ارزیابی عوامل مؤثر بر مشارکت شالیکاران گیلانی در بازار محلی آب

پریسا خلیق خیاوی[1*]، محمد کاوسی کلاشمی[2]، جعفر عزیزی[3]

[*]۱- دکتری اقتصاد کشاورزی و مدرس واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی

۲- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان

۳- استادیار گروه مدیریت کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد رشت

ایمیل نویسنده مسئول P.Khaligh@srbiau.ac.ir

چکیده

تحویل حجمی آب آبیاری به نواحی پایاب سد و شبکه سفیدرود در استان گیلان امکان برقراری تجارت محلی آب آبیاری و تشکیل بازار این نهاده را فراهم می‌آورد. پژوهش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های میدانی مربوط به ۲۲۴ مزرعه شالیکاری در استان گیلان، عوامل مؤثر بر مشارکت شالیکاران در بازار محلی آب و تمایل به پرداخت آنان برای خریداری آب آبیاری از این بازار را مورد ارزیابی قرار داد. نتایج حاصل نشان داد که میانگین مقادیر تمایل به پرداخت ابراز شده برای خریداری آب آبیاری از بازار محلی معادل با ۱۶۳ریال برای هر متر مکعب است. از سوی دیگر، متغیرهای هزینه استفاده از پمپاژ مشترک یا مرکزی برای شالیکار، هزینه‌های مرتبط با پمپاژ توسط شالیکار و کمبود آب آبیاری در دوره-های پس از نشاءکاری و خوشه‌دهی و گلدهی محصول مهمترین عوامل مؤثر بر مشارکت شالیکاران در بازار محلی آب آبیاری می‌باشد. ایجاد بنگاه‌های نقل و انتقال آب در شبکه آبیاری و زهکشی سفیدرود و رتبه‌بندی نواحی عمده آبیاری در این شبکه براساس شاخص‌هایی نظیر متوسط هزینه‌های پمپاژ هر بهره‌بردار در واحد سطح، تعداد منابع آبیاری کمکی مورد استفاده و دوره‌های کمبود آب آبیاری از مهمترین موارد تسهیل‌کننده برقراری بازار محلی آب آبیاری در نواحی تحت پوشش این شبکه می‌باشد.

کلمات کلیدی: بازار محلی آب آبیاری، تمایل به پرداخت، مشارکت، شالیکاری، استان گیلان.

مقدمه

یکی از بحران‌های مهمی که در آینده نزدیک بشر را تهدید خواهد نمود و به موضوعی تنش‌زا بین ملت‌ها تبدیل خواهد شد بحران کمبود آب است (شاهرودی و چیذری، ۱۳۸۶). رشد روزافزون جمعیت، گسترش صنایع و به تبع آن افزایش تقاضای آب در بخش‌های شرب، کشاورزی، صنعت و بروز پدیده‌هایی نظیر خشکسالی و تغییرات شدید آب و هوایی و کاهش میزان آب سطحی، لزوم استفاده پایدار از منابع آب را گوشزد می‌نماید. در نگرش جدید جهانی، آب کالایی اقتصادی- اجتماعی و به‌عنوان نیاز اولیه انسان محسوب می‌شود. هر چند آب یکی از منابع تجدید شونده به‌شمار می‌رود، اما مقدار آن محدود است و با توجه به رشد جمعیت، گسترش صنعت، بالا رفتن سطح بهداشت و رفاه عمومی، سرانه منابع آب تجدید شونده رو به کاهش می‌رود. در واقع با توجه به کاهش شدید منابع قابل استحصال آب در مقیاس جهانی و اهمیت دستیابی به توسعه پایدار، مدیریت صحیح منابع آب و تعادل تقاضا و عرضه موجود منابع آب مورد تأکید بسیاری از کارشناسان می‌باشد (عبدل قوزلوچه و همکاران، ۱۳۹۱).

کم آبی از مشخصه‌های اصلی اقلیمی ایران است. ایران در ناحیه خشک و نیمه خشک دنیا قرار گرفته و ۷۳ درصد مساحت ایران خشک و نیمه خشک می‌باشد (صدر، ۱۳۸۲). منبع اصلی منابع آب ایران ریزش‌های جوی سالیانه است. میزان بارندگی سالیانه در ایران ۲۵۰ میلی‌متر بوده که ۳۴ درصد متوسط بارندگی سالیانه قاره آسیا و ۳۰ درصد متوسط بارندگی سالیانه جهانی است (یوسفی، ۱۳۸۹). میانگین نزولات سالیانه در ایران ۴۰۰ میلیارد مترمکعب بوده که ۲۷۰ میلیارد مترمکعب آن تبخیر و تعرق بوده و ۱۳۰ میلیارد متر مکعب آب در سال به عنوان آب تجدیدپذیر مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرد (شرکت مدیریت منابع آب ایران، ۱۳۸۲). مصرف آب ایران در سال ۱۳۸۰ برابر با ۹۳/۱ میلیارد متر مکعب بوده که ۹۰ درصد آن در بخش کشاورزی مصرف شده، پیش‌بینی می‌شود در سال ۱۴۰۰ مقدار تقاضای آب در ایران بالغ بر ۱۳۰ میلیارد مترمکعب بوده که تامین این مقدار از منابع آب تجدیدپذیر ممکن نخواهد بود (سامانی، ۱۳۸۴). از این رو، نگاهی راهبردی و کلان به مدیریت منابع آب به منظور جلوگیری از ایجاد بحران و پیش‌برد اهداف توسعه اقتصادی ایران ضروری می‌باشد.

