ارزیابی معادلات یکنواختی توزیع آب در آبیاری بارانی و امکان استفاده آنها در شرایط مختلف مزرعه‌ای

ارسلان فاریابی[۱]* و بهزاد قربانی

دانشجوی دکتری آبیاری و زهکشی، گروه علوم و مهندسی آب، دانشگاه شهرکرد.
faryabi.arsalan@stu.sku.ac.ir
دانشیار آبیاری و زهکشی، گروه علوم و مهندسی آب، دانشگاه شهرکرد.
behg1955@yahoo.com

چکیده

یکنواختی توزیع آب یکی از مهمترین عوامل ارزیابی سیستم‌های آبیاری است. تا کنون چندین معادله مختلف برای محاسبه ضریب یکنواختی توزیع آب در سیستم‌های آبیاری بارانی ارائه شده است. معادلات ارائه شده، لزوماً نتایج یکسانی در محاسبه ضریب یکنواختی برای یک مزرعه در شرایط به‌خصوص را ندارند. هدف از این پژوهش ارزیابی معادلات متفاوت ارائه شده توسط محققین مختلف، مشاهده تأثیر شرایط متفاوت مزرعه‌ای در نتایج حاصله، بررسی روابط موجود بین نتایج این معادلات و امکان استفاده از آنها می‌باشد. برای این منظور ضریب یکنواختی توزیع ۱۰ سیستم آبیاری بارانی از مزارع استان چهار محال و بختیاری با استفاده از معادلات پیشنهادی کریستیانسن، متخصصین انجمن نیشکر هاوایی، هارت و رینولدز، بنامی و هر، ویلکوکس و اسوالز، کریدل و همکاران، مریام و کلر، کارملی و بیل و هاول محاسبه گردید. داده‌های حاصله توسط نرم افزار SAS و در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی تجزیه وتحلیل گردیدند. نتایج نشان داد که ضرایب یکنواختی حاصل از معادلات مذکور دارای تفاوت معنی‌داری بوده ($P < ۰/۰۵$) و تعدادی از این معادلات در شرایطی خاص، رقمی منفی و یا بزرگتر از ۱۰۰ درصد را برآورد می‌کنند. علاوه بر این در مورد تمامی ضرایب یکنواختی، توزیع بتا بهتر از توزیع‌های نرمال و یکنواخت می‌تواند ضریب یکنواختی توزیع آب (CU) را تخمین بزند. همچنین در هر سه توزیع بتا، نرمال و یکنواخت کمترین همخوانی بین مقادیر پیش‌بینی شده و مقادیر اندازه‌گیری شده مربوط به معادلات ارائه شده توسط کارملی، بیل و هاول و بنامی و هر بوده و بیشترین همخوانی مخصوصاً در توزیع‌های بتا و نرمال مربوط به معادله کریستیانسن می‌باشد. به‌طور کلی نتایج نشان داد که برخی از ضرایب یکنواختی توزیع آب نظیر ضریب یکنواختی بنامی و هر، ضریب یکنواختی کارملی و تا حدی ضریب یکنواختی بیل و هاول به شدت وابسته به شرایط ویژه مزرعه‌ای بوده و نمی‌توان آنها را در سایر شرایط مزرعه استفاده نمود.

واژه‌های کلیدی: استان چهار محال و بختیاری، توزیع بتا، توزیع نرمال، توزیع یکنواخت، ضریب یکنواختی.

۱- آدرس نویسنده مسئول: شهرکرد، گروه علوم و مهندسی آب دانشکده کشاورزی دانشگاه شهرکرد.
*- دریافت: مهر ۱۳۹٤ و پذیرش: آذر ۱۳۹٤

مقدمه

کمبود آب یک مشکل جدی برای تولیدات کشاورزی در مناطق خشک و نیمه خشک جهان است. علاوه بر این، توسعه منابع آبی جدید در این مناطق بسیار هزینه بر است (طالب نژاد و سپاسخواه، ۲۰۱۵). به طور کلی برای استفاده بهینه از منابع آب موجود، توزیع یکنواخت آب در مزرعه ضروری است.

در مطالعات متعدد به اثر منفی غیر یکنواختی توزیع آب بر میزان محصول و تلفات نفوذ عمقی اشاره شده است. (سانچز و همکاران، ۲۰۱۰؛ سالمرون و همکاران، ۲۰۱۲؛ پرز اورتلا و همکاران، ۲۰۱۵). طی سال‌های گذشته استفاده از سیستم‌های آبیاری بارانی به دلیل یکنواختی توزیع بالاتر در مقایسه با سیستم‌های سطحی بسیار افزایش یافته است (لیو و همکاران، ۲۰۱۱). ضریب یکنواختی به عنوان یکی از مهم‌ترین پارامترها در طراحی و مدیریت سیستم‌های آبیاری بارانی در نظر گرفته می‌شود (یان و همکاران، ۲۰۱۰). از این رو اغلب از ضریب یکنواختی توزیع آب، برای ارزیابی عملکرد سیستم‌های آبیاری بارانی استفاده می‌شود (سالمرون و همکاران، ۲۰۱۲).

برای بیان کمّی یکنواختی توزیع آب نیاز به یک رابطه ریاضی می‌باشد. تاکنون معادلات متفاوتی جهت برآورد یکنواختی توزیع آب در سیستم‌های آبیاری بارانی توسط محققین مختلف ارائه شده است. در میان این معادلات، متداول‌ترین آنها معادله کریستیانسن (۱۹۴۲) می‌باشد (دچمی و همکاران، ۲۰۰۳). لی و همکاران (۲۰۱۵) مدلی را برای شبیه‌سازی حرکت قطرات پس از خروج از آبپاش پیشنهاد کردند و بر مبنای آن، نرم‌افزاری را طراحی کردند که در یک سیستم آبیاری بارانی تحت شرایط متفاوت طراحی فواصل آبپاش‌ها و شرایط محیطی مختلف، یکنواختی توزیع آب را پیش‌بینی می‌نماید. در این نرم افزار از ضریب یکنواختی کریستیانسن برای تخمین یکنواختی توزیع آب استفاده شده است. شیخ اسماعیلی و همکاران (۲۰۱۶) جهت بررسی و تحلیل سیستم‌های آبیاری بارانی نیمه متحرک بزرگ (فواصل آب‌پاش‌ها بیشتر از ۲۴ متر) با آبپاش‌های بزرگ (دبی بیشتر از ۳ l/s) از ضریب یکنواختی کریستیانسن استفاده نمودند. در بعضی پژوهش‌ها نظیر مطالعه بولال و همکاران (۲۰۱۱) نیز از ضرایب یکنواختی دیگری نظیر ضریب یکنواختی ویلکوکس و اسوالز (۱۹۴۷) به عنوان شاخصی از ارزیابی عملکرد سیستم‌های آبیاری بارانی استفاده شده است.

