نشریه آبیاری و زهکشی ایران
شماره۴، جلد ۱۴، مهر - آبان ۱۳۹۹، ص. ۱۴۳۸-۱۴۲۹

Iranian Journal of Irrigation and Drainage
No. 4, Vol. 14, Oct.-Nov. 2020, p. 1429-1438

مقاله علمی-پژوهشی

بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای آبیاری محصولات زراعی (مطالعه موردی: دشت مشهد)

سیده تینا مرتضوی‌نیا[1*]، علیرضا کرباسی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۴/۱۶

چکیده

آب به عنوان منبع حیاتی یکی از عوامل مهم رشد و توسعه در جوامع بشری است. دشت مشهد یکی از دشت‌های بحرانی ایران است که خشکسالی سال‌های گذشته سبب افت سطح آب‌خوان‌ها شده است. این مطالعه برآن است تا به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای آب مصرفی در دشت مشهد بپردازد. آمار و اطلاعات لازم برای این مهم از وزارت جهاد کشاورزی و اداره هواشناسی استان خراسان‌رضوی برای محصولات غالب در الگوی کشت منطقه شامل گندم، جو، گوجه فرنگی، یونجه، خیار و سیب‌زمینی جمع‌آوری گردید. به‌منظور تعیین مقدار آب مورد تقاضای محصولات از شاخص نیاز خالص آبیاری که تابعی از میزان تبخیر، رطوبت، بارندگی و سرعت باد می‌باشد، و از نرم‌افزار NETWAT به‌دست آمد، استفاده شد. بررسی فاکتورهای اثر گذار بر نیاز خالص آبیاری این محصولات با استفاده از الگوی پانل‌شور انجام شد. نیاز خالص برآوردی به‌دست آمده از الگو، به‌عنوان مقدار تقاضای آب به‌کار گرفته شد. جهت بررسی عوامل مؤثر بر این شاخص از الگوی پانل فضایی استفاده شد. معنی‌داری متغیر همسایگی (Rho)، نشان می‌دهد که الگوی مورد بررسی فضایی است و استفاده از الگوهای کلاسیک با مشکل همراه است. نتایج حاصل از تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد که هر چه قیمت آب، هزینه آبیاری، هزینه کود شیمیایی و هزینه اجاره زمین افزایش یابد، میزان تقاضای مصرفی برای آب آبیاری کمتر شده و از مصرف بی‌رویه آب جلوگیری می‌شود.

واژه‌های کلیدی: الگوی پانل فضایی، الگوی پانل شور، تقاضای آب، دشت مشهد

مقدمه

آب به‌عنوان منبع حیاتی یکی از عوامل مهم رشد و توسعه در جوامع بشری است. در دو دهه اخیر و به‌ویژه در سال‌های پایانی قرن بیستم، آب و مدیریت آن به یک دغدغه‌ی بزرگ بین‌المللی تبدیل شده است. مقایسه کشورهای واقع در منطقه معتدله با کشورهای مستقر در نواحی خشک و نیمه‌خشک نشان می‌دهد که کمبود آب، به ویژه آب با کیفیت خوب یکی از عوامل مهم بازدارنده توسعه کشاورزی، اقتصادی و اجتماعی در اکثر کشورهای در حال توسعه به‌خصوص کشورهای واقع شده در کمربند خشک، نیمه‌خشک و گرم جهان است (زمانی و همکاران، ۱۳۹۳).

کشور ما از جمله مناطقی است که با کمبود آب مواجه است. با توجه به اقلیم خشک کشور و با در نظر گرفتن خشکسالی‌های اخیر اهمیت آب به‌عنوان یک نهاده حیاتی بیش از پیش مشخص می‌شود و در صورتی که بر اساس مبانی توسعه پایدار برای منابع آب برنامه‌ریزی نکنیم در آینده کشور با معضلات غیرقابل حلی مواجه خواهد شد. از طرف دیگر نظر به این‌که بخش عمده منابع آب کشور در بخش کشاورزی مصرف می‌شود، یکی از اساسی‌ترین نیازهای تحقیقاتی کشور مسائل مربوط به آب و آبیاری در این بخش می‌باشد (گلزاری و همکاران، ۱۳۹۵).

مسئله اصلی در مدیریت اقتصادی منابع آبی در هر کشور و منطقه‌ای ایجاد تعادل بین عرضه و تقاضای آب می‌باشد که در برقراری این تعادل قیمت یا ارزش اقتصادی آب مانند قیمت هر کالا و نهاده دیگر نقش تعیین کننده‌ای بر عهده دارد و اگر این قیمت به‌درستی تعیین گردد، انتظار می‌رود بسیاری از مسائل موجود در مدیریت منابع آب برطرف گردد. در این راستا اصلاح نظام قیمت‌گذاری آب به عنوان یکی از کارآمدترین ابزارهای مدیریت

۱- کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربت حیدریه، ایران
۲- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران
(*- نویسنده مسئول: Email: tiiinaaamooo@gmail.com)

تقاضا می‌تواند به تخصیص مطلوب‌تر آن بین فعالیت‌های مختلف و افزایش بهره‌وری این نهاده کمک نماید (قادرزاده و شایان‌مهر، ۱۳۹۲). به این مفهوم که کشاورزان با افزایش قیمت آب روی یک منحنی تقاضا (با شیب منفی) واکنش نشان داده و مصرف آب آبیاری را کاهش می‌دهند، از این‌رو آب ذخیره شده می‌تواند بین مصارف دیگر، از جمله استفاده در تولید محصولات با ارزش‌تر و نیز اهداف مربوط به حفظ محیط‌زیست مطابق با ترجیحات جامعه، مجدداً توزیع شود. تخصیص مجدد منابع آب می‌تواند موجب افزایش کارایی استفاده از آن شود (نبی‌زاده‌ذوالپیرانی و همکاران، ۱۳۹۳).

استان خراسان‌رضوی به لحاظ قرار گرفتن در اقلیم خشک و نیمه‌خشک و رویارویی با کاهش بارندگی در سال‌های اخیر، در وضعیت بسیار نامطلوبی قرار گرفته است. میانگین ریزش‌های جوی در این استان ۲۲۳ میلی‌متر در سال است و متوسط حجم ریزش‌های جوی در این استان سالانه ۲۶۳۵۳ میلیون مترمکعب است که از این میزان ۱۹۵۵۴ میلیون مترمکعب آن سالانه تبخیر و از دسترس خارج می‌شود و ۶۷۹۹ میلیون مترمکعب آن قابل استفاده است (شرکت سهامی آب منطقه‌ای استان خراسان‌رضوی، ۱۳۹۵). شهرستان مشهد دارای متوسط بارندگی سالیانه حدود ۲۳۵/۲ میلی‌متر، متوسط حداکثر درجه حرارت ۲۲/۹ و متوسط حداقل درجه حرارت ۹/۷ سانتی‌گراد می‌باشد. این شهرستان دارای ۴۰۷۳۳ هکتار سطح زیر کشت آبی می‌باشد که بیش‌ترین سطح زیر کشت به جو، گندم، گوجه‌فرنگی، یونجه، خربزه، ذرت‌علوفه‌ای و پیاز اختصاص دارد (جهاد کشاورزی استان خراسان‌رضوی، ۱۳۹۷).