مهمترین مسئله در مدیریت و بهره‌برداری از منابع آب کشور، برقراری تعادل بین عرضه و تقاضای اقتصادی آب می‌باشد (کرامت‌زاده و همکاران، ۱۳۹۰). در این راستا، وجود یک سیستم حقوق مالکیت خصوصی با قابلیت انتقال منابع آب، ایجاد و توسعه بازار آب یکی از راهکارهای اصلی برقراری تعادل بین عرضه و تقاضای آب و از جمله ابزارهای نوین مدنظر در مدیریت تقاضای آب کشور می‌باشد. ایجاد بازار آب سبب افزایش ضریب اطمینان در دسترسی به آب و کاهش ریسک کشاورزان گردیده و بنحو مطلوب مدیریت و تخصیص بهینه آب را منعکس می‌کند (جوهانسن[1]، ۲۰۰۲). بازار آب ابزار اقتصادی است که می‌تواند از طریق انتقال آب به مصرف کنندگانی که توانایی کسب بازده نهایی بالاتری از مصرف آب را دارند، و نیز از طریق

[1] Johansson

افزایش انگیزه برای صرفه‌جویی و فروش آب، باعث بهبود کارایی مصرف آب گردد (شهسواری و زیبایی،). ساز و کار بازار برخلاف نقش و سابقه طولانی که در مدیریت و تخصیص منابع و کالاها ایفا کرده در حوزه مدیریت و تخصیص منابع آب مورد کم‌توجهی سیاست‌گزاران و برنامه‌ریزان قرار گرفته است. با تشدید کمیابی آب در بیشتر مناطق جهان بکارگیری این ابزار سیاست بیشتر مورد توجه می‌باشد (بهلولوند و صدر، ۱۳۸۶). از لحاظ تاریخی بهره‌برداری از منابع آب در کشور به گونه‌ای شکل گرفته است که باعث شده بازار مناسبی برای این نهاده توسعه پیدا نکند، تا بتواند قیمت اقتصادی آب را معین و مبنای معامله قرار دهد، در عمل نیز تخصیص آب بین بهره‌برداران در اکثر نقاط کشور تحت مدیریت دولت و غالباً براساس ضوابط سیاسی- اجتماعی بجای معیارهای اقتصادی صورت می‌گیرد. لیکن این نوع مدیریت منابع آب منجر به تخصیص غیربهینه در سطح کشور شده است (کرامت‌زاده و همکاران، ۱۳۸۶). معرفی بازار آب ابزاری در توسعه تمرکززدایی، تخصیص بهینه منابع آب بین مصرف‌کنندگان و کاهش آثار کمبود آب تلقی می‌شود (نیکوئی و نجفی، ۱۳۹۰).

رودخانه سفیدرود مهمترین رودخانه تأمین‌کننده آب تنظیمی استان گیلان است. به نحوی که این رودخانه حدود ۸۰ درصد آب تنظیم شده استان گیلان را از طریق شبکه آبیاری و زهکشی سفیدرود تأمین می‌نماید (کاوسی کلاشمی، ۱۳۹۲). در سال‌های اخیر، بدون توجه به منابع آب کل حوضه آبریز سفیدرود (قزل اوزن- سفیدرود)، با اتخاذ رویکرد تأمین منابع آب و پاسخگویی به تقاضای جدید در بالادست، سازه‌های تنظیم و ذخیره‌سازی آب متعددی در استان‌های بالادست حوضه آبریز احداث شده است. پیامد این رویکرد، ایجاد بحران مدیریت منابع آب در انتهایی‌ترین استان آبخور حوضه، یعنی استان گیلان می‌باشد. کاهش شدید منابع آب ورودی به سد سفیدرود که منبع اصلی تأمین آب برای مصارف کشاورزی در این استان محسوب شده، تأمین آب آبیاری کافی و مطمئن برای بیش از ۱۷۵ هزار هکتار از اراضی شالیکاری تحت پوشش شبکه آبیاری و زهکشی سفیدرود را با چالش جدی مواجه ساخته است. با توجه به کاهش آورد رودخانه‌های اصلی تأمین کننده آب آبیاری شبکه سفیدرود در سال‌های آتی، یکی از سیاست‌های مدنظر به منظور تأمین آب آبیاری و مدیریت تقاضا، تشکیل بازار آب محلی در مناطق مواجه با مشکل کمبود عرضه آب آبیاری است. در این راستا، شناسایی عوامل مؤثر بر شرکت شالیکاران در این بازار و بررسی چگونگی اثرگذاری این متغیرها بر خریداری آب آبیاری توسط آنان می‌تواند نقش شایان توجهی در تدوین راهبردهای مدیریتی آتی داشته باشد.

پیشینه تحقیق

پژوهش های اندکی در ایران به بررسی اقتصادی بازار آب و ابعاد مختلف آن پرداخته‌اند. نیکوئی و نجفی (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ای به شبیه‌سازی یک بازار آب برای تحلیل جنبه‌های اقتصادی و رفاهی متأثر از کاربرد آن در شهرستان اصفهان با استفاده از رهیافت برنامه‌ریزی ریاضی مثبت پرداختند. در این راستا، با توجه به وجود بستر لازم نقل و انتقال آب در شبکه‌های آبیاری شهرستان اصفهان، نمونه‌ای تصادفی از ۱۴۱ بهره‌بردار کشاورزی این شهرستان در سال زراعی ۸۶-۱۳۸۵ به عنوان جامعه مورد مطالعه، انتخاب شد. نتایج مطالعه نشان داد که پس از

برقراری بازار آب و امکان کاهش محدودیت آب، کشاورزان به افزایش بازده برنامه‌ای خود با تغییر تخصیص زمین بین محصولات مختلف، اختصاص بهینه آب و فروش آب مازاد بر نیاز و یا خرید آب مورد نیاز خود اقدام خواهند کرد. در شرایط برقراری بازار آب، رفاه بهره‌برداران کشاورزی به صورت معنی‌داری افزایش خواهد یافت. نتایج حاصل از پژوهش پرهیزکاری و همکاران (۱۳۹۲)، نشان داد که کاربرد سیاست اشتراک‌گذاری آب آبیاری راهکاری مناسب برای تخصیص منابع آب در حوضه رودخانه شاهرود است. همچنین، با تشکیل بازار آب و انجام معاملات بین مناطق مذکور، منافع اقتصادی کشاورزان افزایش می‌یابد. کیانی (۱۳۸۸)، در پژوهشی در دشت ساوه نشان داد که مبادله آب آبیاری بین زارعین می‌تواند باعث افزایش سود خصوصاً در دوره کمبود آب، افزایش تقاضای نیروی کار و کاهش تبعات منفی کاهش عرضه منابع آب بر روی اشتغال شود. همچنین، نتایج نشان می‌دهند که جهت گسترش دامنه بازارهای آب می‌بایست هزینه‌های مبادله کاهش یابند. صدر (۱۳۸۲)، به بررسی ویژگی‌های بازار آب، تقاضای نهاده آب بخش کشاورزی، عرضه آب کشاورزی، هزینه قرارداد و انتقال، نحوه تخصیص آب و تعیین قیمت آن پرداخته و تدوین و تثبیت حقوق مالکیت و داد و ستد آب را یکی از شرایط لازم تشکیل بازار آب می‌داند.