در معادله کریستیانسن از مفهوم انحراف از میانگین داده‌ها برای بیان یکنواختی توزیع آب استفاده شده است. ویلکوکس و اسوالز (۱۹۴۷) از مفهوم انحراف معیار داده‌ها در معادلات پیشنهادی خود استفاده نمودند. کریدل و همکاران (۱۹۵۶) برای بیان یکنواختی توزیع آب، از مفهوم انحراف از میانگین داده‌ها استفاده کردند و دامنه فعالیت معادله خود را به چارک پایین داده‌ها محدود نمودند.

بنامی و هر (۱۹۶۴) برای بیان ضریب یکنواختی، متوسط انحراف گروه قرائت‌های پایین و بالای متوسط عمومی را در نظر گرفتند. هارت و رینولدز (۱۹۶۵) و همچنین متخصصین انجمن نیشکر هاوایی نیز از مفهوم انحراف معیار داده‌ها در معادلات پیشنهادی خود استفاده نمودند. بیل و هاول (۱۹۶۶) همانند کریدل و همکاران از مفهوم انحراف از میانگین داده‌ها استفاده کردند با این تفاوت که آنها دامنه فعالیت معادلاتشان را به چارک بالای داده‌ها محدود نمودند. کار ملی (۱۹۷۸) با در نظر گرفتن مدل توزیع یکنواخت آب در سطح مزرعه، ضریب یکنواختی خود را ارائه نمود و در نهایت مریام و کلر (۱۹۷۸) پس از مطالعات جامع و دقیق خود روی سیستم‌های آبیاری، از تقسیم متوسط چارک پایین داده‌ها بر متوسط کل برای بیان یکنواختی توزیع آب استفاده نمودند. بنابراین معادلات مذکور نتایج متفاوتی را در بیان کمّی یکنواختی توزیع آب دارند و تا کنون پژوهش‌های اندک و پراکنده‌ای در این زمینه انجام شده است. فاریابی

و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از دو مدل آماری، معادلات مختلف یکنواختی توزیع آب در آبیاری بارانی را مورد ارزیابی قرار دادند و گزارش کردند که ضرایب یکنواختی توزیع آب وابسته به شرایط مزرعه‌ای بوده و در شرایط مختلف نمی‌توان هر کدام از این ضرایب را استفاده نمود. یمین مشرفی و همکاران (۱۳۸۹) نیز طی پژوهشی به تعیین مناسب‌ترین تابع توزیع ضریب یکنواختی کریستیانسن و یکنواختی توزیع مریام و کلر پرداختند. از توزیع نرمال به عنوان مناسب‌ترین تابع توزیع ضریب یکنواختی کریستیانسن و یکنواختی توزیع مریام و کلر در پژوهش مذکور یاد شد.

پژوهش حاضر به صورت جامع‌تر به بررسی مقایسه نتایج حاصل از معادلات مختلف یکنواختی توزیع آب در مزارع متفاوت پرداخته و هدف اصلی آن مشاهده تأثیر شرایط مزرعه‌ای در نتایج حاصله از آنها می‌باشد. در ضمن بررسی روابط موجود بین ضرایب یکنواختی متفاوت، بررسی امکان استفاده از هر کدام از ضرایب و تعیین میزان همبستگی بین مقادیر اندازه‌گیری شده و پیش‌بینی شده آنها با استفاده از سه توزیع آماری نرمال، یکنواخت و بتا مورد نظر می‌باشد که در پژوهش‌های پیشین به صورت محدود و تنها برای برخی از این معادلات انجام شده است.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش ۱۰ سیستم آبیاری بارانی کلاسیک ثابت با آبپاش متحرک از مزارع شهرکرد در استان چهارمحال و بختیاری مورد آزمایش یکنواختی توزیع آب قرار گرفت. مشخصات مزارع در جدول ۱ نشان داده شده است. در هر مزرعه ابتدا محل انجام آزمایش به گونه‌ای تعیین می‌شد که با توجه به توپوگرافی زمین، فشار متوسط سیستم آبیاری بارانی در آن محل رخ داده باشد. پس از آن، مساحت بین دو لوله فرعی مجاور که تحت پوشش دو آبپاش مورد نظر قرار داشت با استفاده از متر نواری و میخ‌های چوبی به فواصل ۳ × ۳ متر شبکه بندی شد. پس از آن قوطی‌های جمع‌آوری آب که دارای شکل و اندازه یکسانی بودند در تمام نقاط شبکه قرار داده شد. سپس با شروع کار آبپاش‌ها و گذشت حدود یک ساعت از آغاز آزمایش، آب داخل قوطی‌ها با استفاده از استوانه مدرج اندازه‌گیری و یادداشت گردید. در پایان به منظور دستیابی به اهداف پژوهش، ضرایب یکنواختی ارائه شده توسط محققین مختلف (جدول ۲) برای هر کدام از مزارع آزمایشی محاسبه شد. در نهایت داده‌های حاصله با استفاده از نرم افزار SAS و در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. علاوه بر این، در پژوهش حاضر جهت دستیابی به بهترین توزیع برای پیش‌بینی ضریب یکنواختی و یکنواختی توزیع، مقادیر اندازه‌گیری شده با مقادیر پیش‌بینی شده با استفاده از توزیع‌های نرمال، یکنواخت و بتا[2] مورد مقایسه قرار گرفتند.