دشت مشهد یکی از بزرگ‌ترین و مهم‌ترین دشت‌های استان خراسان‌رضوی است. اهمیت این دشت علاوه بر تأمین آب مورد نیاز کشاورزی به‌مقدار بیش از ۱/۵ میلیارد مترمکعب در سال، تأمین‌کننده آب شرب شهرهای مشهد، چناران، شاندیز و طرقبه نیز می‌باشد (لشگری‌پور و همکاران، ۱۳۸۴).

با توجه به مشکلات بحران آب و مسئله کمبود آن به‌عنوان یکی از مسائل محدودکننده توسعه کشاورزی در اکثر کشورهای جهان، تحقیقات بسیاری در این زمینه و برای حل مشکلات مربوط صورت گرفته است. این مطالعات مسائل مختلف مربوط به آب کشاورزی را مدنظر قرار داده و سعی نموده‌اند تا راه حل عملی برای برنامه‌ریزی صحیح در رابطه با منابع آب در بخش کشاورزی را نشان دهند. مسئله بهره‌وری، تقاضا و قیمت‌گذاری برای آب از مسائل مهم تحقیقات در بخش کشاورزی بوده و محققین بسیاری سعی نموده‌اند تا از طریق مطالعه در زمینه‌های مذکور گام مثبتی در جهت حل مسائل مربوط به بحران آب بردارند. از سوی دیگر همراه با رشد روزافزون جمعیت، توسعه فعالیت‌های اقتصادی و بهبود سطح استانداردهای زندگی، تقاضا برای آب افزایش یافته و نیاز به سرمایه‌گذاری در جهت استحصال آب به‌مراتب بیش‌تر شده است. بنابراین اعمال مدیریت تقاضای آب به عنوان رویکردی جدید در مدیریت و بهره‌برداری از منابع آب ضروری به‌شمار می‌آید (دهقان‌پور و شیخ‌زین‌الدین، ۱۳۹۲).

با توجه به ضرورت و اهمیت موضوع تقاضای آب و اهمیت این نهاده در بخش کشاورزی، مطالعات گوناگونی در داخل و خارج از کشور در زمینه برآورد ارزش اقتصادی آب انجام شده است، که در زیر به چند مورد از آن‌ها اشاره می‌شود.

موسوی و همکاران (۱۳۹۸) به تعیین ارزش اقتصادی آب کشاورزی در کشت گلخانه‌ای دشت قزوین پرداختند. نتایج نشان داد که هر چه موجودی منابع آب کاهش یابد، ارزش اقتصادی آب به‌مراتب افزایش می‌یابد. هم‌چنین، با اعمال حساسیت‌های کاهش در هزینه تولید و افزایش در قیمت محصولات، ارزش اقتصادی آب روند افزایشی خواهد داشت.

اسعدی و همکاران (۱۳۹۸) ارزش اقتصادی آب در مزارع گندم و کلزا را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که ارزش اقتصادی هر مترمکعب آب در تولید محصول گندم و کلزا به‌ترتیب برابر با ۳۷۱۵ و ۳۳۷۰ ریال برآورد شد.

قادرزاده و جزایری (۱۳۹۷) به تعیین ارزش اقتصادی و تابع تقاضای آب در تولید محصول یونجه در دشت دهگلان پرداختند. نتایج نشان داد که ارزش تولید نهایی هر مترمکعب آب بر مبنای تابع تولید کاب- داگلاس و ترانسندنتال به‌ترتیب برابر با ۱۶۸۹ و ۱۰۹۳ ریال می‌باشند. هزینه تمام شده هر مترمکعب آب آبیاری ۶۲۵ ریال می‌باشد. اختلاف موجود بین ارزش اقتصادی و هزینه تمام شده آب می‌تواند یکی از دلایل مصرف بیش‌ازحد و عدم صرفه‌جویی آب در تولید محصول یونجه باشد.

مظفری (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای مدیریت تقاضای آب آبیاری در دشت اردلان با تأکید بر سیاست قیمت‌گذاری را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که قدرمطلق کشش قیمتی تقاضای آب برای یونجه و گوجه‌فرنگی که نیاز آبی بالاتری دارند، بیشتر از سایر محصولات منتخب است و تقاضای کشاورزان برای نهاده آب در تولید این محصولات باکشش‌تر است. افزون بر این، افزایش قیمت آب آبیاری منجر به کاهش سطح زیر کشت گندم آبی، یونجه، گوجه‌فرنگی و آفتابگردان و افزایش سطح زیر کشت جو آبی و هندوانه در الگوی کشت منطقه می‌شود.

تهامی‌پور و یزدانی (۱۳۹۵) نقش ابزارهای اقتصادی در مدیریت یکپارچه منابع آب را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که قیمت سایه‌ای هر مترمکعب آب کشاورزی کم‌تر از هزینه تمام شده آن است. بنابراین، قیمت‌گذاری بر اساس دریافت تمام هزینه‌های تأمین، انتقال و توزیع آب کشاورزی گزینه مناسبی برای قیمت‌گذاری نیست و اجرای این سیاست در راستای مدیریت یک‌پارچه منابع آب، مستلزم حمایت دولت از بخش کشاورزی و اعمال سیاست قیمت‌گذاری ترجیحی در بلندمدت است.

خواجه روشنائی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به تعیین ارزش اقتصادی آب در روش تابع تولید، با به‌کارگیری مدل‌های کلاسیک و آنتروپی (مطالعه موردی: محصول گندم در شهرستان مشهد) پرداختند. نتایج به‌دست آمده نشان داد که روش آنتروپی قادر به برآورد دقیق ضرایب توابع نبود و نمی‌توان از نتایج آن در محاسبه ارزش اقتصادی آب استفاده نمود. در حالی‌که در روش کلاسیک، تابع ترانسلوگ از بین اشکال مختلف توابع، به‌عنوان بهترین فرم تابع در تولید محصول گندم، انتخاب و ارزش اقتصادی آب معادل ۱۸۷۰ ریال محاسبه شد.