بررسی مقوله بازار آب، آثار اقتصادی و شرایط ایجاد آن مورد توجه بسیاری از پژوهشگران خارجی بوده است. زمان و همکاران[۲] (۲۰۰۹)، منافع اقتصادی احتمالی ناشی از مبادله آب در قالب ساز و کار بازار را در بین کشاورزان استرالیایی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج حاصل نشان داد که ایجاد بازار آب و مبادله این نهاده در بلندمدت آثار ارزشمندی در مواجه با خشکسالی دارد. پوژول و همکاران[۳] (۲۰۰۵)، در راستای پاسخگویی به این پرسش که بازارهای آب چقدر در بهبود کارایی یا راندمان مصرف آب نقش دارند، به بررسی فرصت‌ها و محدودیت‌های بازارهای آب کشاورزی در اسپانیا و ایتالیا پرداخته و با استفاده از الگوی برنامه‌ریزی خطی دو حالت وجود بازار آب و عدم وجود بازار آب را با یکدیگر مقایسه نموده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که در اثر سیاست ایجاد بازار آب سود ناخالص کشاورزان منطقه به میزان ۳۰ درصد افزایش یافته است. رینادو و همکاران[۴] (۱۹۹۷)، به توسعه بازارهای آب به عنوان یک گزینه جهت افزایش بهره‌وری و کارایی اقتصادی در بخش آبیاری پاکستان اشاره کرده و به بررسی کارکرد بازارها و ارزیابی تأثیر آن بر تولیدات کشاورزی و محیطی می‌پردازد. نتایج این پژوهش نشان داد که اولین واکنش کشاورزان به ناکافی بودن عرضه آب، ایجاد چاه‌های آب خصوصی و دومین واکنش آنها توسعه بازارهای آب می‌باشد.

[2] Zaman and et al
[3] Pujol and et al
[4] Rinaudo and et al

سؤال‌های تحقیق

مهمترین پرسش پیش روی در پژوهش حاضر، متغیرهای توضیحی اثرگذار بر تصمیم شالیکاران گیلانی به مشارکت در بازار محلی آب آبیاری است. همچنین، میزان تمایل به پرداخت آنان برای آب آبیاری مبادله شده در این بازار از دیگر سؤال‌های مطرح در این تحقیق می‌باشد. مهمترین فروض مدنظر در این پژوهش نیز عبارت از اثرگذاری برخی از ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی شالیکار و مشخصات سامانه زراعی وی بر تصمیم به مشارکت در بازار محلی آب آبیاری است.

روش‌شناسی

در این پژوهش با توجه به ماهیت دو ارزشه بودن متغیر وابسته (شرکت و خریداری آب آبیاری از سوی شالیکاران در بازار محلی آب یا عدم آن) الگوی انتخاب دوتایی لاجیت[5] برای مشخص کردن عوامل مؤثر بر متغیر وابسته مورد استفاده قرار گرفته است. شرکت و خریداری آب آبیاری در بازار محلی برای شالیکار iام به وسیله متغیر تصادفی Y_i نشان داده می‌شود که در صورت وقوع امر مورد نظر مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر به خود می‌گیرد اگر P_i احتمال $Y_i = ۱$ باشد، آنگاه $(۱-P_i)$ نیز احتمال $Y_i = ۰$ خواهد بود. اگر متغیرهای پیوسته و موهومی مختلفی بر شرکت و خریداری آب آبیاری توسط شالیکاران در بازار محلی آب مؤثر باشند، مجموعه این متغیرها را برای شالیکار iام با X_i و پارامترهای مربوطه را با B نشان می‌دهند. براساس موارد یادشده، روابط زیر مفروض است.

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1) &= F(B'X_i) \\ P(Y_i = 0) &= 1 - F(B'X_i) \end{aligned} \qquad (۱)$$

الگوی لاجیت با استفاده از توزیع احتمالاتی لجستیک مقادیر احتمال پیش‌بینی شده متغیر وابسته دو ارزشه را بین صفر و یک برآورد نموده، این الگو از تابع توزیع تجمعی لجستیک به شکل زیر تبعیت می‌نماید:

$$F(t) = \frac{۱}{۱+e^{-t}} = \frac{e^{t}}{۱+e^{t}} \qquad (۲)$$

توزیع فوق دارای میانگین صفر و متقارن بوده و واریانس متغیر تصادفی در توزیع لجستیک $\frac{\pi^{۲}}{۳}$است. با توجه به متقارن بودن توزیع لجستیک، $F(-t) = ۱ - F(t)$ بوده و در نتیجه:

$$P_i = P(Y_i = 1) = 1 - F(-B'X) = F(B'X) \qquad (۳)$$

با توجه به موارد مطرح شده، الگوی لاجیت به صورت زیر نشان داده خواهد شد (گرین[6]، ۲۰۰۳):

$$P_i = P(Y_i = 1) = \frac{e(B'x)}{1+e(B'x)} = \tau(B'x) \qquad (۴)$$

[5] Logit Binary Choice Model
[6] Green

پس از برازش، تفسیر ضرایب رگرسیون برآورد شده در الگوی لاجیت مدنظر نمی‌باشد، بلکه دو مقدار کشش[7] و اثر نهایی[8] مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت. تغییر در احتمال $Y_i = 1$ بر اثر تغییر یک واحدی در مقدار متغیر توضیحی که به نام اثر نهایی خوانده می شود و در الگوی لاجیت به صورت زیر محاسبه خواهد شد (جاج[9]، ۱۹۸۲):

$$ME = \frac{\partial P_i}{\partial x_k} = \frac{e(B'x)}{(1+e(B'x))^2}.B_K \qquad (۵)$$

در الگوی فوق، مقدار تغییر در احتمال، بستگی به احتمال اولیه و بنابراین بستگی به ارزش‌های اولیه همه متغیرهای توضیحی و ضرایب آن‌ها دارد. از سوی دیگر، کشش‌پذیری متغیر توضیحی kام ، در الگوی لاجیت را می‌توان از رابطه زیر تعیین نمود:

$$E = \frac{\partial \tau(B'x)}{\partial X_k}.\frac{X_k}{\tau(B'X)} = \frac{e(B'x)}{(1+e(B'x))^2}.B_k.\frac{X_k}{\tau(B'X)} \qquad (۶)$$