توابع توزیع آماری در آبیاری بارانی

توزیع نرمال

در زیر رابطه بین CU و DU با CV در توزیع نرمال به ترتیب برای ضریب یکنواختی توسط هارت و رینولدز (۱۹٦۵) و یکنواختی توزیع توسط هارت و هارمن (به نقل از ابو غبار، ۱۹۹٤) بیان شده است.

$$CU = (1 - 0.789 \times CV) \times 100 \qquad (۱)$$

$$DU = (1 - 1.270 \times CV) \times 100 \qquad (۲)$$

$$CV = \frac{S}{\overline{D}} \qquad (۳)$$

توزیع یکنواخت

در توزیع یکنواخت رابطه بین میانگین مقدار آب نفوذ یافته در مزرعه و مقدار آب در نقاط مختلف مزرعه به صورت زیر بیان می‌شود (واریک، ۱۹۸۳):

$$\overline{Z} = \frac{Z_u + Z_l}{2} \qquad (٤)$$

2. Normal, Uniform and Beta distributions

با فرض رابطه فوق رابطه بین ضریب تغییرات (CV) و مقادیر مشاهده شده به صورت زیر است:

$$CV = \frac{1}{2\sqrt{3}} \times \frac{Z_u + Z_l}{\overline{Z}} \qquad (۵)$$

رابطه بین CU و DU با ضریب تغییرات (CV) در این توزیع به شرح زیر است:

$$CU = (1 - 0.866 \times CV) \times 100 \qquad (۶)$$

$$DU = (1 - 1.300 \times CV) \times 100 \qquad (۷)$$

توزیع بتا

الیوت و همکاران (۱۹۸۰) توزیع بتا را بر داده‌های همپوشانی آبیاری بارانی برازش دادند. در این توزیع ابتدا یک متغیر نرمال شده (بدون بعد) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\overline{X} = \frac{\overline{Z} - Z_l}{Z_u - Z_l} \qquad (۸)$$

بین متغیر نرمال شده (بدون بعد) و عوامل ثابت توزیع بتا معادله‌های زیر برقرار است:

$$\overline{X} = \frac{a}{a+b} \qquad (۹)$$

$$\sigma_X^2 = \frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)} \qquad (۱۰)$$

با حل دو معادله فوق مقادیر ثابت توزیع بتا به دست می‌آید:

$$a = \frac{\overline{X}(\overline{X} - \sigma_X^2 - X^2)}{\sigma_X^2} \qquad (۱۱)$$

$$b = \frac{(1-\overline{X})(\overline{X} - \sigma_X^2 - \overline{X}^2)}{\sigma_X^2} \qquad (۱۲)$$

از طرف دیگر رابطه واریانس مقادیر اندازه‌گیری شده با واریانس نرمال شده به صورت زیر است:

$$\sigma_X^2 = \frac{\sigma_Z^2}{(Z_u - Z_l)^2} \qquad (۱۳)$$

$$\sigma_X = \frac{CV \times \overline{Z}}{(Z_u - Z_l)} \qquad (۱۴)$$

که در نهایت شکل ساده شده معادلات UC و DU در توزیع بتا به صورت زیر می‌باشند:

$$CU = (1 - f(a,b) \times CV) \times 100 \qquad (۱۵)$$

$$DU = (1 - g(a,b) \times CV) \times 100 \qquad (۱۶)$$

که مقادیر f(a,b) و g(a,b) در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۱- مشخصات سیستم‌های موجود در مزارع مورد آزمایش

مزارع مورد آزمایش	میانگین سرعت باد (m/s)	فاصله آبپاش‌ها (m)	ارتفاع آبپاش‌ها (m)	متوسط فشار آبپاش (kPa)	متوسط دبی آبپاش (l/s)	شدت پاشش آبپاش (mm/hr)	نوع آبپاش	قطر نازل (mm)
F 1	۵	۲۴ × ۱۸	۰/۸	۳۳۰	۲/۵	۱۷/۸	PEROT	۹
F 2	۴	۲۴ × ۱۸	۰/۸	۲۷۰	۱/۷	۱۵/۱	VYR 155	۷
F 3	۲/۴	۲۵ × ۲۵	۰/۶	۳۰۵	۱/۸۵	۱۸/۶	AMBO	۸
F 4	۳/۳	۲۵ × ۲۵	۰/۶	۲۹۵	۱/۸	۱۲/۸	AMBO	۸
F 5	۷	۲۵ × ۲۴	۰/۹	۳۳۶	۱/۸۵	۱۰/۸۳	AMBO	۷
F 6	۳	۲۵ × ۲۴	۰/۹	۱۹۳	۱/۴	۸/۱	AMBO	۸
F 7	۱/۴	۲۷ × ۲۵	۰/۸	۳۷۱	۲/۱	۱۰/۶	PEROT	۱۰
F 8	۱/۶	۲۷ × ۲۸	۰/۸	۳۰۱	۱/۹	۹/۱	PEROT	۱۰
F 9	۷	۲۳ × ۲۷	۰/۸	۲۹۰	۱/۹	۸/۶	PEROT	۱۰
F 10	۱۲	۲۳ × ۲۷	۰/۸	۲۹۰	۱/۹	۸/۶	PEROT	۱۰

