقل با زاویه ۳۰° بین دو شعاع) قوطیهای نمونه‌برداری آب به فاصله ۶ متر قرار گرفت. سپس دستگاه با سرعتهای مختلف راه‌اندازی و مقادیر آب داخل قوطیها در شرایط مختلف اقلیمی (سرعت باد، دمای هوا، رطوبت نسبی) اندازه‌گیری شد. سپس توابع توزیع مطرح در آبیاری بارانی (توزیع نرمال، لوگ‌نرمال، توانی خاص و یکنواخت) انتخاب شد. برای محاسبات از یک تست آمار ناپارامتری (آزمون کولموگراف-اسمیرنوف) استفاده شد. از بین توابع توزیع مورد بررسی، توابع توانی و یکنواخت در سطح اعتماد ۵ درصد در کلیه آزمایشها از نظر آماری رد شدند. توزیع لوگ‌نرمال فقط در سه آزمون (از ۲۰ مورد) در سطح اعتماد ۵ درصد پذیرفته شد. توزیع نرمال که در سطح اعتماد ۵ درصد در ۱۵ آزمون پذیرفته شد بهترین توصیف را برای پراکندگی داده‌ها ارائه داده است. لذا توصیه می‌شود که برای سیستم آبیاری بارانی عقربه‌ای محاسبات تعیین عمق بهینه آبیاری با در نظر گرفتن تابع توزیع نرمال دنبال شود.

۲- واژه‌های کلیدی:

آبیاری، آمار ناپارامتری، توابع توزیع، توزیع نرمال، سنتریوت، عقربه‌ای، کولموگراف - اسمیرنوف

۱- برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد

۲- به ترتیب استادیار بخش آبیاری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، دورنگار: ۰۷۱۱-۶۲۸۹۰۱۷، پیام نگار: Ghaemiali@yahoo.com و مربی دانشکده کشاورزی داراب، دانشگاه شیراز.

۳- پیشگفتار:

با افزایش روز افزون جمعیت در دنیا نیاز به غذا نیز افزایش پیدا می‌کند. قسمت اعظم این غذا از راه کشاورزی به دست می‌آید لذا با توسعه کشاورزی می‌توان فقر و گرسنگی را کاهش داد یا از پیدایش آن جلوگیری کرد. یکی از مهمترین محدودیتها برای توسعه کشاورزی آب است. کشور ما ایران از نظر جغرافیایی در کمربند خشکی و منطقه کم آب قرار گرفته است. لذا باید در استفاده مناسب و بهتر از آب دقت بیشتری کرد و برای آبیاری روشهایی را به کار گرفت که بتوان با آب کمتر مساحت بیشتری از زمینهای کشاورزی را آبیاری کرد.

سیستم آبیاری بارانی انواع مختلفی دارد که یکی از آنها سیستم آبیاری بارانی دوار یا عقربه‌ای (سنتریوت) است. این سیستم در سال ۱۹۵۲ ابداع شد. مهمترین مزیت این سیستم خودکار بودن و نیاز کم آن به کارگر است و در مقایسه با سیستم آبیاری بارانی ثابت، به لوله و آبیاش کمتری نیز نیاز دارد. این سیستم از یک بال آبیاری نسبتاً طویل تشکیل شده است که آبیاشها روی آن قرار گرفته‌اند. آب در مرکز زمین به بال وارد و به آبیاشهایی منتقل می‌شود که روی آن قرار گرفته‌اند. بال آبیاری در جهت عقربه‌های ساعت یا خلاف آن می‌چرخد و مزرعه را به صورت دایره‌ای آبیاری می‌کند. هزینه اولیه این سیستم بیشتر از سیستمهای متحرک و نیمه متحرک و استفاده از آن در زمینهای بیشتر از ۳۰ هکتار با صرفه است؛ می‌توان این روش را برای آبیاری گیاهان ساقه کوتاه و بلند، در زمینهای هموار، و نسبتاً ناهموار به کار گرفت. خاکهای شنی بهترین

نوع خاک برای آبیاری با این روش هستند و با اعمال مدیریت صحیح می‌توان خاکهای رسی را نیز با این روش آبیاری کرد.

با توجه به مسائل خشکسالی و استفاده بهینه از منابع آب، اهمیت این نکته مشخص می‌شود که عمق آب کاربردی باید بهینه باشد. از دیدگاه علم آبیاری، عمق بهینه عمقی است که بیشترین سود از آن آبیاری حاصل شود، به عبارتی دیگر عمقی است که آثار زیست محیطی، هزینه تلفات کود، و تلفات عملکرد ناشی از آبیاری مازاد و کمبود در نظر گرفته می‌شود. تقریباً در تمامی موارد عمق آب کاربردی انتخابی بدون در نظر گرفتن تحلیل اقتصادی، آثار زیست محیطی، هزینه تلفات کود، و تلفات عملکرد ناشی از آبیاری مازاد و کمبود در نظر گرفته می‌شود. چنانچه بخواهیم موارد فوق را در تعیین عمق بهینه آبیاری دخالت دهیم نیاز به دانستن تابع توزیع حاکم بر مشاهدات است. با توجه به اینکه تابع حاکم بر مشاهدات (عمق آب) تحت تأثیر عوامل اقلیمی از جمله سرعت و جهت باد است در این تحقیق این امر بررسی شده است.

پری و همکاران (Peri et al., 1979) نشان دادند که برای هر الگوی توزیع آب (هر تابع توزیع حاکم بر مقادیر آب نفوذ کرده در خاک و یا جمع شده در قوطی) در مزرعه عمق کاربردی وجود دارد که رعایت آنها مجموع زیان اقتصادی ناشی از کم آبیاری و آبیاری مازاد به حداقل می‌رسد. این مقدار همان عمق بهینه آبیاری است. سپس روابطی را بر مبنای مقدار آب بهینه آبیاری برای حالتی که توزیع حاکم بر داده‌ها نرمال باشد ارائه کردند.

بارانی عقربه‌ای از یک تست آمار ناپارامتری (Kolnaogneve-simirrove) استفاده کردند. آنها گزارش کردند که از تابع توزیع حاکم بر مشاهدات برای تعیین عمق بهینه آبیاری استفاده می‌شود و همچنین عمق بهینه آبیاری به مقدار آب، توزیع آب، نوع سیستم، و شرایط محلی بستگی دارد.

الینت و همکاران (Ellientt *et al.*, 1980) برای تعیین تابع توزیع مناسب به منظور توصیف تغییرات مکانی آب پاشیده شده در سیستم آبیاری بارانی ثابت، توابع توزیع یکنواخت، نرمال، و بتا را بررسی کردند و گزارش دادند که توزیع بتا بهترین توصیف را برای پراکندگی داده‌ها ارائه داده است.

واریک (Warick, 1983, 1989) روشی را برای محاسبه پارامترهای عملکرد (ضریب یکنواختی Cu و یکنواختی توزیع Du) ارائه داد. وی توابع توزیع نرمال، لوگ نرمال، یکنواخت و توانی خاص، بتا، و گاما را بررسی و روابطی را برای بیان Du و Cu برای هر کدام از توابع توزیع ارائه کرد. او گزارش کرد که تعیین تابع توزیع حاکم بر مشاهدات برای مقدار آب پاشیده شده یا نفوذ کرده باعث می‌شود که پارامترهای عملکرد نظیر Du و Cu به‌طور دقیق‌تر تعیین شوند.