کشش مربوط به هر متغیر نشان داده که تغییر یک درصدی در مقدار متغیر توضیحی چه میزان باعث تغییر در احتمال $Y_i = 1$ می‌شود. اگر k امین متغیر توضیحی الگو X_k، متغیری موهومی باشد، اثر نهایی برای این متغیر عبارت است از تغییر در احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری در بازار محلی ($Y = 1$) در نتیجه تغییر X_k از صفر به یک، در حالی که سایر متغیرها در یک مقدار (X^*) ثابت نگه داشته شوند. مقدار اثر نهایی متغیر توضیحی موهومی از طریق رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$ME_D = P(Y=1 \mid X_K = 1, X^*) - P(Y=1 \mid X_K = 0, X^*) \qquad (۷)$$

مقادیر ثابت سایر متغیرهای توضیحی (X^*)، تحت عنوان حالت نمونه[10] شناخته می‌شود. نحوه مشخص کردن مقدار حالت نمونه به این صورت است که برای متغیرهای موهومی مقدار آماره مد و برای سایر متغیرها مقدار میانگین آنها مدنظر قرار خواهد گرفت.

به منظور بررسی دقت پیش‌بینی الگوی لاجیت برازش شده از درصد پیش بینی صحیح استفاده خواهد شد. این معیار به صورت زیر محاسبه می‌شود (مادالا[11]، ۱۹۹۲):

$$AC = \frac{N_{11} + N_{22}}{T} \times 100 \qquad (۸)$$

در رابطه فوق، N_{11} تعداد مشاهداتی است که دلالت بر عدم شرکت و خریداری آب آبیاری در بازار محلی دارد و توسط الگو نیز پیش‌بینی شده است. مقدار N_{22} نیز تعداد مشاهداتی است که دلالت بر شرکت و خریداری آب آبیاری در بازار محلی دارد و توسط الگو نیز به درستی پیش‌بینی شده است. صورت کسر ($N_{11}+N_{22}$) نشان‌دهنده تعداد کل مشاهداتی است که درست پیش‌بینی شده و T نیز تعداد کل مشاهدات را نشان

[7] Elasticity
[8] Marginal Effect
[9] Judge
[10] Case Value
[11] Maddala

می‌دهد. هر چه مقدار این شاخص به ۱۰۰ نزدیک‌تر باشد، توان پیش‌بینی الگو مطلوب‌تر بوده و از این رو دقت الگو نیز بالاتر می‌باشد. استفاده از رهیافت انتخاب دوتایی لاجیت بستری مناسب را به منظور بررسی عوامل و پارامترهای مؤثر بر شرکت و خریداری آب آبیاری در بازار محلی از سوی شالیکاران مورد مطالعه فراهم می‌آورد.

روش تحقیق در نظر گرفته شده برای جمع‌آوری داده‌های این مطالعه به شیوه پیمایشی است. اطلاعات مورد نیاز از طریق رهیافت نمونه‌گیری تصادفی[۱۲] و تکمیل پرسشنامه به صورت مصاحبه حضوری با ۲۲۴ شالیکار گیلانی در سال زراعی ۹۰-۱۳۸۹ به دست آمد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

در سناریوی فرضی تشکیل بازار محلی آب برای شالیکار پرسش‌شونده توضیح داده شد که کشاورزی به وی پیشنهاد فروش حق آبه کانال را نموده تا زمین خود را آبیاری نماید. این فرد آب تخصیص داده شده به خود از کانال را مصرف ننموده و به وی انتقال می‌دهد. تحت این شرایط از شالیکار خواسته شد تا تصمیم خود مبنی بر شرکت در این بازار و خریداری آب آبیاری از این فرد یا عدم آن را بیان نماید. پس از بررسی عوامل مؤثر بر شرکت یا عدم شرکت شالیکاران در این بازار، از افرادی که پاسخ مثبت به پرسش فوق داده، خواسته شد تا حداکثر میزان پرداختی خود برای حجم آب تحویلی که بتواند هزار متر مربع از اراضی شالیکاری آنان را آبیاری نماید، ابراز کنند. در این سناریو با استفاده از مقادیر ابراز شده و تشکیل تابع رگرسیونی عوامل مؤثر بر شرکت و خریداری آب آبیاری در بازار محلی از سوی شالیکاران و تمایل به پرداخت شالیکاران برای حجم آب تحویلی فوق، ارزیابی شد.

ارزیابی پاسخ‌های ارائه شده از سوی شالیکاران در خصوص شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی در قالب پرسش سناریوی فرضی نشان داد که ۶۵/۶۳ درصد (۱۴۷ شالیکار) حاضر به شرکت و خریداری آب آبیاری از این بازار محلی بوده و ۳۴/۳۸ درصد (۷۷ شالیکار) تمایلی برای حضور در این بازار فرضی ندارند. با استفاده از پاسخ های دو ارزشه ابراز شده و لحاظ نمودن متغیرهای توضیحی شامل هزینه پمپاژ مشترک یا مرکزی برای شالیکار (CPC)، هزینه‌های مرتبط با پمپاژ توسط شالیکار (PWC)، تعداد منابع آبیاری کمکی مورد استفاده توسط شالیکار در دوره رشد گیاه (NHIS)، موهومی کمبود آب آبیاری در دوره‌های زمانی پس از نشاءکاری و خوشه‌دهی و گلدهی (IWD)، موهومی استفاده از منابع آبیاری کمکی به جزء چاه در پمپاژ توسط شالیکار (NWU)، سطح زیر کشت (AC)، موهومی یکپارچه بودن شالیزار (IFS)، عملکرد (YD)، موهومی نوع فناوری تولید (CT)، موهومی کشت ارقام پرمحصول (PV)، تجربه زراعت برنج (EXP) و سطح تحصیلات شالیکار (EDU)، الگوی انتخاب دوتایی لاجیت به منظور بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم شالیکاران برای شرکت و خریداری آب آبیاری از این بازار محلی مورد برازش قرار گرفت.