جدول ۲- معادلات پیشنهادی محققین مختلف برای بیان یکنواختی توزیع آب

ردیف	محقق (محققین)	معیارهای در نظر گرفته شده در معادله	معادله پیشنهادی	منبع
۱	کریستیانسن	انحراف از میانگین داده‌ها – مجموع کل داده‌ها	$CU=\left(1-\frac{\sum_{i=1}^{N}\left\|D_i-\overline{D}\right\|}{\overline{D}\times N}\right)\times 100$	Christiansen, 1942
۲	ویلکوکس و اسوالز	انحراف از معیار داده‌ها – میانگین کل داده‌ها	$CU=\left(1-\frac{S}{\overline{D}}\right)\times 100$	Wilkox and Swails, 1947
۳	هارت و رینولدز	انحراف از معیار داده‌ها – میانگین کل داده‌ها	$CU=\left(1-\frac{0.798S}{\overline{D}}\right)\times 100$	Hart and Reynolds, 1965
۴	انجمن نیشکر هاوایی	انحراف از معیار داده‌ها – میانگین کل داده‌ها	$CU=\left[1-\left(\frac{2}{\pi}\right)^{0.5}\left(\frac{S}{\overline{D}}\right)\right]\times 100$	Merriam and Keller, 1978
۵	کریدل و همکاران (USDA)	انحراف از میانگین داده‌های چارک پایین	$CU=\left(1-\frac{\sum_{i=1}^{\frac{N}{4}}\left\|D_i-\overline{D}\right\|}{\overline{D}\times\frac{N}{4}}\right)\times 100$	Criddle et al, 1956
۶	بیل و هاول	انحراف از میانگین داده‌های چارک بالا	$CU=\left(1-\frac{\sum_{i=\frac{3}{4}N+1}^{N}\left\|D_i-\overline{D}\right\|}{\overline{D}\times\frac{N}{4}}\right)\times 100$	Beale and Howell, 1966
۷	کارملی	ماکزیمم داده – میانگین کل داده‌ها	$CU=\left[1-0.5\left(D_{\max}-\overline{D}\right)\right]\times 100$	Karmeli, 1978
۸	بنامی و هر	میانگین انحراف گروه قرائت‌های پایین و بالای میانگین کل	$CU=166\left(\frac{N_a}{N_b}\right)\left(\frac{2T_b+D_bM_b}{2T_a+D_aM_a}\right)$	Benami and Hore, 1964
۹	مریام و کلر	میانگین چارک پایین داده‌ها – میانگین کل داده‌ها	$CU=\left(\frac{\overline{D}_{Lq}}{\overline{D}}\right)\times 100$	Merriam and Keller, 1978

جدول ۳- ضرایب مورد نیاز در توزیع بتا (عابدیان، ۱۳۷۶)

a	b	f(a,b)	g(a,b)
۰/۵	۰/۵	۰/۹۰	۱/۲۷
	۱	۰/۸۶	۱/۳۰
	۲	۰/۷۸	۱/۳۱
	۵	۰/۷۲	۱/۳۵
	۱۰	۰/۷۲	۱/۳۹
	۲۰	۰/۷۰	۱/۳۹
۱	۱	۰/۸۷	۱/۳۰
	۲	۰/۸۴	۱/۴۱
	۵	۰/۷۹	۱/۵۰
	۱۰	۰/۷۷	۱/۵۱
	۲۰	۰/۷۵	۱/۵۰
۲	۲	۰/۸۴	۱/۳۰
	۵	۰/۸۱	۱/۴۹
	۱۰	۰/۸۰	۱/۵۴
	۲۰	۰/۷۸	۱/۵۵
۵	۵	۰/۸۲	۱/۲۹
	۱۰	۰/۸۱	۱/۴۸
	۲۰	۰/۸۰	۱/۵۶

مقایسه داده‌های اندازه‌گیری شده و پیش‌بینی شده

برای مقایسه مقادیر مشاهده شده یکنواختی، X_{oi} و مقادیر پیش‌بینی شده یکنواختی توسط توابع توزیع، X_{Pi} از آماره‌های جذر میانگین مربعات خطا[3]، ضریب جرم مانده[4] و ضریب کارآیی مدل[5] استفاده شد که فرمول‌های آنها به ترتیب در زیر آورده شده است.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_{0i} - x_{pi})^2}{n}} \quad (۱۷)$$

$$CRM = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_{pi} - x_{oi})}{\sum_{i=1}^{n} x_{oi}} \quad (۱۸)$$

$$EF = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_{0i} - \bar{x})^2 - \sum_{i=1}^{n}(x_{pi} - x_{oi})^2}{\sum_{i=1}^{n}(x_{0i} - \bar{x})^2} \quad (۱۹)$$

هر چه مقدار آماره RMSE کمتر باشد به معنای این است که خطای برآورد مقادیر ضرایب یکنواختی از روابط نام برده کمتر می‌باشد. در محاسبات چنانچه مقدار CRM برابر صفر شود، کارایی مدل حداکثر بوده و اگر مثبت یا منفی شود نشان دهنده بیش‌برآوردی و یا کم برآوردی مدل می‌باشد. همچنین مقدار EF از منفی بی‌نهایت برای بدترین برآورد تا یک برای تطابق کامل تغییر کرده و کفایت و کارآیی مدل را نشان می‌دهد.

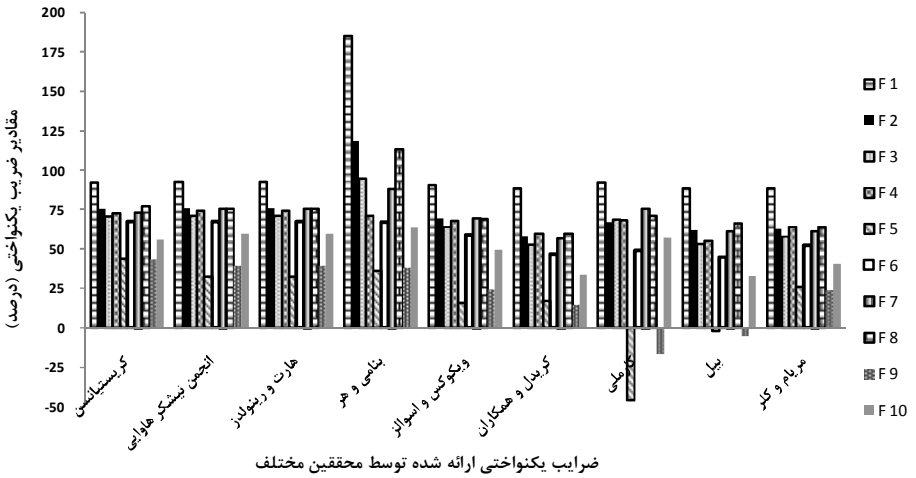
نتایج و بحث

نتایج حاصل از تجزیه واریانس داده‌ها با استفاده از آزمون دانکن نشان داد که بین ضرایب یکنواختی در مزارع مختلف، تفاوت معنی‌داری ($P < ۰/۰۵$) وجود دارد (جدول ٤). در شکل ۱ نیز نتایج حاصل از محاسبه ضرایب یکنواختی متفاوت برای مزارع مختلف (مزارع F1 تا F10)، نشان داده شده است.