واکالر (Wakler, 1979) تابع توزیع مقدار آب پاشیده شده را نرمال فرض کرد و بر مبنای آن روابطی را بین یکنواختی آبیاری بارانی و راندمان آبیاری ارائه کرد. در این روش، برای سیستمهای آبیاری که در آن بیش از ۱۰ درصد مساحت زمین آبیاری ناکافی شده‌اند یک رابطه ساده بین راندمان کاربرد و پارامترهای آماری ارائه شده است.

کارملی (Karmeli, 1977) استفاده از توابع توزیع توانی را برای تشریح آب نفوذ یافته در روش آبیاری سطحی پیشنهاد کرد. ولی نشان داد که برای یک حالت خاص آبیاری بارانی می‌توان برای توصیف آب توزیع شده تجمعی به جای تابع توزیع توانی از تابع توزیع خطی استفاده کرد. کارملی و پری (Karmeli & Peri, 1977) با استفاده از داده‌های مزرعه‌ای و تحلیل ریاضی نشان دادند که توزیع توانی و توزیع خطی برای توصیف توزیع آب پاشیده شده برای این سیستمها از دقت خوبی برخوردار است.

دونالد و همکاران (Donald *et al.*, 1979) گزارش کردند که یکی از توابع توزیعی که می‌توان از آن برای توصیف تغییرات مکانی آب پاشیده شده در سطح مزرعه و یا نفوذ کرده در خاک استفاده کرد توزیع توانی است. آنها این توزیع را بررسی و برای حالتی که توزیع حاکم بر مشاهدات توانی فرض شود به‌منظور تعیین عمق بهینه آبیاری (عمقی که بیشترین سود از آن حاصل شود) روابطی را ارائه کردند.

مینایی و سپاسخواه (۱۳۷۸) برای توصیف آب نفوذ کرده در خاک در آبیاری سطحی به‌منظور تعیین عمق بهینه آبیاری از تابع توزیع توانی استفاده کردند. عابدیان (۱۳۷۰) با استفاده از تابع توزیع توانی برای توصیف آب نفوذ کرده در خاک مقدار عمق بهینه آبیاری را برای سیستم آبیاری بارانی ویل‌مو تعیین کرد.

هیرمن و همکاران (Heermann *et al.*, 1992) برای تعیین تابع توزیع مناسب برای توصیف تغییرات مکانی آب پاشیده شده در سیستم آبیاری

۴- مواد و روشها:

- مواد:

برای انجام آزمایشها از دستگاه آبیاری بارانی عقربه‌ای (کم فشار) در مزرعه‌ای به مساحت ۳۲/۱ هکتار در شمال غرب دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز واقع در منطقه باجگاه استفاده شد. سیستم آبیاری عقربه‌ای مذکور دارای شعاع آبیاری ۳۲۳/۵ متر است؛ طول بال ۳۲۱/۵ متر، شش برج، ۶ قطعه^۱ که ۵ قطعه از آن هر یک به طول ۵۲/۵ متر، قطعه آخر به طول ۴۶/۵ متر و طول بال معلق در انتهای آخرین قطعه ۱۲ متر، تعداد آبیاش از نوع پاششی^۲ به فواصل ۳ متر از هم روی بال آبیاری است. فشار کارکرد سیستم ۲۴۰ کیلو پاسکال و دبی طراحی ۵۰ لیتر بر ثانیه بود (دبی کارکرد سیستم ۵۵/۱۲ لیتر بر ثانیه بود). در این پژوهش از وسائلی مانند قوطی نمونه‌برداری آب به قطر داخلی ۹/۹ سانتیمتر، فشارسنج صفر تا ۴۵۰ کیلو پاسکال برای اندازه‌گیری فشار سر نازلها، استوانه مدرج، متر نواری، مته نمونه‌برداری خاک، نوترون‌متر، استوانه مضاعف، دوربین نقشه‌برداری، بادسنج سیار، میخ چوبی، دماسنج و کاتالوگ دستگاه استفاده شد. نقشه توپوگرافی مزرعه تعیین و شیب زمین در جهات مختلف مشخص شد. بیشترین مقدار شیب در شمال شرقی سطح مزرعه و برابر با ۱/۳- درصد (سربالایی) و کمترین مقدار شیب در جنوب مزرعه و برابر ۰/۱۶- درصد (سربالایی) بود.

- روشها:

به منظور اندازه‌گیری مقدار آب توزیع شده در سطح مزرعه آرایش شبکه مطابق با استاندارد انجمن

مهندسی کشاورزی آمریکا^۳ ASAE طرح ریزی شد (۲). بدین منظور در چهار ردیف شعاعی مطابق شکل شماره ۱، (دو ردیف A, B روی شیب حداکثر با زاویه ۳۰° بین دو شعاع و دو ردیف C, D روی شیب حداقل با زاویه ۳۰° بین دو شعاع) قوطیهای نمونه برداری آب قرار داده شد. مکان قوطیهای جمع‌آوری آب از محور در امتداد هر شعاع به فواصل ۶ متر با میخ کوبی مشخص شد. در کنار هر میخ یک قوطی نمونه‌برداری گذاشته شد. اختلاف ارتفاع بین ابتدا و انتهای ردیفهای شعاعی با ترازبایی تعیین شد. سرعت حرکت برج آخر اندازه‌گیری شد. برای تعیین نحوه توزیع آب در سطح مزرعه مقدار آب جمع شده در قوطیهای مشابه مستقر در شبکه اندازه‌گیری و قرائت گردید. قرائت مقدار آب جمع شده در قوطیهای مشابه در موقعیت تثبیت شده آنها در شبکه اندازه‌گیری با توجه به ارتفاع پوشش گیاهی به دو روش انجام شد:

- ۱- در شرایطی که ارتفاع پوشش گیاهی مانع ریختن آب در قوطیهای واقع بر سطح زمین نمی‌شد مقدار آب قوطیها مستقیماً اندازه‌گیری شد.
- ۲- در شرایطی که ارتفاع پوشش گیاهی مانع ریختن آب در قوطیهای روی زمین می‌شد، با استقرار پایه‌هایی قوطی اندازه‌گیری روی پوشش گیاهی قرار می‌گرفت و آب آبیاشها مستقیماً وارد قوطیها می‌شد. در این روش پایه‌ها دقیقاً در همان محل میخ کوبی نصب شدند. قبل از هر ارزیابی وضعیت پوشش گیاهی و ارتفاع پایه کنترل گردید تا پوشش گیاهی مانع ورود آب به قوطی نشود. با به کار انداختن دستگاه، پس

ستریوت و شرایط متفاوت اقلیمی به دست آمده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف (گزارش شده به وسیله کونور (Conover, 1971)) برای توابع توزیع مورد بررسی و مقادیر D_n به دست آمده از جدولهای آماری و در سطح احتمال مشخص α تعیین و با هم مقایسه شدند.