[12] Random Sampling

جدول ۱– برازش الگوی لاجیت بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم شالیکاران به منظور شرکت در بازار محلی آب

متغیرهای توضیحی	ضریب رگرسیون	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمالاتی
CPC	$۱/۷۶ \times ۱۰^{-۶}$	$۸/۱۳ \times ۱۰^{-۷}$	۲/۱۶	۰/۰۳
PWC	$۱/۰۶ \times ۱۰^{-۶}$	$۳/۴۲ \times ۱۰^{-۷}$	۳/۰۹	۰/۰۰۲
NHIS	۰/۵۵	۰/۲۳	۲/۴۳	۰/۰۱۵
IWD	۱/۰۲	۰/۵۵	۱/۸۷	۰/۰۶۱
NWU	۱/۲۸	۰/۵۳	۲/۴۳	۰/۰۱۵
AC	۰/۲۹	۰/۲۴	۱/۲۱	۰/۲۳
IFS	۰/۲	۰/۴۹	۰/۴۱	۰/۶۸
YD	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۷	-۲/۶۸	۰/۰۰۷
CT	-۰/۳۸	۰/۴	-۰/۹۵	۰/۳۴
PV	۰/۴۵	۰/۹	۰/۵	۰/۶۲
EXP	۰/۰۱۷	۰/۰۲	۰/۸۷	۰/۳۹
EDU	۰/۲۵	۰/۱۲	۲/۱۲	۰/۰۳۴
مقدار ثابت	۳/۶۸	۲/۹۲	۱/۲۶	۰/۲۱

مقدار آماره محاسباتی نسبت راستنمایی[۱۳] (LR) برای رگرسیون لاجیت برآورد شده برابر با ۹۴/۱۱ بوده که با توجه سطح احتمالاتی صفر برای آن، بیانگر معنی‌داری کلی رگرسیون لاجیت برازش شده می‌باشد. مقادیر ضرایب تعیین مک‌فادن، مک‌فادن تعدیل شده، راستنمایی بیشینه، مک‌کلوی و زاونیا، کراگ و اوهلر، افرون، استرلا، مادالا، چو، تقریب R^2 و تقریب R^2 تعدیل شده برای رگرسیون فوق به ترتیب برابر با ۰/۳۳، ۰/۲۴، ۰/۳۴، ۰/۵۹، ۰/۴۷، ۰/۳۸، ۰/۴، ۰/۳۴، ۰/۳۸، ۰/۸ و ۰/۴۲ می‌باشد. درصد طبقه‌بندی صحیح و درصد پیش‌بینی صحیح الگو نیز به ترتیب برابر با ۷۹/۹۱ و ۶۵/۶۲ درصد بوده که بیانگر قدرت بالای الگو می‌باشد.

بررسی وجود هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی با استفاده از آزمون تجزیه واریانس بیانگر عدم وجود این مشکل و قابل اعتماد بودن علائم ضرایب رگرسیون حاصل است. محاسبه مقادیر کشش وزنی و اثر نهایی برای متغیرهای توضیحی الگو نتایج زیر را عاید نمود.

[13] Likelihood Ratio

جدول ۲– نتایج محاسبه کشش‌ها و اثر نهایی متغیرهای توضیحی الگوی لاجیت

متغیرهای توضیحی	کشش در میانگین	کشش وزنی	نیمه‌کشش[۱۴]	اثر نهایی
CPC	۰/۱۱	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۳۳ × ۱۰ $^{-۶}$
PWC	۰/۲۱	۰/۱۳	۰/۰۹	۰/۲ × ۱۰ $^{-۶}$
NHIS	۰/۲۳	۰/۱۷	۰/۱۱	۰/۱
IWD	۰/۲۱	۰/۱۸	۰/۱۲	۰/۲۲
NWU	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۱۶
AC	۰/۱۳	۰/۱	۰/۰۷	۰/۰۵
IFS	۰/۰۱	۰/۰۰۹	۰/۰۰۶	۰/۰۳
YD	−۱/۹۳	−۱/۶۷	−۱/۱	−۰/۰۰۰۳
CT	−۰/۰۴	−۰/۰۴	−۰/۰۳	−۰/۰۷
PV	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۸
EXP	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۰۷	۰/۰۰۳
EDU	۰/۲۴	۰/۲	۰/۱۳	۰/۰۵

با توجه به سطح احتمالاتی ضرایب رگرسیون برآورد شده، آزمون صفر بودن همزمان ضرایب رگرسیون سطح زیر کشت (AC)، موهومی یکپارچه بودن شالیزار (IFS)، موهومی نوع فناوری تولید (CT)، موهومی کشت ارقام پرمحصول (PV) و تجربه زراعت برنج (EXP) مدنظر قرار گرفت. مقدار آماره والد[15] این آزمون برابر با ۲/۹۳ بوده که با توجه به سطح احتمالاتی ۷۱ درصد برای آن، فرض عدم مبنی بر صفر بودن همزمان ضرایب رگرسیون یادشده مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

برازش مجدد الگوی لاجیت پس از حذف متغیرهای توضیحی فاقد معنی‌داری آماری صورت گرفت. نتایج حاصل برای الگوی یادشده به قرار زیر است. در این الگو، مقدار آماره نسبت راستنمایی (LR) برابر با ۹۱،۰۸ بوده و سطح احتمالاتی صفر برای این آماره، بیانگر معنی‌داری کلی رگرسیون لاجیت برازش شده است. ضرایب تعیین مک‌فادن، مک‌فادن تعدیل شده، راستنمایی بیشینه، مک‌کلوی و زاونیا، کراگ و اوهلر، افرون، استرلا، مادالا، چو، تقریب R^2 و تقریب R^2 تعدیل شده برای رگرسیون فوق به ترتیب برابر با ۰/۳، ۰/۲۵، ۰/۳۲، ۰/۵۶، ۰/۴۵، ۰/۳۶، ۰/۳۷، ۰/۳۲، ۰/۳۶، ۰/۸۱ و ۰/۴۳ می‌باشد. درصد طبقه‌بندی صحیح و درصد پیش‌بینی صحیح الگو نیز به ترتیب برابر با ۸۰،۸ و ۶۶،۵۲ درصد بوده که بیانگر الگوسازی مناسب می‌باشد.

[۱۴] منظور از نیمه کشش رابطه $\frac{d(y)}{d(\ln(x))}$ است.