3. Root mean square error
4. Coefficient of residual mass
5. Efficiency coefficient of model

جدول ۴- مقایسه میانگین ضرایب یکنواختی با استفاده از آزمون دانکن (در سطح پنج درصد)

ضرایب یکنواختی (٪)								
بیل و هاول	کارملی	کریدل و همکاران	مریام و کلر	ویلکوکس و اسوالز	هارت و رینولدز	هاوایی	کریستیانسن	بنامی و هر
۴۵/۸۵ ^{d}	۴۸/۷۸ ^{d}	۴۸/۹۲ ^{d}	۵۴/۲۷ ^{cd}	۵۷/۹۶ ^{bcd}	۶۶/۴۵ ^{bc}	۶۶/۴۶ ^{bc}	۶۷/۳۳ ^{b}	۸۷/۷۴ ^{a}



شکل ۱- نمودار ضرایب یکنواختی مختلف برای تمامی مزارع

همانطور که مشاهده می‌شود معادلات کریستیانسن، هارت و رینولدز و متخصصین انجمن نیشکر هاوایی برای هر کدام از مزارع نتایج بسیار نزدیک به هم داشته‌اند. این شکل همچنین نشان می‌دهد که معادله بنامی و هر با وجود اینکه در بعضی مزارع دارای جواب‌های نسبتاً نـزدیک به سه معادله قبل بوده است، در مواردی نیز جواب‌های کاملاً متفاوت داشته است به گونه‌ای که ضریب یکنواختی توزیع آب را برای مزارع F1، F2 و F8 بالاتر از ۱۰۰ درصد محاسبه نموده است. با توجه به شکل ۱ هرچه ضریب یکنواختی کریستیانسن پایین‌تر باشد، معادله ارائه شده توسط بنامی و هر بهتر می‌تواند آن را محاسبه نماید و در مواقعی که ضریب یکنواختی کریستیانسن بالا باشد، معادله بنامی و هر معمولاً اعدادی بالاتر از ۱۰۰ درصد را برای یکنواختی توزیع آب نتیجه می‌دهد. معادله ویلکوکس و اسوالز در تمامی مزارع ضریب یکنواختی توزیع آب را به طور متوسط حدود ۵ الی ۱۰ درصد کمتر از معادلات کریستیانسن، هارت و رینولدز و هاوایی محاسبه نموده است. معادلات پیشنهادی مریام و کلر و همچنین کریدل و همکاران که معیار مد نظر آنها چارک پایین داده‌ها بوده است، در هر کدام از مزارع جواب‌های نزدیک به هم داشتند (بطور متوسط ۷-٤ درصد اختلاف) و این مقادیر به طور متوسط در هر مزرعه حدود ۱۵ درصد کمتر از مقادیر کریستیانسن، هارت و رینولدز و هاوایی بوده است. همچنین معادله کارملی که حاصل از رگرسیون خطی می‌باشد، در دو مزرعه F5 و F9 ضریب یکنواختی توزیع آب را منفی محاسبه نموده است که بی مفهوم و بر خلاف واقعیت است. با توجه به شکل ۱ هر چه ضریب یکنواختی کریستیانسن بالاتر باشد، معادله ارائه شده توسط کارملی بهتر می‌تواند آن را محاسبه نماید و در مواقعی که ضریب یکنواختی کریستیانسن پایین باشد، معادله کارملی اعدادی منفی را برای یکنواختی توزیع آب نتیجه می‌دهد. معادله پیشنهادی بیل و هاول نیز تقریباً در تمامی مزارع ضریب یکنواختی توزیع آب را اندکی کمتر از دیگر معادلات برآورد کرده است. این معادله نیز در دو مزرعه F5 و F9 ضریب یکنواختی توزیع آب را منفی محاسبه نموده است. معمولاً در مزارعی که به دلیل خراب بودن آبپاش یا فشار نامناسب سیستم و یا به هر دلیل دیگری که باعث می‌شود

آب در نقاط معدودی از مزرعه بسیار بیشتر از سایر نقاط پاشیده شود، معادلات بیل و هاول و کارملی اعدادی منفی را برای ضریب یکنواختی توزیع آب محاسبه می‌کنند که این موضوع مهمترین عیب این روش‌هاست.

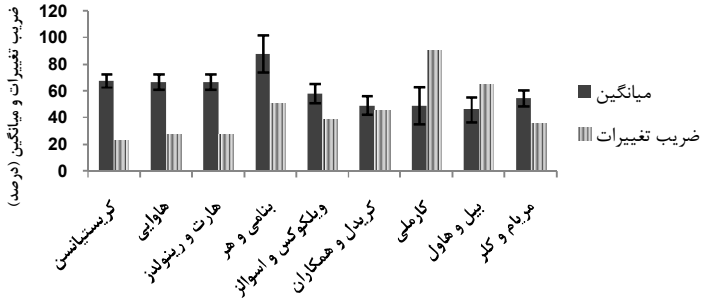
پیِر (۱۹٦۸) عوامل مؤثر بر یکنواختی توزیع آب را به چهار دسته تقسیم بندی نمود:

- عوامل مربوط به آبپاش‌ها نظیر فشار آب، سرعت چرخش، اندازه و نوع نازل
- عوامل مربوط به سیستم آبیاری نظیر تغییرات فشار آب در لوله‌ها، آرایش و فواصل آبپاش‌ها
- عوامل مربوط به مدیریت نظیر مدت زمان آبیاری و عمود بودن پایه آبپاش‌ها
- عوامل مربوط به اقلیم نظیر سرعت و جهت باد.