- تابع چگالی:

فرض کنید که f تابعی پیوسته روی فاصله دلخواه (a, b) باشد. این تابع یک تابع چگالی احتمال است اگر دو شرط زیر تماماً برقرار باشد:

$$f(x) \geq 0 \quad \forall x \in (a, b)$$

$$\int_a^b f(x) dt = 1$$

- تابع توزیع تجربی:

اگر $X \sim F(x)$ باشد در این صورت:

$$P(X < x) = F(x) \quad (1)$$

پس هرگاه X_1, X_2, \dots, X_n یک نمونه تصادفی از $F(x)$ باشد، انتظار می‌رود که تعداد $[n F(x)]$ از X_i ها از x کوچکتر باشد. از این راه می‌توانیم $F(x)$ را برای هر $x \in R$ به صورت زیر برآورد کنیم:

$$F^{\wedge}(x) = \frac{\text{شماره } x \text{ های کوچکتر یا مساوی}}{n} \quad (2)$$

این برآورد که به یک نمونه n تایی بستگی دارد و معمولاً آن را با $F_n(x)$ نشان می‌دهند، تابع توزیع

از پایان مدت ارزیابی مقدار آب جمع شده در قوطیها شد. با استفاده از استوانه مدرج قرائت شد. در طول مدت ارزیابی عواملی چون سرعت باد، تبخیر و دمای هوا در مراحل مختلف اندازه‌گیری شد. برای اندازه‌گیری سرعت باد در ارزیابیها از یک بادسنج دستی استفاده شد. این دستگاه سرعت لحظه‌ای باد را نشان می‌دهد. با توجه به استاندارد انجمن مهندسين کشاورزی آمریکا (ASAE) قرائت سرعت باد با بادسنج دستی در ارتفاع دو متری انجام گردید.

تبخیر در طول ارزیابیها به صورت تجمعی و با استفاده از قوطیهای مشابه اندازه‌گیری شد. بدین صورت که چند قوطی نمونه‌برداری آب تا میزانی از آب پر شد که معمولاً با آبپاش پر می‌شود. این قوطیها در نقطه‌ای نزدیک به محل آزمایش در سایه و در جایی قرار داده شدند که آب آبپاش وارد آن نشود. در پایان هر مرحله از ارزیابی حجم آب داخل قوطی اندازه‌گیری شد و در نهایت از تقسیم اختلاف حجم آب قوطی قبل و بعد از آبیاری بر سطح قوطی مقدار آب تبخیر شده در مدت زمان ارزیابی تعیین شد.

درجه حرارت هوا با دماسنج الکلی معمولی در مدت ارزیابی به طور لحظه‌ای و چند بار در هر ارزیابی تعیین شد. دماسنج الکلی در یک جعبه در ارتفاع ۲ متری در کنار مزرعه نصب گردید به نحوی که جریان هوا به داخل جعبه ممکن بود.

به منظور بررسی توابع توزیع و تعیین عمق بهینه آبیاری و در نظر گرفتن بهترین تابع توزیع موارد زیر دنبال شد. آنگاه آماره ناپارامتری D_n برای آزمایشهای مختلف و در سرعتهای متفاوت دستگاه

تجربی^۱ و $F(x)$ را تابع توزیع تئوری^۲ می‌نامند [۱].
 ناپارامتری بر اساس آماره زیر را که به آماره
 کولموگروف اسمیرنوف یا آماره (k-s) شهرت دارد
 بنا کنیم [۱]:

$$D_n = \sup_{x \in R} |F_n(x) - F(x)| \quad (5)$$

- آماره ناپارامتری کولموگروف -
 اسمیرنوف (D_n):

فرض کنید که متغیرهای X_1, X_2, \dots, X_n یک نمونه تصادفی از توزیع پیوسته $F(x)$ و $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$ ترتیبی برای این نمونه باشد. توزیع تجربی برای این نمونه تصادفی، در حقیقت یک آماره $F_n(x)$ است که به ازای هر $x \in R$ می‌توانیم آنرا به صورت زیر بنویسیم [۱]:

$$F_n(x) = \begin{cases} 0 & x < x_{(1)} \\ \frac{k}{n} & x_{(k)} \leq x < x_{(k+1)} \\ 1 & x \geq x_{(n)} \end{cases} \quad k = 1, 2, \dots, n-1 \quad (6)$$

- قضیه گلیونکو-کانتلی^۳:

فرض کنید $F_n(x)$ توزیع تجربی در نقطه x برای نمونه تصادفی X_1, X_2, \dots, X_n از توزیع تئوری $F(x)$ باشد. برای هر $\epsilon > 0$ داریم (۱):

$$\lim P \left(\sup_{x \in R} |F_n(x) - F(x)| > \epsilon \right) = 0 \quad (3)$$

$$n \rightarrow \infty$$

sup: نوعی ماکزیمم ریاضی

از قضیه فوق نتیجه زیر حاصل می‌شود:

$$\lim P \left(|F_n(x) - F(x)| \geq \epsilon \right) = 0 \quad (4)$$

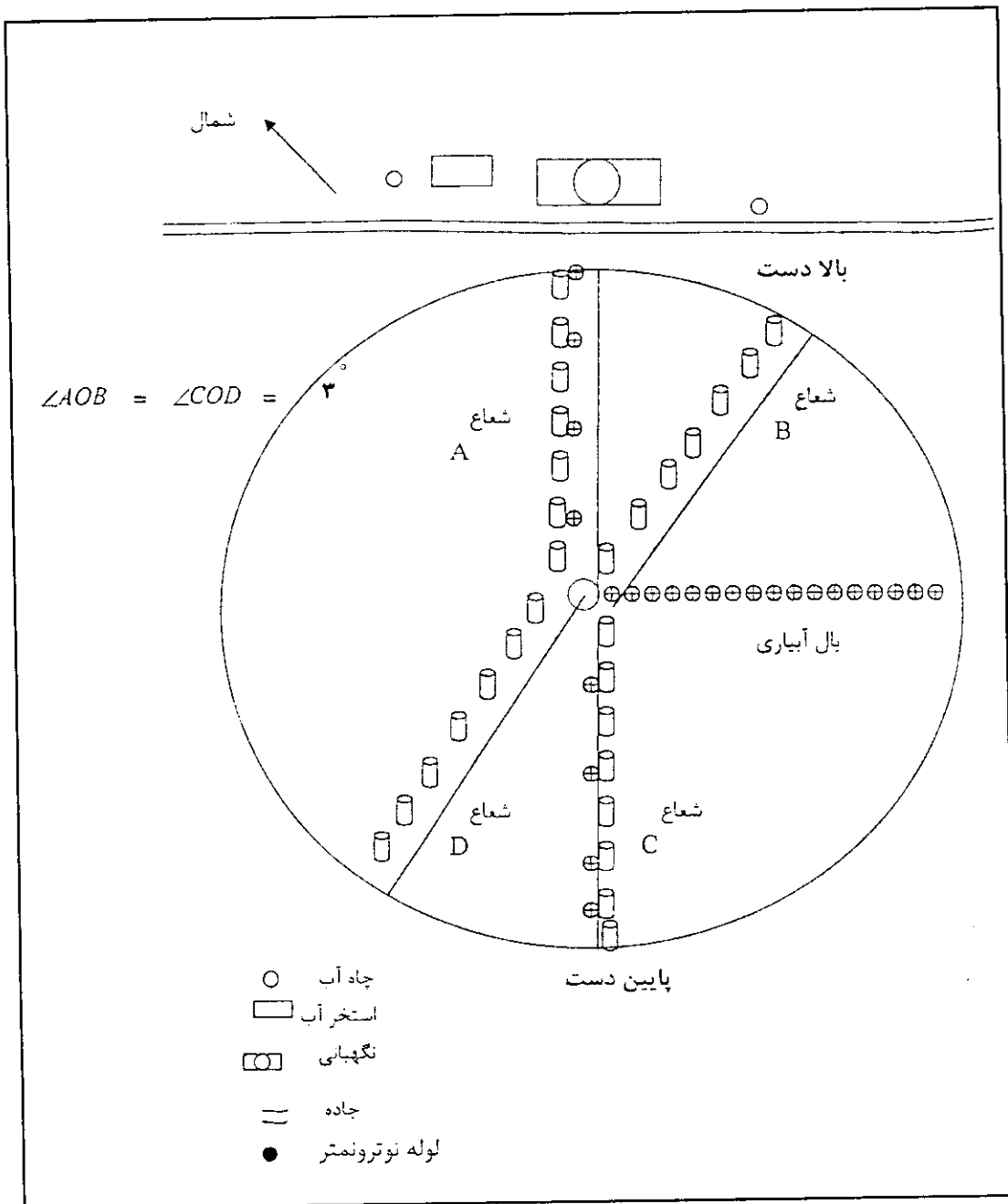
$$n \rightarrow \infty$$

- آماره کولموگروف - اسمیرنوف^۴:

بنا به قضیه فوق با بزرگ شدن n ، توزیع تجربی (یعنی $F_n(x)$) به سوی توزیع تئوری (یعنی $F(x)$) گرایش پیدا می‌کند، بنابراین می‌توانیم یک آزمون

1- Empirical
 3- Glivenko-Cantelli

2- Theoretical
 4- Kolmogorov-Smirnov



شکل شماره ۱- آرایش قوطیها در شبکه اندازه‌گیری

$$D_n = \max (D_n^- \text{ و } D_n^+) \quad (۱۳)$$

ثابت می شود که توزیع زیر به $F(x)$ بستگی ندارد،
یعنی D_n یک آماره ناپارامتری است:

$$D_n =$$

$$\max \left\{ 0, \max_{1 \leq i \leq n} \left[\frac{i}{n} - F(x_{(i)}) \right], \max_{1 \leq i \leq n} \left[F(x_{(i)}) - \frac{i-1}{n} \right] \right\}$$

$$D_n = \sup_{x \in R} |F_n(x) - F(x)| \quad (۷)$$

مقادیر D_n^- و D_n^+ به طریق زیر بیان می شود:

$$(۱۴)$$

از این رابطه D_n به دست می آید. با استفاده از

جدولهای آماری می توان به کمک آنها توزیع D_n را

برای بعضی مقادیر α یعنی میزان با معنایی آزمون

محاسبه کرد [۱].

$$D_n^+ = \sup_{x \in R} [F_n(x) - F(x)] \quad (۸)$$

$$D_n^- = \sup_{x \in R} [F(x) - F_n(x)] \quad (۹)$$

مقدار D_n از دو رابطه فوق و به فرم زیر تعیین می شود:

- آزمون خوبی برازندگی کولموگراف:

کولموگراف آزمون خوبی برازندگی را با D_n

برای اولین بار پیشنهاد کرد:

الف- در آزمون دو طرفه زیر:

$$D_n = \max \{ D_n^+, D_n^- \} \quad (۱۰)$$

با توجه به اینکه استفاده از رابطه فوق مشکل

است با تحلیلهای آماری روابط فوق به روابط ساده

زیر تبدیل می شود:

$$\begin{cases} H_0 : F(x) = F_0(x) \\ H_1 : F(x) \neq F_0(x) \end{cases} \quad (۱۵)$$

فرض H_0 را رد می کنیم هرگاه یافته زیر خیلی

بزرگ شود:

$$D_n = \sup_{x \in R} |F_n(x) - F_0(x)| \quad (۱۶)$$

$$D_n^+ = \sup_{x \in R} [F_n(x) - F(x)] =$$

$$\max \{ 0, \max_{1 \leq i \leq n} \left[\frac{i}{n} - F(x_{(i)}) \right] \} \quad (۱۱)$$

$$D_n^- = \sup_{x \in R} [F(x) - F_n(x)] = \quad (۱۲)$$

ب- در آزمون یک طرفه زیر:

$$\max \{ 0, \max_{1 \leq i \leq n} \left[F(x_{(i)}) - \frac{i-1}{n} \right] \}$$

$$H_0 : F(x) = F_0(x) \quad (۱۷)$$

با استفاده از خواص \sup می توان نشان داد که

D_n^- و D_n^+ هم توزیع هستند. بنابراین رابطه زیر

حاصل می شود:

$$H_1 : F(x) > F_0(x)$$

فرض H_0 را رد می‌کنیم هرگاه یافته زیر خیلی

- برآورد به روش گشتاور^۱:

بزرگ شود:

هیرمن و همکاران (Heermann et al., 1992)

برای تطبیق داده‌های آزمایش به توابع توزیع نرمال، لوگ نرمال، توانی خاص و یکنواخت از این روش استفاده کردند. در این روش مقدار آب جمع‌آوری شده در قوطیهای نمونه‌گیری از دستگاه آبیاری بارانی عقربه‌ای با اعدادی که به آنها نسبت داده می‌شود به صورت نمونه‌های وزنی در می‌آیند. این اعداد شماره‌های مربوط به مساحتی هستند که قوطی نمونه‌برداری از آن مساحت آب دریافت می‌کند.

گشتاور اول به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$E(Z) = \frac{\sum_{i=1}^n C_i Z_i}{\sum_{i=1}^n C_i} \quad (21)$$

$E(Z)$: امید ریاضی

Z_i : عمق آب برحسب میلیمتر

C_i : شماره قوطی

گشتاور دوم به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$E(Z^2) = \frac{\sum_{i=1}^n C_i Z_i^2}{\sum_{i=1}^n C_i} \quad (22)$$

$E(Z^2)$: امید ریاضی

گشتاور سوم به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$E(Z^3) = \frac{\sum_{i=1}^n C_i Z_i^3}{\sum_{i=1}^n C_i} \quad (23)$$

$$D_n^+ = \sup_{x \in R} [F_n(x) - F_0(x)] \quad (18)$$

ج- در آزمون یک طرفه زیر:

$$\begin{cases} H_0 : F(x) = F_0(x) \\ H_1 : F(x) < F_0(x) \end{cases} \quad (19)$$

فرض H_0 را رد می‌کنیم هرگاه یافته زیر خیلی

بزرگ شود:

$$D_n^- = \sup_{x \in R} [F_n(x) - F_0(x)] \quad (20)$$

جهت آزمودن یک سری مشاهدات با توزیع

خاص از آزمون دو طرفه الف استفاده می‌شود. ابتدا

داده مشاهده‌ای (n عدد) از آزمایشهای مزرعه‌ای

تهیه و سپس مقادیر مشاهده‌ای به ترتیب صعودی

مشخص می‌شود. برای تابع چگالی مورد نظر مقادیر

$F_0(x_i)$ (مقادیر تابع توزیع مورد نظر را به ازای داده

مشاهده‌ای و سپس مقادیر D_n^+ و D_n^- را با استفاده

از معادله‌های شماره ۱۸ و ۲۰ برای تک تک

مشاهدات به دست می‌آوریم. از بین D_n^+ و D_n^- به

دست آمده بیشترین مقدار را برای D_n^- و همچنین

بیشترین مقدار را برای D_n^+ به دست می‌آوریم.

سپس در سطح احتمال مشخص α و با توجه به

تعداد داده‌ها مقادیر D_n از جدولهای آماری جهت

مقایسه تعیین می‌شود. مراحل فوق برای آزمایشهای

مختلف با سرعت مختلف و در شرایط متفاوت

اقلیمی انجام شد.