تهامی‌پور زرندی و نصیری در مطالعه‌ای به تعیین ارزش اقتصادی آب برای مصارف صنعتی در ایران پرداختند. برای برآورد ارزش اقتصادی آب از روش اقتصادسنجی با داده‌های پانل استفاده شد. نتایج نشان داد که هزینه آب مصرفی در مصارف صنعتی در استان زنجان کم‌تر از ۱۰ هزار ریال است. براساس نتایج حاصل از ارزش اقتصادی آب در مصارف صنعتی (به‌طور متوسط ۲۳۳۷۶ ریال در هر متر مکعب) فرضیه امکان اصلاح سیستم قیمت‌گذاری در بخش صنعتی به‌منظور صرفه‌جویی در منابع آب و استفاده بهینه از آن در بخش صنعت قابل قبول است (Tahami Pour Zarandi and Nasiri, 2020).

نبی‌زاده و همکاران در مطالعه‌ای به محاسبه‌ی ارزش اقتصادی آب در مزارع برنج در منطقه سد البرز پرداختند. با توجه به نتایج حاصل از تابع تولید، ارزش اقتصادی آب برای محصولات کشاورزی تحت پوشش سد البرز ۱۵۲۱۰ ریال در هر متر مکعب محاسبه شد. هم‌چنین نتایج نشان داد که تفاوت معنی‌داری بین قیمت به‌دست آمده و قیمت آب پرداختی به‌وسیله کشاورزان که ۲۳۲ ریال در هر متر مکعب در سیستم نیمه‌مدرن است، وجود دارد (Nabizade et al, 2015).

امیدی و همکاران در مطالعه‌ای به محاسبه قیمت آب آبیاری گندم توسط تابع تولید محصول پرداختند. نتایج نشان داد که در روش قیمت‌گذاری پیشنهادی آب، قیمت آب آبیاری بطور مستقیم توسط قیمت محصول، عملکرد محصول و مقدار آب آبیاری تحت تأثیر قرار می‌گیرد. هم‌چنین نتایج نشان داد که عواملی مانند آب و هوا، سرمایه-گذاری، اقتصاد، فن‌آوری‌های علمی و عملی جدید قیمت آب آبیاری را غیرمستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد. علاوه‌براین، این روش کشاورزان را به صرفه‌جویی در آب آبیاری و استفاده از روش‌های کشاورزی تشویق می‌کند (Omidi et al, 2014).

الگافی و الگانزوری در مطالعه‌ای به بررسی سیستم پشتیبانی تصمیم‌گیری برای ارزش اقتصادی آب آبیاری پرداختند. این مطالعه نشان داد که سطح زیرکشت محصول در استان‌های مختلف به ارزش اقتصادی آن بستگی ندارد. مطالعه نشان داد که ارزش اقتصادی محصول به منطقه وابسته نمی‌باشد. ارزش اقتصادی آب آبیاری از یک استان به استان دیگر حتی در همان منطقه (پایین، متوسط و بالا) متفاوت است. در همان منطقه تغییر در ارزش اقتصادی آب آبیاری ناشی از تغییرات در هزینه‌ها و درآمد حاصل از تولید محصول و نه تغییرات در مقدار آب آبیاری است (El Gafy and El Ganzori, 2012).

روش پژوهش

اطلاعات لازم برای این تحقیق از پرسش‌نامه‌های هزینه‌ی تولید وزارت جهاد کشاورزی و هم‌چنین جداول وضعیت جوی شهرستان مشهد از اداره هواشناسی در سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۵ و نیاز خالص آبیاری هر محصول از نرم‌افزار NETWAT به‌دست آمد. داده‌های مورد بررسی برای میزان مصرف آبیاری محصولات زراعی طبق مطالعات سلیمانی نادگانی و همکاران (۱۳۹۰)، شیدائیان و همکاران (۱۳۹۳)، رحیمی و احمدی (۱۳۹۰) و شعبانی و همکاران (۱۳۹۵)، شامل متوسط بارندگی، دما، تبخیر، رطوبت و سرعت باد هستند از این‌رو برای تعیین میزان تقاضای آبیاری محصولات با توجه به تغییر اقلیم مدل پانل شور برآورد گردید. با توجه به مدل‌های اقتصادسنجی نباید هم‌خطی بین داده‌ها وجود داشته باشد به‌همین دلیل چون متغیر دما با سایر متغیرها هم‌خطی داشت از مدل حذف شد و مدل با متغیرهای دیگر برآورد گردید. سپس مقدار عدد به‌دست آمده از این مدل برای میزان تقاضای آبیاری هر محصول در طی ۱۰ سال به‌همراه پرسش‌نامه‌های هزینه‌ی تولید وزارت جهاد کشاورزی که شامل متغیرهای قیمت آب، هزینه آبیاری، هزینه بذر، کود حیوانی، کود شیمیایی، ماشین‌آلات، نیروی کار و هزینه‌ی اجاره زمین می‌باشد، با مدل اقتصادسنجی فضایی تخمین زده شدند. تخمین مدل‌ها با استفاده از نرم‌افزار استتا ۱۴ که یک نرم‌افزار تخصصی است و برای برآورد رگرسیون استفاده می‌شود برآورد گردیده است.

در روش برآورد مدل با داده‌های پانل یک‌سری واحدهای مقطعی در طی چند سال مورد توجه قرار می‌گیرند. با کمک این روش تعداد مشاهدات تا حد مطلوب، افزایش می‌یابد. برای برآورد مدل بر اساس داده‌های پانل روش‌های متفاوتی ارائه شده است که بنابه‌مورد و هدف مطالعه قابلیت کاربرد دارند (جبل‌عاملی و بی‌ریا، ۱۳۸۵). اگر رابطه‌ی (۱) را به‌صورت یک رابطه اقتصادسنجی با رویکرد پانل دیتا تعریف کنیم، در این‌صورت خواهیم داشت:

$$y_{it} = \beta_{it} + \beta_{2it}x_1 + \beta_{3it}x_2 + \beta_{4it}x_3 + \beta_{5it}x_4 + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در آن β_i ها، نشان‌دهنده ضرایب، i نشان‌دهنده امین واحد مقطعی (محصولات) و t نشان‌دهنده امین دوره زمانی برای هر محصول است. با توجه به این‌که رابطه‌ی بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی به‌صورت سیستمی می‌باشد و می‌توان آن را در غالب معادلات هم‌زمان در نظر گرفت؛ از الگوی پانل‌شور استفاده گردید. در سیستم شور هر یک از معادلات متغیر وابسته مخصوص به‌خود را داشته و به‌صورت بالقوه نیز می‌تواند، مجموعه متفاوتی از متغیرهای توضیحی را دربرداشته باشد. هر معادله به‌نوبه خود یک

رگرسیون خطی بوده که می‌تواند به‌صورت مجزا تخمین زده شود و به‌همین دلیل این مجموعه از معادلات را "به ظاهر نامرتبط" می‌خوانند. زیرا فرض بر آن است که جزء خطا در میان معادلات مختلف دارای همبستگی می‌باشد.