در این پژوهش، اکثر عوامل مذکور از هر مزرعه به مزرعه دیگر متفاوت بود (جدول ۱). از این رو، هرکدام از مزارع به عنوان یک بلوک آزمایشی در نظر گرفته شد که بتوان تأثیر متغیر بودن عوامل فوق را برای محاسبه ضرایب یکنواختی متفاوت در هر مزرعه حذف نمود. با توجه به جدول ۵، ملاحظه می‌شود که بین بلوک‌ها در محاسبه ضرایب یکنواختی اختلاف معنی‌داری در سطح پنج درصد وجود داشته است. اما گاهی در یک مزرعه با شرایط ثابت نیز بعضی از معادلات جواب‌های نادرست به دست می‌دهند، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در شرایط بخصوص یک مزرعه، نمی‌توان از بعضی ضرایب یکنواختی استفاده نمود. در مجموع نتایج حاصل از این تجزیه آماری نشان داد که ضرایب یکنواختی توزیع آب، وابسته به شرایط مزرعه‌ای بوده و در شرایط مختلف نمی‌توان هر کدام از این ضرایب را استفاده نمود. در این میان، باید از ضرایب یکنواختی‌ای استفاده کرد که کمترین وابستگی را به شرایط مزرعه‌ای دارند. شکل ۲، مقادیر درصد ضریب تغییرات مربوط به هرکدام از ضرایب یکنواختی را به همراه میانگین آنها نشان می‌دهد. با توجه به مقادیر ضریب تغییرات نشان داده شده در شکل ۲ و اختلاف بین مقادیر حداکثر و حداقل هر کدام از ضرایب یکنواختی (شکل ۱) می‌توان نتیجه گرفت در بین ضرایب یکنواختی ارائه شده، معادلات کریستیانسن، انجمن نیشکر هاوایی و هارت و رینولدز کمترین وابستگی را به شرایط مزرعه‌ای داشته و با اطمینان بیشتری می‌توان آنها را در مزارع مختلف استفاده نمود حال آنکه ضریب یکنواختی بنامی و هر، ضریب یکنواختی کارملی و تا حدی ضریب یکنواختی بیل و هاول دارای بیشترین وابستگی به شرایط مزرعه‌ای بوده و نمی‌توان آنها را به راحتی برای شرایط مختلف مزرعه‌ای به‌کار برد، بعلاوه اینکه این ضرایب گاهی جواب‌های نادرست به دست می‌دهند (اعدادی منفی و یا بالای ۱۰۰ درصد). معروف‌پور و همکاران (۲۰۱۰) نیز گزارش کردند که معادله بنامی و هر در بعضی شرایط مزرعه‌ای اعدادی بزرگتر از ۱۰۰ درصد را برای ضریب یکنواختی توزیع آب بدست می‌دهد.

جدول ۵- مقایسه میانگین ضرایب یکنواختی (٪) با استفاده از آزمون دانکن (در سطح پنج درصد) در مزارع مختلف

مزارع (بلوک)									
F1	F8	F2	F7	F4	F3	F6	F10	F9	F5
۱۰۱/۴۸ a	۷۴/۹۱ b	۷۳/۶۷ b	۷۱/۰۲ bc	۶۷/۶۶ bc	۶۷/۳۵ bc	۵۷/۷۵ cd	۵۰/۱۶ d	۲۲/۶۰ e	۱۷/۵۹ e

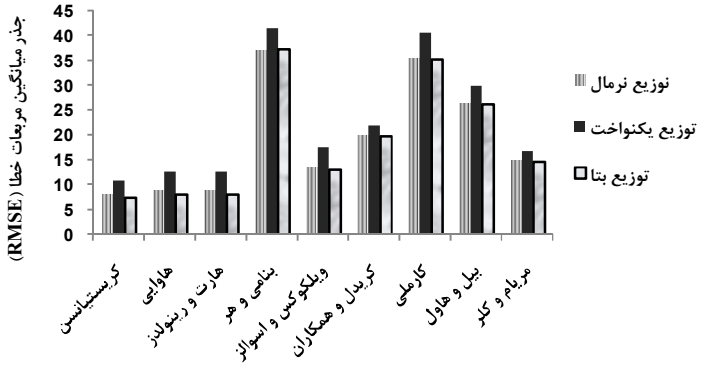


شکل ۲- درصد ضریب تغییرات برای هرکدام از ضرایب یکنواختی مختلف به همراه میانگین آنها

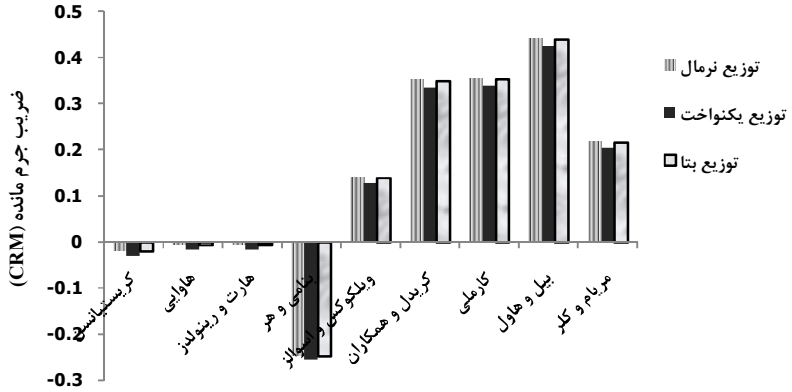
چنان که قبلاً ذکر شد در این پژوهش مقادیر ضرایب یکنواختی و با استفاده از سه توزیع نرمال، یکنواخت و بتا و با استفاده از روابط ارائه شده در بخش مواد و روش‌ها تخمین زده شد. سپس داده‌های تخمین زده شده با داده‌های محاسبه شده به‌وسیله معادلات ارائه شده توسط محققین مختلف، مقایسه شدند تا مشخص گردد کدام یک از سه توزیع نامبرده بهترین همخوانی را با ضرایب یکنواختی محاسبه شده دارد. شکل‌های سه تا پنج به ترتیب مقادیر جذر میانگین مربعات خطا، ضریب جرم مانده و ضریب کارآیی مدل را در هر سه توزیع نرمال، یکنواخت و بتا نشان می‌دهند. با توجه به شکل‌های سه و پنج برای تمامی ضرایب یکنواختی، کمترین مقدار جذر میانگین مربعات خطا و بیشترین مقدار ضریب کارایی مدل مربوط به توزیع بتا و بعد از آن مربوط به توزیع نرمال می‌باشد. همچنین با توجه به شکل ٤ مقدار ضریب جرم مانده در هر سه توزیع نرمال، بتا و یکنواخت برای سه ضریب یکنواختی کریستیانسن، انجمن نیشکر هاوایی و هارت و رینولدز بسیار کم و نزدیک به صفر است. بطور کلی از شکل‌های ۳ تا ۵ نتایج زیر قابل حصول است:

۱- در مورد تمامی ضرایب یکنواختی ارائه شده توسط محققین مختلف، توزیع بتا بهتر از توزیع‌های نرمال و یکنواخت می‌تواند ضریب یکنواختی توزیع آب (CU) را تخمین بزند.