- تابع توزیع لوگ نرمال:

فرم تابع چگالی، توزیع لوگ نرمال به شکل زیر است [۹]:

$$f(Z^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \times \sigma^*} \exp\left[-0.5\left(\frac{Z^* - \bar{Z}^*}{\sigma^*}\right)^2\right] \quad (27)$$

\bar{Z}^* : میانگین لگاریتم عمق آب کاربردی

σ^* : انحراف معیار لگاریتم عمق آب کاربردی

Z^* : لگاریتم عمق آب کاربردی

- تابع توانی خاص:

تابع چگالی این توزیع به شکل زیر بیان می شود [۹]:

$$f(Z) = \frac{1}{b \times \Delta Z^{1/b}} (Z_u - Z)^{-1+1/b} \quad (28)$$

$$\Delta Z = Z_u - Z_l \quad (29)$$

تابع تجمعی این توزیع به شکل زیر بیان می شود [۱۲]:

$$f(z) = 1 - \frac{(Z_u - Z)^{1/b}}{(Z_u - Z_l)^{1/b}} \quad (30)$$

Z_u : بیشترین مقدار مشاهدات

Z_l : کمترین مقدار مشاهدات

b ضریب نمای تابع توانی خاص است و از رابطه زیر محاسبه می شود [۷]:

$E(Z^3)$ امید ریاضی

میانگین و واریانس مشاهدات به ترتیب از رابطه های زیر به دست می آید:

$$\bar{Z} = E(Z) \quad (24)$$

\bar{Z} : میانگین مشاهدات

$$\sigma^2 = E(Z^2) - \{E(Z)\}^2 \quad (25)$$

σ^2 : واریانس آب قوطیها

- توابع توزیع آماری:

هیرمن و همکاران (Heermann et al., 1992) از روش آزمون خوبی برازندگی کولموگروف استفاده کردند و گزارش دادند که توزیع نرمال بهترین توصیف را برای پراکندگی داده ها بیان می کند. در این تحقیق نیز از این روش استفاده شد.

- توزیع نرمال:

تابع چگالی، توزیع نرمال به شکل زیر بیان می شود [۹]:

$$f(Z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \times \sigma} \exp\left[-0.5\left(\frac{Z - \bar{Z}}{\sigma}\right)^2\right] \quad (26)$$

\bar{Z} : میانگین عمق آب کاربردی برحسب میلیمتر

Z : عمق آب کاربردی برحسب میلیمتر

σ : انحراف معیار عمق آب کاربردی

۵- یافته‌ها:

$$b = \frac{\bar{Y} - Y_{\min}}{Y_{\max} - \bar{Y}} \quad (31)$$

برای تعیین تابع توزیع مناسب جهت توصیف تغییرات مکانی مقدار آب پاشیده شده، سیستم آبیاری بارانی عقربه‌ای در سرعت‌های مختلف و تحت شرایط اقلیمی متفاوت راه‌اندازی شد. سرعت باد، دما، و تبخیر در مراحل مختلف ارزیابی اندازه‌گیری و نتایج به دست آمده در جدول شماره ۱ ارائه شده است. متوسط دمای هوا، در طول مراحل ارزیابی افزایش داشته که دلیل آن افزایش دمای هوا در فصل بهار و تابستان است. سرعت باد در آزمایش یک و دو (مصادف با اسفندماه) بالا بود و وزش شدید باد، سبب بادبردگی شدید آب آبیاشها شد. در ارزیابیهای بعدی سرعت باد به تدریج کاهش داشته است. سرعت باد در طول روز در دشت باجگاه زیاد بود اما در شب کاهش داشت.

- توزیع یکنواخت:

تابع چگالی توزیع یکنواخت به شکل زیر بیان می‌شود [۹]:

$$f(Z) = \frac{1}{Z_u - Z_l} \quad (32)$$

Z_u : حد بالای Z

Z_l : حد پایین Z

تابع تجمعی این توزیع به شکل زیر بیان می‌شود [۱۲]:

$$f(z) = \frac{Z - Z_l}{Z_u - Z_l} \quad (33)$$

Z : آب کاربردی

جدول شماره ۱- عوامل اقلیمی در مراحل مختلف ارزیابی سیستم آبیاری بارانی عقربه‌ای

شماره آزمایش	تاریخ آزمایش	ردیف قوطی	سرعت دستگاه (درصد)	سرعت باد (متر بر ثانیه)*	دمای هوا (درجه سانتیگراد)	تبخیر (میلیمتر بر ساعت)
۱	۷۹/۱۲/۲۴	A,B	۵۰	۲-۷	۱۵	۱/۳۰
۲	۷۹/۱۲/۲۷	C,D	۴۰	۳-۴/۵	۱۹	۰/۹۱
۳	۷۹/۱۲/۲۸	A,B	۵۳	۰-۰/۹	۱۷	۰/۶۵
۴	۸۰/۱/۱۹	A,B	۹۰	۲	۱۵	۱/۷۵
۵	۸۰/۱/۲۰	C,D	۶۷	۲	۱۵	۱/۷۵
۶	۸۰/۲/۲	A,B,C,D	۱۰۰	۲/۵۰	۲۲	۳/۱۲
۷	۸۰/۲/۲۳	A,B,C,D	۹۰	۰/۱-۱	۲۰	۱/۴۳
۸	۸۰/۳/۲۴	A,B	۹۰	۱/۵-۲	۲۸	۲/۳۴

به دلیل محدودیت استفاده از آب در روز، سیستم مذکور فقط در عصر روز آبیاری روشن می‌شد. سرعت باد بعد از شروع آبیاری (معمولاً ساعت ۷ تا ۷/۳۰ عصر) اندازه‌گیری شد. سرعت باد حدوداً تا ساعت ۸ عصر زیاد بود. در شب قرائتی از سرعت باد وجود نداشته است. ولی با توجه به این اصل که سرعت باد در شب کمتر از سرعت باد در روز است، می‌توان گفت که توزیع آب در بخشی از مزرعه که در شب آبیاری می‌شد، یکنواخت‌تر بوده است. شدت تبخیر در مزرعه با توجه به شرایط اقلیمی (ابری و آفتابی بودن هوا) در مراحل رزبایی متفاوت است.

مقدار آب قوطیها اندازه‌گیری و سپس مشاهدات به ترتیب صعودی مرتب شد. توابع توزیع مطرح در آبیاری بارانی جهت انجام این آزمون انتخاب و تجزیه و تحلیل داده‌ها با نرم‌افزار Excel انجام شد. مقدار تجمعی تابع توزیع مورد نظر $F(x_i)$ برای استفاده در معادله شماره ۱۱ و ۱۲ به دو روش تعیین شد:

- ۱- برای توزیعهای توانی خاص و یکنواخت به ترتیب از معادله‌های شماره ۳۰ و ۳۳ استفاده شد.
- ۲- برای توزیعهای نرمال و لوگ نرمال با توجه به اینکه معادله مشخص برای این توابع توزیع ارائه نشده، مقدار احتمال تجمعی آن با استفاده از برنامه تجزیه و تحلیل آماری موجود در نرم‌افزار Excel تعیین شد.