[15] Wald

جدول ۳– نتایج برازش الگوی لاجیت پس از حذف متغیرهای فاقد معنی‌داری آماری

متغیرهای توضیحی	ضریب رگرسیون	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمالاتی
CPC	$۱/۹۱ \times ۱۰^{-۶}$	$۸/۱۳ \times ۱۰^{-۷}$	۲/۳۵	۰/۰۱۹
PWC	$۱/۱۷ \times ۱۰^{-۶}$	$۳/۲۱ \times ۱۰^{-۷}$	۳/۶۵	۰
NHIS	۰/۵۲	۰/۲۳	۲/۳	۰/۰۲۱
IWD	۰/۹۵	۰/۵۳	۱/۸۲	۰/۰۶۹
NWU	۱/۳	۰/۵۲	۲/۴۸	۰/۰۱۳
YD	−۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۶	−۲/۵۹	۰/۰۱
EDU	۰/۱۸	۰/۱	۱/۷۹	۰/۰۷۳
مقدار ثابت	۴/۲۱	۲/۸۳	۱/۴۹	۰/۱۴

بررسی وجود ناهمسانی واریانس بر مبنای آزمون LM2 با توجه به مقدار آماره محاسباتی ۱۲/۴۲ و سطح احتمالاتی ۰/۰۹ برای آن، نشان‌دهنده پذیرش فرض عدم مبنی بر همسان بودن واریانس اجزاء اخلال الگو در سطح پنج درصد آماری است. محاسبه مقادیر کشش وزنی و اثر نهایی برای متغیرهای توضیحی الگو نتایج زیر را عاید نمود.

جدول ۴– نتایج محاسبه کشش‌ها و اثر نهایی متغیرهای توضیحی الگوی لاجیت پس از حذف متغیرهای فاقد معنی‌داری آماری

متغیرهای توضیحی	کشش در میانگین	کشش وزنی	نیمه‌کشش	اثر نهایی
CPC	۰/۱۲	۰/۰۵	۰/۰۳	$۰/۳۶ \times ۱۰^{-۶}$
PWC	۰/۲۳	۰/۱۵	۰/۱	$۰/۲۲ \times ۱۰^{-۶}$
NHIS	۰/۲۲	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۱
IWD	۰/۲	۰/۱۷	۰/۱۱	۰/۲۲
NWU	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۱۷
YD	−۱/۷۸	−۱/۵۷	−۱/۰۳	−۰/۰۰۰۳
EDU	۰/۱۸	۰/۱۵	۰/۱	۰/۰۳

مقدار حاصل برای کشش در میانگین متغیر CPC نشان داد که افزایش ده درصدی مقدار این متغیر به طور متوسط منجر به افزایش ۱/۲ درصدی مقدار احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی می‌شود. این در حالی است که براساس مقدار کشش وزنی این مقدار افزایش متغیر وابسته معادل با ۰/۵ درصد می‌باشد. مقدار اثر نهایی برای متغیر فوق نشان داد که افزایش یک میلیون ریالی مقدار هزینه‌های پمپاژ مشترک یا مرکزی

برای شالیکار، سبب افزایش ۰/۳۶ واحدی احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی توسط شالیکار می‌شود. برای متغیر مستقل PWC، مقدار کشش در میانگین بیانگر افزایش ۲/۳ درصدی مقدار احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی توسط شالیکار، در صورت افزایش ده درصدی مقدار این متغیر است. از سوی دیگر، مقدار کشش وزنی این متغیر نشان داد که با افزایش ده درصدی هزینه‌های مرتبط با پمپاژ توسط شالیکار، مقدار متغیر وابسته ۱/۵ درصد افزایش می‌یابد. اثر نهایی این متغیر نیز بیانگر افزایش ۰/۲۲ واحدی احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی در صورت افزایش یک میلیون ریالی هزینه‌های مرتبط با پمپاژ شالیکار است. مقدار کشش در میانگین و کشش وزنی مربوط به متغیر مستقل NHIS نشان داد که افزایش ده درصدی مقدار این متغیر، به ترتیب منجر به افزایش۲/۲ و ۱/۶ درصدی احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی توسط شالیکار می‌شود. مقدار نیمه کشش برای این متغیر نیز بیانگر افزایش ۰/۱۱ درصدی مقدار متغیر وابسته در صورت افزایش یک درصدی مقدار لگاریتمی NHIS است. همچنین، افزایش یک واحدی تعداد منابع آبیاری کمکی مورد استفاده توسط شالیکار با توجه به اثر نهایی این متغیر به طور متوسط سبب افزایش ۰/۱ واحدی احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی توسط شالیکار می‌شود.

مقادیر اثر نهایی مربوط به دو متغیر توضیحی موهومی کمبود آب آبیاری در دوره‌های زمانی پس از نشاءکاری و خوشه‌دهی و گلدهی (IWD) و موهومی استفاده از منابع آبیاری کمکی به جزء چاه در پمپاژ توسط شالیکار (NWU) نشان داد که وجود این دو خصیصه در شالیکار مورد بررسی به ترتیب منجر به افزایش ۰/۲۲ و ۰/۱۷ واحدی احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی توسط شالیکار می‌شود.

مقادیر مطلق بدست آمده برای کشش در میانگین و کشش وزنی متغیر مستقل مقدار عملکرد (YD) به ترتیب بیانگر افزایش ۱۷/۸ و ۱۵/۷ درصدی مقدار احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی توسط شالیکار در صورت کاهش ده درصدی مقدار عملکرد است. همچنین، نیمه کشش مربوط به این متغیر نشان داد که با کاهش یک درصدی مقدار لگاریتمی آن، احتمال یادشده ۱/۰۳ درصد افزایش می‌یابد. مقدار اثر نهایی مربوط به این متغیر نیز بیانگر افزایش ۰/۳ واحدی احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی توسط شالیکار در صورت کاهش هزار کیلوگرمی عملکرد است.

مقدار کشش در میانگین، برای متغیر توضیحی رتبه‌ای سطح تحصیلات (EDU) نشان داد که افزایش یک درصدی مقدار این متغیر، به طور متوسط، سبب افزایش ۰/۱۸ درصدی مقدار متغیر وابسته می‌شود. همچنین، به طور متوسط، افزایش یک رتبه ای مقدار این متغیر با توجه به مقدار اثر نهایی محاسبه شده، منجر به افزایش ۰/۰۳ واحدی احتمال شرکت و خریداری آب آبیاری از بازار محلی توسط شالیکار می گردد.