با فرض وجود m معادله رگرسیونی، خواهیم داشت:

$$y_{it} = x'_{it}\beta_t + \varepsilon_{it} \qquad t = 1,2,\dots,m \qquad (۲)$$

که i نشان‌دهنده محصولات، t اندیس دوره زمانی است. هر معادله i، یک متغیر پاسخ y_{it} و یک بردار k_i بعدی از متغیرهای توضیحی دارد. در نهایت اگر این m معادله نیز به نوبه خود به‌صورت برداری نمایش داده شوند، سیستمی به شکل رابطه (۳) تشکیل می‌شود (Zellner, 1962).

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_m \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & x_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & x_m \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_m \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} g_1 \\ g_2 \\ \vdots \\ g_m \end{pmatrix} = x\beta + \varepsilon \qquad (۳)$$

فرض این مدل آن است که اجزای خطای ε_{it} در طول زمان مستقل هستند، اما ممکن است دارای همبستگی‌های بین معادله‌ای هم‌زمان باشند (شاهپوری و همکاران، ۱۳۹۳).

اقتصاد سنجی فضایی: کاربرد تکنیک اقتصاد سنجی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزء مکانی هستند و در واقع، اقتصادسنجی فضایی، زیر شاخه‌ای از اقتصادسنجی است که رابطه‌ی متقابل فضایی(خودهمبستگی فضایی) و ساختار فضایی (ناهمسانی فضایی) را در مدل‌های رگرسیونی با داده‌ای مقطعی یا ترکیب مقطعی- سری‌زمانی بررسی می‌کند. در این مطالعه، از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است که فرم عمومی آن به‌صورت زیر است:

$$Y_{it} = c + \rho W Y_{it} + \beta X_{it} + U \qquad (۴)$$
$$\varepsilon \approx N(0, \sigma^2)$$

در این رابطه Y_{it} نشان‌دهنده میزان تقاضای مصرفی آب برای محصول i در زمان t می‌باشد، c عرض از مبدأ، X نشان‌دهنده یک ماتریس $n \times n$ از متغیرهای توضیحی، W ماتریس وزنی فضایی است که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است، پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY و پارامتر β نشان‌دهنده تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابسته Y است (نجفی علمدارلو و همکاران، ۱۳۹۲).

آزمون‌های گوناگونی برای اندازه‌گیری و وجود خودهمبستگی فضایی وجود دارد. جهت تست خودهمبستگی فضایی آزمون‌های موران، نسبت درست‌نمایی، Geary و Getis-Ords پیشنهاد شده است. آزمون موران به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$I = \frac{N\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}(X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}\right)\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2} \qquad (۵)$$

که در آن X متغیر وابسته مورد نظر، i و j شاخص‌هایی برای موقعیت‌ها یا واحدهای فضایی و n تعداد مشاهدات یا مناطق است. W_{ij} یک وزن فضایی کوچک‌تر از یک است که ارتباط میان واحد فضایی i و واحد فضایی j را تعریف می‌کند. W_{ij} یک عنصر از ماتریس وزن‌های فضایی W با ابعاد $n \times n$ است و به‌صورت ردیفی استاندارد شده است (مجموع عناصر هر ردیف ۱ است). این ماتریس ساختار همسایگی را نشان می‌دهد و معنی‌داری آماره موران نشان از تأیید وجود وابستگی فضایی در داده‌ها است. به‌عبارت‌دیگر اندازه‌های مثبت آماره موران بیانگر وجود دسته‌بندی فضایی دارای اندازه‌های یکسان است. ارزش‌های منفی نیز نشان می‌دهد که اندازه‌های بالا خیلی اوقات در نزدیکی اندازه‌های پایین قرار می‌گیرد. آماره موران با ضریب هم‌بستگی گشتاوری پیرسون یکسان است البته اندازه‌های بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار آن لزوماً در دامنه (۱,۱-) قرار نمی‌گیرد (پارادیس[1]، ۲۰۱۷).

خودهمبستگی فضایی زمانی به‌وجود می‌آید که مشاهدات متغیر وابسته یا جزء خطای هر نقطه با مشاهدات متغیر وابسته یا جزء خطای نقاط دیگر هم‌بسته باشند. برای بررسی خودهمبستگی فضایی در داده‌ها دو مدل وقفه و خطای فضایی وجود دارد. در مدل وقفه‌ی فضایی که در آن مشاهدات متغیر وابسته در هر نقطه به مشاهدات واقع در نقاط دیگر وابسته است، وابستگی فضایی به دلایل ذاتی (یا متأثر از تئوری) می‌باشد. در واقع در این مدل متغیر وابسته y در مکان i تحت تاثیر مکانهایi و j قرار دارد. مدل وقفه فضایی برای ارزیابی وجود و یا شدت وابستگی فضایی به‌کار می‌رود. در مدل خطای فضایی که در آن جزء خطای رابطه تخمین زده شده دارای وابستگی فضایی می‌باشد، وابستگی فضایی متأثر از داده می‌باشد، که یا به‌وسیله‌ی متغیرهای دارای وابستگی فضایی که (به اشتباه) وارد مدل نشده‌اند و یا به‌علت استفاده از محدوده‌ای از متغیرها که با مدل واقعی ناسازگارند، به‌وجود می‌آید. به‌عبارتی در مدل خطای فضایی اجزاء خطا در میان واحدهای فضایی مختلف هم‌بسته‌اند. برای هر دو مدل خطای فضایی و وقفه‌ی فضایی تخمین‌های حداقل مربعات معمولی (OLS[2]) هر چند تحت شرایط معمول منجر به تخمین‌های غیراریب می‌شوند، اما این تخمین‌ها غیرکارا می‌باشند. برای حل این مشکل استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی (LM) به‌وسیله‌ی انسلین پیشنهاد شده است (انسلین[3]، ۲۰۰۳).

مدل رگرسیونی وقفه فضایی[4] به‌صورت زیر می‌باشد:

1- Paradis
2- Ordinary Least Square
3- Anselin
4- Spatial Auto Regressive Model: SAR

$$Y = \rho WY + X\beta + U \quad (۶)$$

که در آن Y یک بردار n×1 از مشاهدات متغیر وابسته بوده، W ماتریس وابستگی فضایی مربوط به مشاهدات Y بوده که n×n می‌باشد. هم‌چنین X و Y به‌ترتیب یک ماتریس n×k از مشاهدات متغیرهای توضیحی و بردار جزءخطا می‌باشند.