۶- کاوش:

مقادیر D_n^+ و D_n^- با استفاده از روابط شماره ۱۱ و ۱۲ برای تک تک مشاهدات تعیین شد. از بین بیشترین مقدار D_n^+ ها، بیشترین مقدار آن انتخاب و همین‌طور بیشترین مقدار D_n^- ها تعیین شد. از بین دو مقدار حداکثر به دست آمده، بیشترین مقدار به عنوان D_n تعیین شد. مقدار D_n اخیر، با D_n به دست آمده از جدولهای آماری در سطح اعتماد ۵ درصد مقایسه آماری گردید. به‌عنوان نمونه یک سری از آزمون مربوط به توزیع نرمال در جدول شماره ۲ آورده شده است. اطلاعات این آزمون که در جدول شماره ۲ خلاصه شده مربوط به آزمایشی است که سرعت دستگاه ۹۰ درصد، سرعت باد ۱/۵ تا ۲ متر بر ثانیه، میانگین دمای هوا ۱۸/۵ درجه سانتیگراد و میانگین رطوبت نسبی ۴۴ درصد بوده است. مقادیر D_n^+ ، D_n^- و D_n به دست آمده از این آزمون به ترتیب برابر با ۰/۱۲، ۰/۱۴۱ و ۰/۱۴۱ است. مقادیر D_n برای سایر آزمایشها تعیین و سپس با D_n جدول آماری مقایسه گردید. مقادیر D_n به دست آمده از جدولهای آماری و D_n محاسبه شده از آزمون کولموگروف برای توابع توزیع مورد بررسی در آزمایشهای مختلف در جدول شماره ۳ ارائه شده است. با توجه به اینکه در ردیفهای A و B تعداد ۵۵ قوطی و در ردیفهای C و D تعداد ۵۲ قوطی قرار داشت و مقدار D_n نیز به تعداد مشاهدات وابسته است لذا این مقدار برای ردیفهای مختلف قرارگیری قوطیها با هم متفاوت است با توجه به جدول شماره ۳ متوجه می‌شویم که از بین توابع توزیع مورد بررسی، توابع توانی و یکنواخت در سطح اعتماد ۵ درصد در کلیه آزمایشها از نظر آماری رد شدند. توزیع لوگ نرمال فقط در سه آزمون (از ۲۰ مورد) در سطح اعتماد

۶- کاوش:

مقادیر D_n^+ و D_n^- با استفاده از روابط شماره

۵ درصد پذیرفته شد. توزیع نرمال که در سطح اعتماد ۵ درصد در ۱۵ آزمون پذیرفته شد بهترین توصیف را برای پراکندگی داده‌ها ارائه داده است. لذا توصیه می‌شود که برای سیستم آبیاری بارانی عقربه‌ای محاسبات تعیین عمق بهینه آبیاری با در نظر گرفتن تابع توزیع نرمال دنبال شود.

جدول شماره ۲- آزمون گولموگروف- اسمیرنوف آزمون برازش توزیع نرمال، سرعت دستگاه ۹۰ درصد

شماره محل	مقدار آب cm^3	$E(Z)^*$	$E(Z^2)^*$	$F_0(X_i)$	شماره ردیف	$I/55-F_0(X_i)$	$F_0(X_i)-(I-1)/55$
۵۵	۲۰	۱۱۰۰	۲۲۰۰۰	۰/۰۲۳	۱	-۰/۰۰۴۴	۰/۰۲۲۶
۳۵	۲۱	۷۳۵	۱۵۴۳۵	۰/۰۲۴	۲	-۰/۰۱۱۹	۰/۰۰۶۲
۴۴	۳۴	۱۴۹۶	۵۰۸۶۴	۰/۰۶۲	۳	-۰/۰۰۷۳	۰/۰۲۵۵
۱	۴۲	۴۲	۱۷۶۴	۰/۱۰۱	۴	-۰/۰۲۸۶	۰/۰۴۶۸
۵۲	۴۳	۲۲۳۶	۹۶۱۴۸	۰/۱۰۷	۵	-۰/۰۱۶۴	۰/۰۳۴۶
۴۵	۴۸	۲۱۶۰	۱۰۳۶۸۰	۰/۱۴۱	۶	-۰/۰۳۲۰	۰/۰۵۰۲
۷	۵۰	۳۵۰	۱۷۵۰۰	۰/۱۵۶	۷	-۰/۰۲۹۲	۰/۰۴۷۴
۱۳	۵۴	۷۰۲	۳۷۹۰۸	۰/۱۹۰	۸	-۰/۰۴۴۹	۰/۰۶۳۱
۱۲	۵۶	۶۷۲	۳۷۶۳۲	۰/۲۰۹	۹	-۰/۰۴۵۳	۰/۰۶۳۵
۴۳	۵۶	۲۴۰۸	۱۳۴۸۴۸	۰/۲۰۹	۱۰	-۰/۰۲۷۱	۰/۰۴۵۳
۲۶	۵۷	۱۴۸۲	۸۴۴۷۴	۰/۲۱۹	۱۱	-۰/۰۱۸۶	۰/۰۳۶۷
۵۱	۶۰	۳۰۶۰	۱۸۳۶۰۰	۰/۲۴۹	۱۲	-۰/۰۳۰۸	۰/۰۴۹۰
۴۰	۶۲	۲۴۸۰	۱۵۳۷۶۰	۰/۲۷۰	۱۳	-۰/۰۳۴۱	۰/۰۵۲۳
۵۰	۶۲	۳۱۰۰	۱۹۲۲۰۰	۰/۲۷۰	۱۴	-۰/۰۱۵۹	۰/۰۳۴۱
۵۳	۶۳	۲۳۳۹	۲۱۰۳۵۷	۰/۲۸۲	۱۵	-۰/۰۰۸۸	۰/۰۲۷
۲۵	۶۶	۱۶۵۰	۱۰۸۹۰۰	۰/۳۱۶	۱۶	-۰/۰۲۵۱	۰/۰۴۳۳
۲۴	۷۰	۱۶۸۰	۱۱۷۶۰۰	۰/۳۶۵	۱۷	-۰/۰۵۵۵	۰/۰۷۳۷
۳۱	۷۰	۲۱۷۰	۱۵۱۹۰۰	۰/۳۶۵	۱۸	-۰/۰۳۷۳	۰/۰۵۵۵
۱۸	۷۱	۱۲۷۸	۹۰۷۳۸	۰/۳۷۷	۱۹	-۰/۰۳۱۶	۰/۰۴۹۸
۳۸	۷۵	۲۸۵۰	۲۱۳۷۵۰	۰/۴۲۸	۲۰	-۰/۰۶۴۷	۰/۰۸۲۹
۹	۷۶	۶۸۴	۵۱۹۸۴	۰/۴۴۱	۲۱	-۰/۰۵۹۶	۰/۰۷۷۸
۱۱	۷۶	۸۳۶	۶۳۵۳۶	۰/۴۴۱	۲۲	-۰/۰۴۱۴	۰/۰۵۹۶
۳۳	۷۷	۲۵۴۱	۱۹۵۶۵۷	۰/۴۵۴	۲۳	-۰/۰۳۶۳	۰/۰۵۴۵
۳۷	۷۸	۲۸۸۶	۲۲۵۱۰۸	۰/۴۶۸	۲۴	-۰/۰۳۱۳	۰/۰۴۹۵
۲۸	۸۲	۲۲۹۶	۱۸۸۲۷۲	۰/۵۳۰	۲۵	-۰/۰۶۵۹	۰/۰۸۴۱
۳۶	۸۲	۲۹۵۲	۲۴۲۰۶۴	۰/۵۲۰	۲۶	-۰/۰۴۷۸	۰/۰۶۵۹