پس از جمع آوری اطلاعات مربوط به میزان تمایل به پرداخت ۱۴۷ شالیکاری که حاضر به شرکت در این بازار بوده، تشکیل تابع رگرسیونی به منظور بررسی عوامل مؤثر بر WTP شالیکاران برای حجم آب تحویلی که بتواند هزار متر مربع از اراضی شالیکاری آنان را آبیاری نماید، مدنظر قرار گرفت. میانگین مقادیر تمایل به

پرداخت ابراز شده برابر با ۱۷۱۲۲۴ ریال بوده و انحراف معیار مقادیر ابراز شده نیز معادل ۱۱۵۰۷۴ ریال می‌باشد. مقادیر کمینه و بیشینه ابراز شده از سوی شالیکاران یادشده نیز به ترتیب برابر با ۱۵ و ۵۰۰ هزار ریال است. نتایج حاصل از برازش رگرسیون به قرار زیر است.

جدول ۵– نتایج بررسی عوامل مؤثر بر میزان تمایل به پرداخت شالیکاران برای آب آبیاری خریداری شده از بازار محلی

متغیرهای توضیحی	ضریب رگرسیون	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمالاتی	کشش
CPC	۰/۰۳۵	۰/۰۱۲	۲/۸۹	۰/۰۰۴	۰/۰۷
PWC	۰/۰۲۹	۰/۰۰۸	۳/۴۳	۰/۰۰۱	۰/۱۷
NHIS	۲۸۶۷۳	۷۵۴۲	۳/۸	۰	۰/۳۳
IWD	۸۰۵۸۰	۲۲۰۰۰	۳/۶۶	۰	۰/۴۳
NWU	۴۹۰۰۲	۲۱۳۶۰	۲/۲۹	۰/۰۲۳	۰/۰۵
AC	-۷۱۹۶	۱۰۵۵۰	-۰/۶۸	۰/۵	-۰/۰۸
IFS	۱۷۱۲۱	۲۴۲۹۰	۰/۷	۰/۴۸	۰/۰۲
YD	-۷۶/۸۹	۳۱/۵	-۲/۴۴	۰/۰۱۶	-۱/۸۸
CT	۶۳۰۶/۶	۱۷۰۴۰	۰/۳۷	۰/۷۱	۰/۰۲
PV	۸۵۵۶۷	۴۴۳۶۰	۱/۹۳	۰/۰۵۶	۰/۰۳
EXP	۱۶۴۴/۷	۸۷۰/۵	۱/۸۹	۰/۰۶۱	۰/۲۸
EDU	۱۴۴۶/۸	۴۸۴۵	۰/۳	۰/۷۷	۰/۰۳
مقدار ثابت	۲۵۹۰۷۰	۱۳۵۰۰۰	۱/۹۲	۰/۰۵۷	-

ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده برای الگوی فوق به ترتیب برابر با ۳۳ و ۲۷ درصد می‌باشد. مقدار آماره F محاسباتی برای تعیین معنی‌داری کلی رگرسیون نیز معادل ۵/۵۸ بوده که با توجه به سطح احتمالاتی صفر بیانگر معنی‌داری کلی رگرسیون برازش شده است. به منظور اطمینان از علائم ضرایب رگرسیون برازش شده، بررسی وجود هم‌خطی با استفاده از آزمون تجزیه واریانس مدنظر قرار گرفت. نتایج حاصل بیانگر عدم وجود هم‌خطی و صحت علائم ضرایب رگرسیون برازش شده است.

نتایج نشان داد که متغیرهای توضیحی CPC، PWC، NHIS و IWD در سطح یک درصد، متغیرهای NWU و YD در سطح پنج درصد و متغیرهای توضیحی PV و EXP در سطح ده درصد به لحاظ آماری معنی‌دار است. مقادیر کشش متغیرهای توضیحی CPC و PWC نشان داد که با تغییر ده درصدی مقادیر این متغیرها، به طور متوسط، تمایل به پرداخت ابراز شده از سوی شالیکاران برای خریداری حجم آب تحویلی یادشده از بازار محلی، به ترتیب ۰/۷ و ۱/۷ درصد افزایش می‌نماید. مقدار کشش متغیر توضیحی تعداد منابع آبیاری کمکی مورد استفاده توسط شالیکار در دوره رشد گیاه (NHIS) نشان داد که با افزایش ده درصدی مقدار این متغیر، به طور متوسط، مقدار WTP ابراز شده از سوی شالیکاران ۳/۳ درصد افزایش می‌یابد. مقادیر ضرایب رگرسیون دو متغیر

توضیحی موهومی کمبود آب آبیاری در دوره‌های زمانی پس از نشاءکاری و خوشه‌دهی و گلدهی (IWD) و استفاده از منابع آبیاری کمکی به جزء چاه در پمپاژ توسط شالیکار (NWU) نشان داد که وجود این ویژگی‌ها در شالیکار مورد بررسی، به طور متوسط، مقدار تمایل به پرداخت ابراز شده برای خریداری حجم آب تحویلی یادشده از بازار محلی را به ترتیب ۸۰۵۸۰ و ۴۹۰۰۲ ریال افزایش می‌دهد.

مقدار کشش مرتبط با متغیر توضیحی عملکرد (YD) نشان داد که کاهش ده درصدی مقدار این متغیر به طور متوسط، مقدار تمایل به پرداخت ابراز شده را ۱۸/۸ درصد افزایش می‌دهد. مقدار ضریب رگرسیون متغیر توضیحی موهومی کشت ارقام پرمحصول (PV) بیانگر افزایش ۸۵۵۶۷ ریالی مقدار WTP ابراز شده در صورت وجود این خصیصه در شالیکار مورد بررسی است. کشش متغیر توضیحی تجربه زراعت برنج نیز (EXP) نشان داد که افزایش ده درصدی مقدار این متغیر، به طور متوسط، افزایش ۲/۸ درصدی مقدار تمایل به پرداخت ابراز شده از سوی شالیکاران برای خریداری حجم آب تحویلی که بتواند هزار متر مربع از اراضی شالیکاری آنان را آبیاری نماید، را به دنبال دارد.