استفاده از مدل خطای فضایی روش مرسوم دیگر در مواجهه با خودهم‌بستگی فضایی می‌باشد. مدل خطای فضایی[1] به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + U \\ U &= \lambda WU + V \end{aligned} \quad (۷)$$

$$\begin{aligned} y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{jt} \\ + \sum_{k=1}^{k} X_{itk}\beta_k \\ + \sum_{k=1}^{k}\sum_{j=1}^{n} W_{ij} X_{jtk}\theta_k \\ + \mu_i + \gamma_t + \nu_{it} \end{aligned} \qquad \begin{aligned} i &= 1, \dots, n \\ t &= 1, \dots, T \end{aligned}$$

$$\nu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{n} m_{ij}\nu_{it} + \varepsilon_{it}$$

که البته در عمل از فرم زیر به‌جای آن استفاده می‌شود:

$$Y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}V \quad (۸)$$

که در آن λ یک مقدار عددی است که باید تخمین زده شود، V نیز بردار n×1 جزءخطای تصادفی با میانگین صفر و ماتریس واریانس-کوواریانس $\sigma^2 I$ می‌باشد، و U بردار n×1 جزءخطای تصادفی با میانگین صفر و ماتریس واریانس-کوواریانس $\sigma^2(1-\lambda W)^{-1}(1-\lambda W')^{-1}$ می‌باشد. از آنجا که معلوم نیست کدام‌یک از دو مدل وقفه و خطای فضایی مناسب‌تر است، بنابراین ابتدا مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود. سپس آزمون موران یا GC و GO برای تایید یا رد فرض خودهم‌بستگی فضایی داده‌ها می‌باشد. اگر آزمون‌های فوق وجود وابستگی فضایی را تأیید کرد، دیگر تخمین ols قابل اعتماد نیست. به این منظور از دو آزمون LM Error و LM Lag استفاده می‌شود، اگر هیچ یک از دو آزمون معنی‌دار نشد، استفاده از OLS نتایج تورش-داری به ما نمی‌دهد. اگر فقط LM Error معنی‌دار باشد بایستی از رگرسیون خطای فضایی استفاده نمود، اگر فقط LM Lag معنی‌دار باشد بایستی از رگرسیون وقفه فضایی استفاده نمود. اما اگر هر دو آزمون معنی‌دار باشند و نشان‌گر وجود خودهم‌بستگی فضایی باشند، با استفاده از این دو آزمون نمی‌توان مدل مناسب را انتخاب نمود و بایستی از آزمون‌های قوی‌تری مانند Robust LM Error و Robust LM Lag استفاده گردد. و مدلی انتخاب گردد که Robust LM آن معنی‌دار شود. اگر از نظر تئوری انتخاب مدل مناسب روشن نیست بایستی از شاخص‌های R^2 و Log Liklihood استفاده کرد (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۴).

نتایج و بحث

اطلاعات جدول ۱ نتایج مربوط به برآورد میزان مصرف آب آبیاری برای محصولات منتخب زراعی را نشان می‌دهد. با توجه به جدول، تمامی متغیرهای مستقل که شامل رطوبت، بارندگی، تبخیر، سرعت باد می‌باشد، در سطح یک درصد معنی‌دار هستند. به‌طوری‌که برای محصول جو با افزایش یک واحد در میزان رطوبت هوا میزان نیاز آبیاری به اندازه‌ی ۳۱/۱۸ واحد، برای گندم به اندازه‌ی ۳۷/۳۶ واحد، برای گوجه‌فرنگی به میزان ۱۰۰/۲۷ واحد و همچنین برای یونجه ۱۰۳/۲۶ واحد، خیار ۷۲/۸۹ واحد و برای سیب‌زمینی به میزان ۱۰۹/۴۸ واحد افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش یک میلی‌متر در میزان بارندگی مقدار نیاز آبیاری محصول جو به اندازه‌ی ۰/۷۳ میلی‌متر و گندم به میزان ۰/۸۹ میلی‌متر کاهش می‌یابد. با افزایش میزان تبخیر، نیاز آبیاری جو ۵/۰۳ و نیاز آبیاری گندم ۵/۸ میلی‌متر افزایش می‌یابد، اطلاعات سایر متغیرها برای محصولات در جدول آمده است. همان‌طور که در جدول نشان داده شده است متغیرهای رطوبت هوا، تبخیر و سرعت باد رابطه مثبت و معنی‌داری با نیاز آبیاری دارند؛ در نتیجه با افزایش میزان آن‌ها، نیاز به آبیاری بیش‌تر برای محصولات زراعی مورد نظر افزایش یافته است. هم‌چنین متغیر میزان بارندگی رابطه منفی و معنی‌داری با نیاز آبیاری داشته و با افزایش میزان بارندگی، محصولات به آب کم‌تری نیاز دارند در نتیجه نیاز آبیاری محصولات کاهش پیدا می‌کند.

مقدار R^2 یا ضریب خوبی برازش مدل ۰/۹۹ به‌دست آمد. این مقدار نشان می‌دهد متغیرهای مستقل یعنی رطوبت، بارندگی، تبخیر و سرعت باد ۹۹ درصد تغییرات متغیر وابسته یعنی نیاز آبیاری را توضیح می‌دهد.

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها در جدول ۲ نشان داده شده است. آزمون‌های انجام شده مرتبط با ریشه واحد متغیرها نشان داد که متغیرهای مورد مطالعه در سطح یک درصد با عرض از مبدأ و روند ایستا شدند. بر اساس نتایج دو آزمون Levin-Lin-Chu و Im-Pesaran-Shin با در نظر گرفتن عرض از مبدأ کلیه متغیرهای نیاز آبیاری، رطوبت، بارندگی، تبخیر و سرعت باد در سطح پایا بوده و این نشان می‌دهد که رگرسیون برآوردی کاذب نبوده و برآورد الگوی پانل شور با مشکل مواجه نخواهد بود.