ادامه جدول شماره ۲-

شماره محل	مقدار آب cm ³	E(Z)*	E(Z ²)*	Fo (X i)	شماره ردیف	I/55-Fo (Xi)	Fo (X i)-(I-1)/55	
۴۸	۸۲	۳۹۳۶	۳۲۲۷۵۲	۰/۵۲۰	۲۷	-۰/۰۲۹۶	۰/۰۴۷۸	
۱۰	۹۰	۹۰۰	۸۱۰۰۰	۰/۶۲۴	۲۸	-۰/۱۱۵۱	۰/۱۳۳۳	
۱۴	۹۰	۱۲۶۰	۱۱۳۴۰۰	۰/۶۲۴	۲۹	-۰/۰۹۶۹	۰/۱۱۵۱	
۵۴	۹۰	۴۸۶۰	۴۳۷۴۰۰	۰/۶۲۴	۳۰	-۰/۰۷۸۷	۰/۰۹۶۹	
۳۰	۹۵	۲۸۵۰	۲۷۰۷۵۰	۰/۶۸۵	۳۱	-۰/۱۲۱۵	۰/۱۳۹۷	
۸	۹۶	۷۶۸	۷۳۷۲۸	۰/۶۹۷	۳۲	-۰/۱۱۵۰	۰/۱۳۳۲	
۱۹	۹۸	۱۸۶۲	۱۸۲۴۷۶	۰/۷۲۰	۳۳	-۰/۱۱۹۶	۰/۱۳۷۸	
۱۵	۱۰۰	۱۵۰۰	۱۵۰۰۰۰	۰/۷۴۱	۳۴	-۰/۱۲۳۳	۰/۱۴۱۵	
۱۶	۱۰۰	۱۶۰۰	۱۶۰۰۰۰	۰/۷۴۱	۳۵	-۰/۱۰۵۱	۰/۱۲۳۳	
۳۲	۱۰۰	۳۲۰۰	۳۲۰۰۰۰	۰/۷۴۱	۳۶	-۰/۰۸۶۹	۰/۱۰۵۱	
۳۹	۱۰۰	۳۹۰۰	۳۹۰۰۰۰	۰/۷۴۱	۳۷	-۰/۰۶۸۷	۰/۰۸۶۹	
۴۹	۱۰۰	۴۹۰۰	۴۹۰۰۰۰	۰/۷۴۱	۳۸	-۰/۰۵۰۶	۰/۰۶۸۷	
۲۷	۱۰۲	۲۷۵۴	۲۸۰۹۰۸	۰/۷۶۲	۳۹	-۰/۰۵۲۳	۰/۰۷۱۵	
۳۴	۱۰۲	۳۴۶۸	۳۵۳۷۳۶	۰/۷۶۲	۴۰	-۰/۰۳۵۲	۰/۰۵۲۳	
۴۲	۱۰۲	۴۲۸۴	۴۳۶۹۶۸	۰/۷۶۲	۴۱	-۰/۰۱۷۰	۰/۰۳۵۲	
۲۲	۱۰۴	۲۲۸۸	۲۳۷۹۵۲	۰/۷۸۲	۴۲	-۰/۰۱۸۸	۰/۰۳۷۰	
۲۰	۱۰۷	۲۱۴۰	۲۲۸۹۸۰	۰/۸۱۱	۴۳	-۰/۰۲۸۷	۰/۰۴۶۹	
۶	۱۱۰	۶۶۰	۷۲۶۰۰	۰/۸۳۶	۴۴	-۰/۰۳۶۳	۰/۰۵۴۵	
۲۱	۱۱۰	۲۳۱۰	۲۵۴۱۰۰	۰/۸۳۶	۴۵	-۰/۰۱۸۱	۰/۰۳۶۳	
۲۹	۱۱۰	۳۱۹۰	۳۵۰۹۰۰	۰/۸۳۶	۴۶	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۸۱	
۴۷	۱۱۴	۵۳۵۸	۶۱۰۸۱۲	۰/۸۶۷	۴۷	-۰/۰۱۲۳	۰/۰۳۰۵	
۵	۱۱۶	۵۸۰	۶۷۲۸۰	۰/۸۸۱	۴۸	-۰/۰۰۷۹	۰/۰۲۶۱	
۱۷	۱۱۸	۲۰۰۶	۲۳۶۷۰۸	۰/۸۹۳	۴۹	-۰/۰۰۲۴	۰/۰۲۰۶	
۴۱	۱۲۲	۵۰۰۲	۶۱۰۲۴۴	۰/۹۱۶	۵۰	-۰/۰۰۶۶	۰/۰۲۴۸	
۴۶	۱۲۵	۵۷۵۰	۷۱۸۷۵۰	۰/۹۳۰	۵۱	-۰/۰۰۲۸	۰/۰۲۱۰	
۲۳	۱۵۵	۳۵۶۵	۵۵۲۵۷۵	۰/۹۹۳	۵۲	-۰/۰۴۷۸	۰/۰۶۶۰	
۳	۱۷۲	۵۱۶	۸۸۷۵۲	۰/۹۹۹	۵۳		۰/۰۵۳۳	
۴	۲۰۰	۸۰۰	۱۶۰۰۰۰	۱/۰۰۰	۵۴		۰/۰۳۶۳	
۲	۲۵۰	۵۰۰	۱۲۵۰۰۰	۱/۰۰۰	۵۵		۰/۰۱۸۲	
		E(Z)= ۸۰/۴۴۹	E(Z ²)= ۷۳۸۲/۷۵۹					D ₅₅ ⁻ = ۰/۱۴۱
		σ= ۳۰/۱۷۷	σ ² = ۹۱۰/۶۶۲					

* اختلاف معنی داری در سطح اعتماد ۵ درصد مشاهده نشد

جدول شماره ۳- مقادیر D_n جدولهای آماری و D_n به دست آمده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف برای آزمایشهای مختلف در شرایط متفاوت اقلیمی