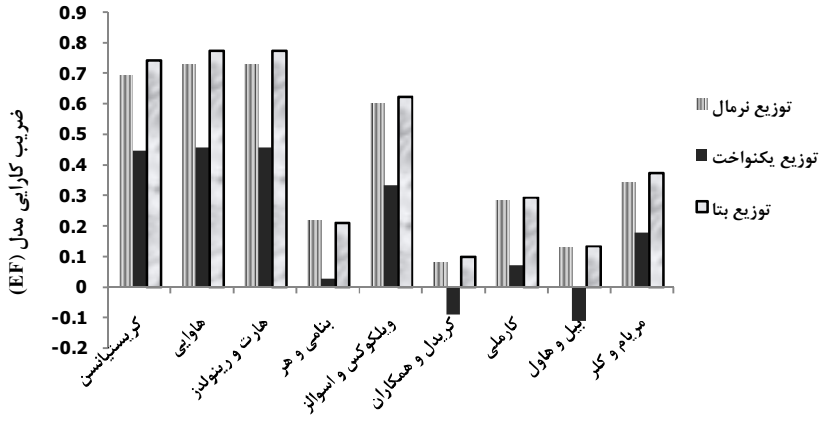
۲- در هر سه توزیع بتا، نرمال و یکنواخت کمترین همخوانی بین مقادیر پیش بینی شده مقادیر اندازه‌گیری شده مربوط به معادلات ارائه شده توسط کارملی، بیل و هاول و بنامی و هر می‌باشد و بیشترین همخوانی مخصوصاً در توزیع‌های بتا و نرمال مربوط به معادله کریستیانسن می‌باشد.



شکل ۳- مقادیر جذر میانگین مربعات خطا برای هرکدام از ضرایب یکنواختی در سه توزیع نرمال، یکنواخت و بتا



شکل ۴- مقادیر ضریب جرم مانده برای هرکدام از ضرایب یکنواختی در سه توزیع نرمال، یکنواخت و بتا



شکل ۵- مقادیر ضریب کارایی مدل برای هرکدام از ضرایب یکنواختی در سه توزیع نرمال، یکنواخت و بتا

عابدیان (۱۳۷٦) نیز گزارش کرد که در سیستم‌های لوله چرخدار، توزیع بتا و توزیع نرمال به ترتیب مناسب‌ترین توزیع‌ها جهت پیش‌بینی ضریب یکنواختی و یکنواختی توزیع می‌باشند که بطور کامل با نتایج پژوهش حاضر که در مزارع مجهز به سیستم کلاسیک ثابت با آبپاش متحرک انجام شد همخوانی دارد.

نتیجه گیری

در این پژوهش ضرایب یکنواختی ارائه شده توسط محققین مختلف مورد مقایسه و بررسی قرار گرفت و هرکدام از این ضرایب به کمک سه توزیع نرمال، یکنواخت و بتا تخمین زده شد. در مجموع نتایج نشان داد که:

۱- ضرایب مختلف یکنواختی توزیع آب، وابسته به شرایط مزرعه‌ای بوده و در شرایط مختلف نمی‌توان هر کدام از این ضرایب را استفاده نمود.

۲- در بین ضرایب یکنواختی ارائه شده توسط محققین مختلف، معادلات کریستیانسن، انجمن نیشکر هاوایی و هارت و رینولدز کمترین وابستگی را به شرایط مزرعه‌ای داشته و با اطمینان بیشتری می‌توان آنها را در مزارع مختلف استفاده نمود. حال آنکه ضریب یکنواختی بنامی و هر، ضریب یکنواختی کارملی و تا حدی ضریب یکنواختی بیل و هاول دارای بیشترین وابستگی به شرایط مزرعه‌ای بوده و نمی‌توان آنها را به راحتی برای هر شرایط مزرعه‌ای به کار برد، بعلاوه اینکه این ضرایب گاهی جواب‌های پرت به دست می‌دهند (اعدادی منفی و یا بالای ۱۰۰ درصد).

۳- در مورد تمامی ضرایب یکنواختی ارائه شده توسط محققین مختلف، توزیع بتا بهتر از توزیع‌های نرمال و یکنواخت می‌تواند ضریب یکنواختی توزیع آب (CU) را تخمین بزند.

٤- در هر سه توزیع بتا، نرمال و یکنواخت کمترین همخوانی بین مقادیر پیش بینی شده مقادیر اندازه‌گیری شده مربوط به معادلات ارائه شده توسط کارملی، بیل و هاول و بنامی و هر می‌باشد و بیشترین همخوانی مخصوصاً در توزیع‌های بتا و نرمال مربوط به معادله کریستیانسن می‌باشد.

۵- توزیع نرمال بهتر از توزیع‌های بتا و یکنواخت می‌تواند یکنواختی توزیع آب (DU) را تخمین بزند.