2- Spatial Error Model: SEM

جدول ۱- نتایج الگوی پانل SUR

محصول	نام متغیر	مقدار ضریب	انحراف معیار	آماره z	معنی‌داری
	رطوبت	۳۱/۱۸***	۲/۸۸	۱۰/۸۳	۰/۰۰۰
	بارندگی	-۰/۷۳***	۰/۲۲	-۳/۳۱	۰/۰۰۱
جو	تبخیر	۵/۰۳***	۰/۷۱	۷/۰۶	۰/۰۰۰
	سرعت باد	۳۰/۱۶***	۶/۹۴	۴/۳۵	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	۰/۴۳	۴/۲۳	۰/۱۰	۰/۹۱۹
	رطوبت	۳۷/۳۶***	۳/۴۵	۱۰/۸۲	۰/۰۰۰
	بارندگی	-۰/۸۹***	۰/۲۷	-۳/۳۶	۰/۰۰۱
گندم	تبخیر	۵/۸***	۰/۸۶	۶/۷۱	۰/۰۰۰
	سرعت باد	۳۷/۸۳***	۸/۶	۴/۴۰	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	۰/۵۲	۵/۰۷	۰/۱۰	۰/۹۱۸
	رطوبت	۱۰۰/۲۷***	۹/۵۲	۱۰/۵۳	۰/۰۰۰
	بارندگی	-۲/۳۳***	۰/۷۲	-۳/۲۲	۰/۰۰۱
گوجه‌فرنگی	تبخیر	۱۶/۶۹***	۲/۳۲	۷/۱۹	۰/۰۰۰
	سرعت باد	۹۱/۸۸***	۲۲/۱۷	۴/۱۵	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	۱/۴۳	۱۳/۹۱	۰/۱۰	۰/۹۱۸
	رطوبت	۱۰۳/۲۶***	۹/۶۰	۱۰/۷۳	۰/۰۰۰
	بارندگی	-۲/۳۹***	۰/۷۳	-۳/۲۵	۰/۰۰۱
یونجه	تبخیر	۱۶/۷۱***	۲/۳۸	۷/۰۱	۰/۰۰۰
	سرعت باد	۹۸/۵۰***	۲۳/۰۴	۴/۲۸	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	۱/۴۴	۱۴/۱۳	۰/۱۰	۰/۹۱۹
	رطوبت	۷۲/۸۹***	۷/۱۷	۱۰/۱۷	۰/۰۰۰
	بارندگی	-۱/۵۶***	۰/۵۴	-۲/۹۱	۰/۰۰۴
خیار	تبخیر	۱۲/۳۸***	۱/۷۲	۷/۲۰	۰/۰۰۰
	سرعت باد	۶۲/۲۲***	۱۶/۵۸	۳/۷۵	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	۱/۰۸	۱۰/۳۰	۰/۱۰	۰/۹۱۷
	رطوبت	۱۰۹/۴۸***	۱۰/۱۳	۱۰/۸۰	۰/۰۰۰
	بارندگی	-۲/۴۷***	۰/۷۷	-۳/۱۹	۰/۰۰۱
سیب‌زمینی	تبخیر	۱۸/۲۷***	۲/۵۰	۷/۳۱	۰/۰۰۰
	سرعت باد	۹۵/۹۱***	۲۲/۲۸	۴/۳۰	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	۱/۵۲***	۱۴/۹۴	۰/۱۰	۰/۹۱۹

مأخذ: یافته های پژوهش، *** معنی دار در سطح ۱ درصد.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها در سطح با عرض از مبدأ

متغیرها	Levin-Lin-Chu	Im-Pesaran-Shin
نیاز آبیاری	۰/۰۰۰	۰/۰۵
رطوبت	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
بارندگی	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
تبخیر	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲
سرعت باد	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳ تست‌های ورود به بحث فضایی را نشان می‌دهد. با توجه به معنی‌داری آماره‌های MI، GC و GO، الگوهای مورد بررسی فضایی بوده و استفاده از الگوهای کلاسیک دارای خطا می‌باشد. آماره موران دارای ضریب ۲/۰۸- ، آماره GC دارای ضریب ۲/۱۸ و آماره GO دارای ضریب ۲/۵۱ بوده و در سطح پنج درصد معنی‌دار می‌باشند.

جدول ۳- تست ورود به مدل فضایی

آماره	مقدار ضریب	معنی‌داری
Moran	-۲/۰۸	۰/۰۳
Geary	۲/۱۸	۰/۰۲
Getis-Ords	۲/۵۱	۰/۰۳۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴ آماره‌های الگوهای وقفه[1] و خطای فضایی[2] را نشان می‌دهد. با توجه به معنی‌داری الگوی وقفه فضایی، مدل رگرسیونی این مطالعه الگوی SAR انتخاب می‌شود. آماره LM Lag در سطح پنج درصد معنی‌دار می‌باشد.

جدول ٤- تعیین نوع الگوی فضایی

آماره	مقدار ضریب	معنی‌داری
LM Error	۱/۲	۰/۳۲
LM Lag	۲/۸	۰/۰۵۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی نتایج هم‌خطی به روش مؤلفه‌های اصلی و VIF نشان‌دهنده عدم وجود هم‌خطی در مدل برآوردی دارد. میانگین هم‌خطی (VIF) متغیرها ۳/۳۲ به‌دست آمده که با توجه به کمتر بودن آن از عدد شش هم‌خطی در مدل وجود ندارد. جدول ۵ نتایج برآورد الگوی پانل فضایی را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج جدول، مشاهده می‌شود که متغیر قیمت آب دارای آماره z به میزان ۶/۲۳ است و در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و با افزایش یک تومان در آن، میزان تقاضای مصرفی آب به اندازه‌ی ۳۸/۱۶ تومان کاهش می‌یابد. متغیر هزینه آبیاری نیز دارای آماره ۵/۴۱ است و در سطح پنج درصد معنی‌دار بوده و با افزایش یک تومان در آن، میزان مصرف آب به اندازه‌ی ۱۹/۳۸ تومان کاهش می‌یابد. متغیر هزینه کود شیمیایی و هزینه اجاره زمین در سطح پنج درصد معنی‌دار می‌باشند. همان‌طور که در جدول نشان داده شده است افزایش هزینه بذر، هزینه کود حیوانی، ماشین‌آلات و کارگری هیچ تأثیری در تقاضای آب ندارند و معنی‌دار نمی‌باشند. علاوه بر این، با توجه به نتایج جدول مقدار ضریب متغیر همسایگی (Rho)، ۱/۵ و آماره z آن ۲/۸ بوده و در سطح پنج درصد معنی‌دار می‌باشد و معنی‌داری آن نشان‌دهنده فضایی بودن مدل مورد بررسی است.

همان‌گونه که در جدول فوق نشان می‌دهد قیمت آب، هزینه آبیاری، هزینه کودشیمیایی، هزینه اجاره زمین اثرات معنادار منفی بر روی تقاضای آبیاری دارند در حالی‌که هزینه بذر، ماشین‌آلات و هزینه کارگری اثر معناداری بر روی این متغیر ندارند. و این بدان معناست که متغیرهای معنادار منفی اگر افزایش یابند تقاضا برای آبیاری کاهش خواهد یافت و لذا این متغیرها می‌توانند بر تقاضای آبیاری اثرگذار باشند (جدول ۵).