براساس نتایج حاصل مقدار انتظاری تمایل به پرداخت شالیکاران نمونه برای حجم آب آبیاری تحویلی که بتواند هزار متر مربع از اراضی شالیکاری آنان را آبیاری نماید، تحت سناریوی دوم تشکیل بازار محلی برابر با ۱۶۲۸۷۴ ریال بوده که با فرض مصرف هزار متر مکعب در سطح یادشده برای هر مترمکعب آب آبیاری مقدار تمایل به پراخت رقمی معادل با ۱۶۳ ریال را نشان می‌دهد.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از این مطالعه مهمترین متغیرهای توضیحی اثرگذار بر تصمیم شالیکاران گیلانی به مشارکت در بازار محلی آب آبیاری و میزان تمایل به پرداخت آنان برای این نهاده را تعیین کرد. بر این اساس، اولویت‌بندی مناطق تحت پوشش شبکه آبیاری و زهکشی سفیدرود به لحاظ شاخص‌هایی نظیر متوسط هزینه‌های پمپاژ هر بهره‌بردار در واحد سطح، تعداد منابع آبیاری کمکی مورد استفاده و دوره‌های کمبود آب آبیاری می‌تواند نقش شایان توجهی در شناسایی مناطق مستعد و مناسب برای ایجاد بازار محلی آب آبیاری متناسب با اهمیت و اثرگذاری هر یک از شاخص‌ها داشته باشد. در این راستا، همانطور که پژوهش نیکوئی و نجفی (۱۳۹۰) و گومز- لیمون و مارتینز[16] (۲۰۰۶) پیشنهاد کردند، استقرار بنگاه‌های نقل و انتقال آب با استفاده از ظرفیت شبکه آبیاری و زهکشی سفیدرود و مشارکت بهره‌برداران می‌تواند گامی مهم در تسهیل مبادله آب به شکلی کارا و رقابتی در بازار باشد. از سوی دیگر، تحویل حجمی آب آبیاری به مناطق تحت پوشش این شبکه و تعدیل نهادی متناسب با آن در شرکت سهامی آب منطقه‌ای استان گیلان، بستر لازم به منظور تبادل آب آبیاری بین نواحی عمده این شبکه را فراهم می‌آورد.

[16] Gomez-Limon and Martinez

منابع

۱. بهلولوند، عباس و صدر، سید کاظم (۱۳۸۶)، «سنجش رقابت در بازار آب مجن» مجله اقتصاد و کشاورزی، (۲)۱، ۸۰-۶۳.

۲. پرهیزکاری، ابوذر، صبوحی، محمود و ضیائی، سامان (۱۳۹۲)، «شبیه‌سازی بازار آب و تحلیل اثرات سیاست اشتراک-گذاری آب آبیاری بر الگوی کشت تحت شرایط کم‌آبی» نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، (۳)۲۷، ۲۵۲-۲۴۲.

۳. سامانی، محمد ولی (۱۳۸۴)، «مدیریت منابع آب و توسعه پایدار» معاونت پژوهشی مجلس شورای اسلامی، دفتر مطالعات زیربنایی.

۴. شاهرودی، علی اصغر و چیذری، محمد (۱۳۸۶)، «عوامل تاثیرگذار بر نگرش کشاورزان نسبت به مشارکت در تعاونی-های آب‌بران (مطالعه موردی در استان خراسان رضوی)» مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ۱۱ (۴۲)، ۲۶۹-۳۱۲.

۵. شرکت مدیریت منابع آب ایران، (۱۳۸۲)، «گزارش جامع منابع آب کشور».

۶. صدر، سید کاظم (۱۳۸۲). «نقش نهاد بازار و بخش عمومی در مدیریت و توسعه بازار بخش آب» گزارش علمی شرکت سهامی مدیریت منابع آب ایران، معاونت برنامه‌ریزی دفتر اقتصاد آب.

۷. عبدل قوزلوچه، عبداله، قادرزاده، حامد و حاجی رحیمی، محمود (۱۳۹۱)، «قیمت‌گذاری آب کشاورزی، راهکاری برای توسعه پایدار منابع آب کشور: مطالعه موردی دشت همدان» مجموعه مقالات اولین همایش علمی توسعه پایدار کشاورزی و محیط‌زیست سالم.

۸. کاوسی کلاشمی، محمد (۱۳۹۲)، «آثار اقتصادی تغییر در ساختار تخصیص آب بر کشاورزی در حوضه رودخانه سفیدرود» رساله دوره دکتری، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران.

۹. کرامت‌زاده، علی، چیذری، امیر حسین و شرزه‌ای غلامعلی (۱۳۹۰)، «نقش بازار آب در تعیین ارزش اقتصادی آب کشاورزی با رهیافت برنامه‌ریزی ریاضی اثباتی (PMP) (مطالعه موردی: اراضی پایین دست سد شیرین دره بجنورد)» مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دوره ۲-۴۲، شماره ۱، ۴۴-۲۹.

۱۰. کرامت‌زاده، علی، چیذری، امیر حسین، یوسفی، علی و بلالی حمید (۱۳۸۶)، «تخصیص بهینه آب و اولویت‌بندی مناطق مختلف در مصرف آب (مطالعه موردی سد بارزو شیروان)» مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، ۸ و ۹ آبان، مشهد، ایران.

۱۱. کیانی، غلامحسین (۱۳۸۸)، «منافع بالقوه تشکیل بازارهای آب مطالعه موردی منطقه ساوه» مجله علوم محیطی، ۶(۴)، ۷۲-۶۵.

۱۲. یوسفی، علی (۱۳۸۹)، «بررسی آثار کمبود آب در اقتصاد ایران: مدل تعادل عمومی محاسبه‌شدنی» رساله دوره دکتری، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.

13. Gomez-Limon, J.A. and Martinez, Y. (2006), «Multi-criteria modeling of irrigation water market at basin level: a Spanish case study» European Journal of Operational Research, 173(1): 313-336.
14. Green, W.H. (2003), «Econometric Analysis» New Jersey: Prentice Hall.
15. Johansson, R. (2002), «Pricing irrigation water: a literature survey» The World Bank Working Paper, Washington, D.C.
16. Judge, G., Hill, C., Griffiths, W., Lee, T. and Lutkepol H. (1982), «An Introduction to the Theory and Practice of Econometrics» New York: Wiley.

17. Maddala, G.S. (1992), «Introduction to Econometrics» Second edition, Macmillan Publishing Company, New York, USA.
18. Pujol, J., Raggi, M. and Viaggi, D. (2005), «Agriculture water markets: exploring and opportunities in Italy and Spain» Working paper No. DEIAgra WP-05-001.
19. Rinaudo, J., Strosser, P. and Rieu, T. (1997), «Linking water market functioning, access to water resource and farm production strategies: examples from Pakistan» Irrigation and Drainage Systems, 11, 261-280.
20. Zaman, A.M., Malano, H.M. and Davidson, B. (2009), «An integrated water trading-allocation model, applied to a water market in Australia» Agriculture Water Management, 96: 149-159.