توابع توزیع D_n							
شماره آزمایش	تاریخ	ردیف قوطی	D_n جدول	نرمال	لوگ نرمال	توانی خاص	یکنواخت
۱	۷۹/۱۲/۲۴	شعاع A	۰/۱۶۴	۰/۱۷۲	۰/۲۴۲	۰/۳۳۲	۰/۱۶۵۸
۲	۷۹/۱۲/۲۴	شعاع B	۰/۱۶۴	۰/۲۲۶	۰/۳۰۲	۰/۳۵۰	۰/۱۶۷۵
۳	۷۹/۱۲/۲۷	شعاع C	۰/۱۶۹	۰/۱۹۳	۰/۲۵۷	۰/۳۴۱	۰/۱۶۳۶
۴	۷۹/۱۲/۲۷	شعاع D	۰/۱۶۹	۰/۱۵۹*	۰/۲۱۳	۰/۳۲۰	۰/۱۶۲۴
۵	۷۹/۱۲/۲۸	شعاع A	۰/۱۶۴	۰/۱۷۱	۰/۲۳۹	۰/۳۲۹	۰/۱۵۱۰
۶	۷۹/۱۲/۲۸	شعاع B	۰/۱۶۴	۰/۱۸۲	۰/۳۴۵	۰/۳۰۴	۰/۱۵۸۴
۷	۸۰/۱/۱۹	شعاع A	۰/۱۶۴	×۰/۱۱۹	۰/۲۷۲	۰/۳۰۴	۰/۱۶۰۷
۸	۸۰/۱/۱۹	شعاع B	۰/۱۶۴	×۰/۱۴۰	۰/۳۳۴	۰/۳۷۱	۰/۱۶۴۰
۹	۸۰/۱/۲۰	شعاع C	۰/۱۶۹	×۰/۱۴۱	۰/۲۱۰	۰/۲۷۲	۰/۱۵۶۸
۱۰	۸۰/۱/۲۰	شعاع D	۰/۱۶۹	×۰/۱۶۲	۰/۲۳۵	۰/۳۲۸	۰/۱۵۰۵
۱۱	۸۰/۲/۲	شعاع A	۰/۱۶۴	×۰/۱۵۵	۰/۲۳۵	۰/۲۷۹	۰/۱۵۹۲
۱۲	۸۰/۲/۲	شعاع B	۰/۱۶۴	×۰/۱۴۰	۰/۱۸۰	۰/۳۰۶	۰/۱۴۵۷
۱۳	۸۰/۲/۲	شعاع C	۰/۱۶۹	×۰/۱۱۸	×۰/۱۶۴	۰/۲۶۱	۰/۱۴۸۲
۱۴	۸۰/۲/۲	شعاع D	۰/۱۶۹	×۰/۱۱۵	×۰/۱۵۰	۰/۲۷۱	۰/۱۴۶۰
۱۵	۸۰/۲/۲۳	شعاع A	۰/۱۶۴	×۰/۱۴۵	۰/۱۹۵	۰/۲۷۱	۰/۱۵۰۵
۱۶	۸۰/۲/۲۳	شعاع B	۰/۱۶۴	×۰/۱۴۷	۰/۲۰	۰/۲۶۲	۰/۱۴۹۰
۱۷	۸۰/۲/۲۳	شعاع C	۰/۱۶۹	×۰/۱۱۴	۰/۱۷۸	۰/۲۴۲	۰/۱۳۹۹
۱۸	۸۰/۲/۲۳	شعاع D	۰/۱۶۹	×۰/۰۸۸	×۰/۱۳۴	۰/۲۵۴	۰/۱۴۵۹
۱۹	۸۰/۳/۲۴	شعاع A	۰/۱۶۴	×۰/۱۴۴	۰/۱۸۰	۰/۳۰۱	۰/۱۵۴۱
۲۰	۸۰/۳/۲۴	شعاع B	۰/۱۶۴	×۰/۱۴۱	۰/۱۷۹	۰/۲۳۴	۰/۱۴۷۱

* اختلاف معنی‌داری در سطح اعتماد ۵ درصد مشاهده نشد

توصیه می‌شود با استفاده از معادلات مربوط، مقدار آب بهینه گندم برای این سیستم تعیین و سپس برنامه‌ریزی آبیاری بر این مبنا انجام شود.

۷- توصیه و پیشنهاد:

با توجه به آنچه گفته شد تابع توزیع حاکم بر داده‌ها برای سیستم آبیاری بارانی عقبه‌ای در منطقه باجگاه نرمال تشخیص داده شد.

۸- مراجع :

- ۱- بهبودیان، ج. ۱۳۷۱. آمار ناپارامتری. انتشارات دانشگاه شیراز.
- ۲- عابدیان، ی. ۱۳۷۶. ارزیابی سیستم آبیاری بارانی لوله‌های چرخدار در مزارع چغندر قند استان خراسان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.
- ۳- مینایی، س. و. سپاسخواه. ع. ر.، ۱۳۷۸. تعیین مقدار بهینه آب آبیاری ذرت بر اساس خط مشی‌های مختلف مدیریتی. مجموعه مقالات هفتمین سمینار آبیاری و کاهش تبخیر، ۲۴۸-۲۵۸.
- 4- Anon. 1994. Test procedures for determining the uniformity of water distribution of center pivot and moving lateral irrigation machines equipped with spray or sprinkler nozzels. ASAE. Trans. ASAE Standards, S436. 754-755.
- 5- Conover, W. J. 1971. Practical nonparametric statistics. John Wiley & Sons Inc.
- 6- Donald, I. N., Peir, G. and Hart. W. E. 1979. Application of system optimal depth concept. J. Irrig. Drain. Div. ASCE. 105 (IR4), 357-366.
- 7- Ellientt, R. L., Nelson, J. D., Loftisand, J. C. and Hart, W. E. 1980. Comparison of sprinkler uniformity models. J. of Irrig. and Drain. Eng ASCE. 106 (IR4), 321-330.
- 8- Heermann, D. F., Duke, H. R., Serafim, A. M. and Dawson, L. J. 1992. Distribution functions to represent center pivot water distribution. ASAE Trans. 35 (5), 1465-1472.
- 9- Karmeli, D. 1977. Water stribution patterns for sprinkler and surface irrigation systems. Proceedings of the national conference on irrigation return flow quality management, Colorado State University, Fort collins, Colo., May.
- 10- Karmeli, D. and Peri, G. 1977. Analysis of the dimensionless linear frequency distribution of water depths under sprinkler irrigation, paper No. 77-2566, winter meeting American Society of Agricultural Engineers, Chicago, I12., Dec.
- 11- Morgan, M. G. and Henrion, M. 1990. Probability distributions and statistical estimation. In: P. D. Laplace (Ed.). Uncertainty: A guide to dealing with uncertainty in quantitative risk and policy analysis. Cambridge Univ. pp. 73-101.

- 12- Walker, W. R. 1979. Explicit sprinkler irrigation uniformity: Efficiency model. J. Irrig. and Drain. Div, ASCE. 105 (IR2), 129-136.
- 13- Warick. A. W. 1983. Interrelationship of irrigation uniformity parameters. J. of Irrig. and Drain. Eng., ASCE. 109, 317-332.
- 14- Warick. A. W., Hart, W. E. and Yitayew, M. 1989. Calculation of distribution and efficiency for nonuniform irrigation. J. of Irrig. and Drain. Eng., ASCE. 115 (IR4), 674-686.

Determination of Appropriate Distribution Function for Description of Spatial Variation Application Water in Center pivot Irrigation System

A. A. Ghaemi and F. Foroughi

Center pivot irrigation system is one of the modern irrigation methods, which is used in many parts of Iran. Due to the fast development and high utilization of this system, the concept of the optimal irrigation depth is really important for this system. This question are generally proposed that how much is the optimal irrigation depth? This parameter is usually determined without considering distribution functions and environmental protection parameters. Regarding the environmental problems and the cost of refining it, the computed irrigation depth, which gives us the maximum yield is not the optimal irrigation depth necessarily. So environmental limitations should be considered in determination of the optimal irrigation depth and it's necessary to determine data distribution function. In this research, according to ASAE standard, any data distribution function were determined. System layout was setup. Four radial lines of catch cans with 6m space were used. (two radial lines of catch cans A and B, were installed on the maximum slope with 3° between every two rows and two radial lines of catch cans C and D, were installed on the minimum slope with 3° between every two rows). Field data were collected with different speeds of the center pivot system. The amount of water in the catch cans were measured in different weather conditions (wind speed, weather temperature and relative humidity) proposed distribution function in sprinkler irrigation (normal, lognormal, specialized power and uniform distribution) were selected. Nonparametric statistic test (Kolmogorov-Smirnov) is used. Results show that specialized power and uniform distribution were failures at the 0.05 confidence level in all of the tests (20 out of 20). Lognormal distribution function had 17 cases of failures (17 out of 20) at the 0.05 confidence level normal distribution function had 5 cases of failures (5 out of 20) at the 0.05 confidence level. So, normal distribution function shows the best description for dispersion data. It is suggested that for center pivot irrigation system, the optimal irrigation depth should be determined by using normal distribution.

Keyword: Center Pivot, Distribution Function, Irrigation, Kolmogorov-Smirnov, Normal Distribution, Nonparametric Statistics.