جدول ۵- نتایج الگوی پانل فضایی

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره z	معنی‌داری
قیمت آب	-۳۸/۱۶***	۶/۲۳	۰/۰۰۰
هزینه آبیاری	-۱۹/۳۸**	۵/۴۱	۰/۰۱۵
هزینه بذر	۰/۰۰۱ns	۰/۳۷	۰/۰۸۸
هزینه کود حیوانی	۰/۲۳ns	۱/۵۲	۰/۳۰۱
هزینه کود شیمیایی	-۵۹/۱۳**	۴/۳۷	۰/۰۳
هزینه ماشین آلات	-۰/۰۰۱ns	-۰/۸۵	۰/۳۹
هزینه کارگری	۰/۰۰۱ns	۱/۷۶	۰/۲۷۸
هزینه اجاره زمین	-۱۲/۰۱۹**	۳/۰۸	۰/۰۵۷
عرض از مبدأ	۵۳/۷***	۶/۵۵	۰/۰۰۰
Rho	۱/۵**	۲/۸	۰/۰۴
R^2: 0/58	Log Likelihood: -123/12		
F: 12/3	Prob F: 0/01		
LR Test: 21/45	Prob: 0/002		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بررسی محصولات مورد نظر (جو، گندم، گوجه‌فرنگی، خیار و سیب‌زمینی) بیان‌گر این است که تقاضای آبیاری با قیمت آب، هزینه آبیاری، هزینه کود شیمیایی و هزینه اجاره زمین رابطه عکس و با هزینه بذر، هزینه کود حیوانی، هزینه ماشین‌آلات و هزینه کارگری رابطه‌ای ندارد. با توجه به نتایج الگوی پانل فضایی انتظار می‌رود با افزایش قیمت آب و هزینه‌هایی که برای آبیاری، کود شیمیایی و اجاره زمین توسط کشاورز پرداخت می‌شود به منظور کاهش تقاضای آب در تولید محصولات با موفقیت چشم‌گیری همراه باشد. نتایج حاصل از تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد که با افزایش میزان رطوبت هوا، تبخیر و سرعت باد نیاز آبیاری محصولات مورد بررسی افزایش یافته و این متغیرها رابطه مثبت و معنی‌داری با نیاز آبیاری دارند. هم‌چنین متغیر میزان بارندگی رابطه منفی و معنی‌داری با نیاز آبیاری داشته و با افزایش میزان بارندگی نیاز آبیاری محصولات کاهش پیدا می‌کند. همچنین هر چه قیمت آب، هزینه آبیاری، هزینه کود شیمیایی و هزینه اجاره زمین افزایش یابد، میزان تقاضای مصرفی برای آب آبیاری کمتر شده و از مصرف بی‌رویه آب جلوگیری می‌شود.

با توجه به‌این‌که کاهش مصرف آب در بخش کشاورزی از جمله سیاست‌های دولت می‌باشد لذا پیشنهاد می‌گردد برای افزایش کارایی مصرف آب روش‌های مختلف مدیریت تقاضای آب از جمله سیستم‌های آبیاری تحت فشار در مزارع ترویج داده شود و تسهیلات کافی با بهره کم برای اجرا در اختیار کشاورزان قرار گیرد.

تحصیلات، سطح آشنایی با شیوه‌های نوین در کشاورزی (به‌خصوص در شیوه آبیاری نوین که هدر رفت آب در این شیوه‌ها پایین است)، درصد پذیرش و به‌کارگیری این شیوه‌ها که باعث

1- LM Lag
2- LM Error

افزایش تولید و مصرف کمتر آب هستند، را در مزرعه بالا می‌برد. پس باید به مسأله سواد و آگاه سازی این قشر نیز توجه شود. تشکیل کلاس‌های آموزشی و ترویجی، به‌ویژه تشکیل این کلاس‌ها در زمینه استفاده صحیح از آب و روش‌های مناسب آبیاری برای کشاورزان، پیشنهاد می‌گردد.

منابع

اسعدی، م.ع.، خلیلیان، ص. و موسوی، س.ح. ۱۳۹۸. تعیین ارزش اقتصادی آب در مزارع گندم و کلزا (مطالعه نمونه‌ای: شبکه آبیاری دشت قزوین). مجله مهندسی منابع آب. (۴۰): ۱۳۷-۱۴۸.

پیش‌بهار، الف.، دارپرنیان، س. و قهرمان‌زاده، م. ۱۳۹۴. بررسی آثار تغییرات اقلیمی بر عملکرد ذرت دانه‌ای در ایران: کاربرد رهیافت اقتصادسنجی فضایی با داده‌های پانلی. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی. ۷. (۲): ۸۳-۱۰۶.

تهامی‌پورزرندی، م. و یزدانی، س. ۱۳۹۵. نقش ابزارهای اقتصادی در مدیریت یکپارچه منابع آب: مطالعه موردی نظام قیمت‌گذاری آب آبیاری در حوضه‌های آبریز غرب ایران. مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران. (۳): ۵۴۵-۵۵۶.

جبل‌عاملی، ف. و بی‌ریا، س. ۱۳۸۵. برآورد تابع تقاضای کشورهای واردکننده زعفران ایران با روش پانل ۱۳۸۰-۱۳۷۰. پژوهشنامه بازرگانی. (۳۹): ۱۰۹ - ۱۳۴.

خواجه روشنائی، ن.، دانشور کاخکی، م. و محتشمی برزادران، غ. ۱۳۸۹. تعیین ارزش اقتصادی آب در روش تابع تولید، با به‌کارگیری مدل‌های کلاسیک و آنتروپی (مطالعه موردی: محصول گندم در شهرستان مشهد). نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی). ۲۴ (۱): ۱۱۳-۱۱۹.

دهقان‌پور، ح. و شیخ‌زین‌الدین، آ. ۱۳۹۲. تعیین ارزش اقتصادی آب کشاورزی در دشت یزد – اردکان استان یزد. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه. (۸۲): ۴۵-۶۸.

رحیمی، س. و احمدی، م. ۱۳۹۰. اثرات تغییر اقلیم بر رشد، روابط آبی و عملکرد گیاهان زراعی. همایش ملی تغییر اقلیم و تأثیر آن بر کشاورزی و محیط‌زیست. مرداد ماه، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان آذربایجان‌غربی.

زمانی، آ.، مرتضوی، س.آ. و بلالی، ح. ۱۳۹۳. بررسی بهره‌وری اقتصادی آب در محصولات مختلف زراعی در دشت بهار. مجله پژوهش آب در کشاورزی. (۱): ۵۱ -۶۱.

سلیمانی نادگانی، م.، پارسی‌نژاد، م.، عراقی‌نژاد، ش. و مساح بوانی، ع. ۱۳۹۰. تأثیر تغییر اقلیم بر نیاز خالص آبیاری و عملکرد گندم دیم (مطالعه موردی: بهشهر). نشریه آب و خاک. ۲۵ (۲): ۳۸۹-۳۹۷.