نمادها

CU	یکنواختی توزیع آب (٪)	M_a	میانگین گروه قرائت‌های بالای میانگین کل (mm)
D_i	عمق آب جمع شده در هر یک از ظرف‌ها (mm)	M_b	میانگین گروه قرائت‌های زیر میانگین کل (mm)
$\overline{D}_{lq}$	میانگین عمق آب جمع شده در ربع پایین داده‌ها (mm)	N_a	تعداد قرائت‌های بالای میانگین کل
$\overline{D} = \overline{Z}$	میانگین عمق آب جمع شده در تمام ظرف‌ها (mm)	N_b	تعداد قرائت‌های پایین میانگین کل
$D_{max} = Z_u$	حداکثر عمق آب جمع شده در ظرف‌ها (mm)	T_a	مجموع قرائت‌های بالای M_a (mm)
Z_l	حداقل عمق آب جمع شده در ظرف‌ها (mm)	T_b	مجموع قرائت‌های زیر M_b (mm)
N	تعداد ظرف‌های جمع‌آوری آب	D_a	اختلاف بین تعداد قرائت‌های پایین و بالای M_a
CV	ضریب تغییرات (اعشار)	D_b	اختلاف بین تعداد قرائت‌های پایین و بالای M_b
X_O	مقدار اندازه‌گیری شده ضریب یکنواختی	X_P	مقدار پیش بینی شده ضریب یکنواختی
σ_Z^2 , σ_X^2	به ترتیب واریانس مقادیر اندازه‌گیری شده و نرمال شده	λ	ضریب برازش مقادیر پیش بینی شده و اندازه‌گیری شده
S	انحراف معیار داده‌ها $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N}(D_i - \overline{D})^2}{N}}$	a , b	عوامل ثابت توزیع بتا
		$\overline{X}$	متغییر نرمال شده (بدون بعد)

فهرست منابع

۱. عابدیان، ی. ۱۳۷٦. ارزیابی دستگاه آبیاری بارانی لوله‌های چرخدار در مزارع چغندر قند استان خراسان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی. دانشگاه شیراز.

۲. فاریابی، ا.، ع. معروف‌پور.، و ه. قمرنیا. ۱۳۸۷. ارزیابی معادلات یکنواختی توزیع آب در آبیاری بارانی. سومین همایش یافته‌های پژوهشی کشاورزی و منابع طبیعی (غرب کشور). دانشگاه کردستان. ١٤ و ١٥ اسفند ماه.

۳. یمین مشرفی، گ.، ع. معروف‌پور.، ه. قمرنیا.، و ا. فاریابی. ۱۳۸۹. تعیین مناسب‌ترین تابع توزیع ضریب یکنواختی و یکنواختی توزیع سیستم‌های آبیاری بارانی دشت دهگلان کردستان. مجله پژوهش آب ایران. ٤(٦): ۹۷-۹۵.

4. Abo-Ghobar, H.M. 1994. The effect of riser height and nozzle size on evaporation and drift losses under arid conditions. Agricultural science 6(2): 191-202.
5. Beale, J.G., and D.T. Howell. 1966. Relationship among sprinkler uniformity measures. Irrigation and Drainage Division. ASCE 92: 41-48.
6. Benami, A., and F.R. Hore. 1964. A new irrigation sprinkler distribution coefficient. Transactions of the ASAE 7: 157-158.
7. Boulal, H., L. Mateos., and H. Gomez-Macpherson. 2011. Soil management and traffic effects on infiltration of irrigation water applied using sprinklers. Irrigation Science 29: 403-412.
8. Christiansen, J.E. 1942. Irrigation by sprinkling. California Agricultural Experiment Station, Bulletin 670.

9. Dechmi, F., E. Playan., J.M. Faci., M. Tejero., and A. Bercero. 2003. Analysis of an irrigation district in northeastern Spain: II. Irrigation evaluation, simulation and scheduling. Agricultural water management 61: 93-109.
10. Elliott, R.L., W.E. Hart., J.C. Loftis., and J.D. Nelson. 1980. Comparison of sprinkler uniformity models. Irrigation and Drainage Division 106(4): 321- 330.
11. Hart, W.E., and W.N. Reynolds. 1965. Analytical design of sprinkler systems. Transactions of the ASAE 8(1): 83-89.
12. Karmeli, D. 1978. Estimating sprinkler distribution pattern using linear regression. Transactions of the ASAE 21: 682-686.
13. Li, Y., G. Bai., and H. Yan. 2015. Development and validation of a modified model to simulate the sprinkler water distribution. Computers and Electronics in Agriculture 111: 38-47.
14. Liu, H., L. Yu., Y. Luo., X. Wang., and G. Huang. 2011. Responses of winter wheat evapotranspiration and yield to sprinkler irrigation regimes. Agricultural water management 98: 483-492.
15. Maroufpoor, E., A. Faryabi., H. Ghamarnia., and G. Yamin Moshrefi. 2010. Evaluation of uniformity coefficients for sprinkler irrigation systems under different field conditions in Kurdistan province (Northwest of Iran). Soil and Water Research 4:139-145.
16. Merriam, J.L., and J. Keller. 1978. Farm irrigation system evaluation: A guide for management. Department of Agricultural and Irrigation Engineering, Utah State Univ., Logan, Utah.
17. Pair, C.H. 1968. Water distribution under sprinkler irrigation. Transactions of the ASAE 11: 648-651.
18. Salmeron, M., Y.F. Urrego., and J. Cavero. 2012. Effect of non-uniform sprinkler irrigation and plant density on simulated maize yield. Agricultural water management 113: 1-9.
19. Perez-Ortola, M., A. Daccache., T.M. Hess., and J.W. Knox. 2015. Simulating impacts of irrigation heterogeneity on onion (*Allium cepa L.*) yield in a humid climate. Irrigation Science 33: 1-14.
20. Sanchez, I., N. Zapata., and J.M. Faci. 2010. Combined effect of technical, meteorological and agronomical factors on solid-set sprinkler irrigation: I. Irrigation performance and soil water recharge in alfalfa and maize. Agricultural water management 97: 1571-1581.
21. Sheikhesmaeili, O., J. Montero., and S. Laserna. 2016. Analysis of water application with semi-portable big size sprinklerirrigation systems in semi-arid areas. Agricultural water management 163: 275-284.
22. Talebnejad, R., and A.R. Sepaskhah. 2015. Effect of different saline groundwater depths and irrigation water salinities on yield and water use of quinoa in lysimeter. Agricultural Water Management. 148: 177-188.
23. Warrick, A.W. 1983. Interrelationships of irrigation uniformity terms. Irrigation and Drainage Division 109(3): 317- 332.
24. Wilkox, J.C., and G.E. Swails. 1947. Uniformity of water distribution by some undertree orchard sprinkler. Journal of Scientific Agriculture 27: 565-586.
25. Yan, H.J., G. Bai., J.Q. He., and Y.J. Li. 2010. Model of droplet dynamics and evaporation for sprinkler irrigation. Biosystems Engineering 106: 440-447.