شاهپوری، الف.ر.، قربانی، م.، دوراندیش، الف. و کهنسال، م.ر. ۱۳۹۳. جایگاه زعفران ارگانیک در سبد مصرفی آتی خانوارها و عوامل مؤثر بر آن. مجله زراعت و فناوری زعفران. (۲): ۱۰۷-۱۱۴.

شعبانی، ب.، موسوی بایگی، م. و جباری نوقابی، م. ۱۳۹۵. پیش‌بینی تغییرات نیازآبی برخی از محصولات کشاورزی دشت مشهد ناشی از تغییرات دمای هوا. مجله علوم و مهندسی آبیاری. ۳۹ (۲): ۱-۱۳.

شیدائیان، م.، ضیاءتبار احمدی، م.خ. و فضل اولی، ر. ۱۳۹۳. تأثیر تغییر اقلیم بر نیاز خالص آبیاری و عملکرد محصول برنج (مطالعه موردی: دشت تجن).

نشریه آب و خاک. ۲۸ (۶): ۱۲۸۴-۱۲۹۷.

قادرزاده، ح. و شایان‌مهر، س. ۱۳۹۲. نقش بازار آب در تعیین ارزش اقتصادی آب کشاورزی. اولین همایش سراسری کشاورزی و منابع‌طبیعی پایدار. بهمن ماه، مؤسسه آموزش عالی مهر اروند.

قادرزاده، ح. و جزایری، الف. ۱۳۹۷. تعیین ارزش اقتصادی و تابع تقاضای آب در تولید محصول یونجه در دشت دهگلان. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی. ۱۰ (۳): ۲۳-۵۴.

گزارشات سازمان آب منطقه‌ای استان خراسان رضوی، ۱۳۹۵. www.news.abfakhorasan.ir

گزارشات سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان رضوی شهرستان مشهد، ۱۳۹۷. www.koaj.ir

گلزاری، ز.، اشراقی، ف. و کرامت‌زاده، ع. ۱۳۹۵. برآورد ارزش اقتصادی آب در تولید محصول گندم در شهرستان گرگان. مجله پژوهش آب در کشاورزی. ۳۰ (۴): ۴۵۷-۴۶۶.

لشگری‌پور، غ.، غفوری، م.، سویزی، ز. و پیوندی، ز. ۱۳۸۴. افت سطح آب زیرزمینی و نشست زمین در دشت مشهد. نهمین همایش انجمن زمین‌شناسی ایران. شهریور ماه، دانشگاه تربیت معلم تهران.

مظفری، م.م. ۱۳۹۵. مدیریت تقاضای آب آبیاری در دشت اردلان با تأکید بر سیاست قیمت‌گذاری. نشریه حفاظت منابع آب و خاک. (۴): ۴۷-۶۸.

موسوی، ح.، رنجبران، ف. و نجفی علمدارلو، ح. ۱۳۹۸. تعیین ارزش اقتصادی آب کشاورزی در کشت گلخانه‌ای دشت قزوین. مجله علوم و فنون کشت‌های گلخانه‌ای. (۲): ۵۵-۶۸.

نبی‌زاده‌ذوالپیرانی، م.، امیرنژاد، ح. و شاه‌نظری، ع. ۱۳۹۳. برآورد ارزش

اقتصادی آب برای محصول برنج با استفاده از روش تابع تولید. شانزدهمین همایش ملی برنج کشور. بهمن ماه، پژوهشکده ژنتیک و زیست فناوری و کشاورزی طبرستان.

نجفی علمدارلو، ح.، مرتضوی، س. الف. و شمشادی یزدی، ک. ۱۳۹۲. کاربرد اقتصادسنجی فضایی در بررسی عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای عضو اکو: رهیافت داده‌های تابلویی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. (۳): ۴۹-۶۲.

Anselin, L. 2003. GeoDa 0.9 User's Guide. Spatial Analysis Laboratory (SAL). Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Urbana-Champaign, IL.

El-Gafy I. and El-Ganzori A. 2012. Decision support system for economic value of irrigation water. Journal Appli Water Sci. (2):63-76.

Nabizadeh Zolpirani, M., Amirnejad, H., and Shahnazari, A. 2015. Calculating the economic value of water in paddy farms in the area of Alborz Dam. Journal Novel Applied Sciences. 4(2): 197-201.

Omidi, F. Homaee, M. and Babazadeh, H. 2014. Calculating the irrigation water Price of wheat by crop production fFunction. International Conference on Economics, Accounting, Management and social sciences. December, University of szczecin- Poland.

Paradis E. 2017. Moran's autocorrelation coefficient in comparative methods.

Tahami Pour Zarandi, M., and Nasiri, P. 2020. Determining the economic value of water for industrial uses: The case study of Iran. International Journal of Water Research. 2 (1): 1-6.

Zellner, A. 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests of aggregation bias. Journal American Statist Associat. (57): 500-509.

Iranian Journal of Irrigation and Drainage
No. 4, Vol. 14, Oct.-Nov. 2020, p. 1429-1438

نشریه آبیاری و زهکشی ایران
شماره۴، جلد ۱۴، مهر - آبان ۱۳۹۹، ص. ۱۴۳۸-۱۴۲۹

Investigating the Economic Factors Affecting the Demand for Irrigation of Crops (Case Study: Mashhad Plain)

S.T. Mortazavinia[1*], A. Karbasi[2]

Recived: May.06, 2020 Accepted: Jul.06, 2020

Abstract

Water as a vital resource is one of the most important factors for growth and development in human societies. Mashhad plain is one of the critical plains of Iran that the drought of the past years has caused the level of aquifers to drop. This study aims to investigate the factors affecting water demand in the Mashhad plain. Necessary statistics and information for this purpose were collected by the Ministry of Jihad for Agriculture and the Meteorological Department of Khorasan Razavi Province for the dominant crops in the region's cultivation pattern, including wheat, barley, tomatoes, alfalfa, cucumbers and potatoes. In order to determine the amount of water required by the products, the net water demand index, which is a function of evaporation, humidity, rainfall and wind speed, and NETWAT software were used. The factors affecting the net water requirement of these products were investigated using the Sur panel pattern. The net estimated need for the model was used as the amount of water demand. The spatial panel pattern was used to investigate the factors affecting this index. The meaningful of the Neighborhood Variable (Rho) indicates that the pattern under study is spatial and that the use of classical patterns is difficult. The results of the data analysis show that as the price of water, the cost of irrigation, the cost of chemical fertilizers and the cost of renting land increase, the amount of demand for irrigation water decreases and the excessive consumption of water is prevented.

Keywords: Spatial panel pattern, Sur panel pattern, Water demand, Mashhad plain

1- Masters of Agriculture Economic, University of Torbat Heydariye, Iran
2- Professor of Agricultural Economic, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
(*- Corresponding Author Email: tiiinaaamooo@gmail.com)