امکان‌سنجی ایجاد واحدهای پمپاژ مرکزی در اراضی شالیکاری حوضه رودخانه سفیدرود

محمد کاوسی کلاشمی[1*]، غلامرضا پیکانی[2]، پریسا خلیق خیاوی[3]، محمد حسین منهاج[1]
[*]۱- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان
۲- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران
۳- دکتری اقتصاد کشاورزی و مدرس واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی
tabmoh_763@yahoo.com

چکیده

ایجاد سازه‌های متعدد تنظیم و ذخیره‌سازی آب در استان‌های بالادست حوضه آبریز قزل‌اوزن- سفیدرود منجر به کم‌آبی در اراضی شالیکاری پایاب سد و شبکه سفیدرود در استان گیلان شده است. از این رو، فراهم آوردن منابع جدید عرضه به منظور تأمین آب آبیاری کافی و مطمئن در طول دوره زراعی برای اراضی شالیکاری استان گیلان ضرورتی اجتناب ناپذیر می‌باشد. در این راستا، ایجاد واحدهای پمپاژ مرکزی و استفاده از منابع آب زیرزمینی یکی از راهکارهای مدنظر است. پژوهش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های میدانی مربوط به ۲۲۴ مزرعه شالیکاری در استان گیلان، تمایل به پرداخت شالیکاران برای تحویل آب آبیاری کافی و مطمئن از طریق ایجاد واحد پمپاژ مرکزی در روستای مورد مطالعه را تعیین کرد. نتایج حاصل از به کارگیری الگوی توبیت نشان داد که میزان میانگین WTP شالیکاران برای برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن از محل پمپاژ مرکزی ۴۰/۸۸ درصد بیشتر از هزینه کنونی تأمین آب آبیاری آنان است.

کلید واژه‌ها: آب آبیاری کافی و مطمئن، تمایل به پرداخت، الگوی توبیت، شالیکاری، استان گیلان.

مقدمه

شتاب فرایند توسعه در کشورهای در حال توسعه، موجب تقاضای روزافزون برای منابع آب در این مناطق شده است. بانک جهانی تقاضای آب در کشورهای در حال توسعه را در سال ۲۰۲۵ دو برابر مقدار کنونی پیش‌بینی نموده است (بریتتلا و همکاران[1]، ۲۰۰۷). تغییر ساختار[2] و باز توزیع آب آبیاری بخش کشاورزی در یک منطقه به سایر مصارف کشاورزی، صنعتی، شهری و محیط زیستی در مناطق دیگر نگرانی اصلی در حال افزایش در بسیاری از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه است (بانک جهانی، ۲۰۱۰). باز توزیع، تغییر ساختار تخصیص و انتقال آب آبیاری منجر به کاهش منابع آب آبیاری در دسترس برای رشته‌فعالیت‌های کشاورزی می‌شود. در چنین شرایطی واکنش کشاورزان تشدید مدیریت آبیاری و کاهش هدررفت آب، پمپاژ آب زیرزمینی و استفاده مجدد از آب آبیاری بازگشتی به منظور رفع کمبود آب، انجام آبیاری دوره‌ای به منظور کاهش حجم آب آبیاری، کاهش وسعت اراضی آبی و به زیر کاشت نبردن اراضی آبی می‌باشد.

به طور کلی، دو رهیافت متفاوت به منظور بررسی و رفع مشکلات مرتبط با کم‌آبی در بخش کشاورزی وجود دارد. رهیافت سنتی یا طرف عرضه، بر افزایش عرضه آب با استفاده از توسعه زیرساخت‌ها تأکید داشته و رهیافت دیگر یا طرف تقاضا بر استفاده از قیمت‌گذاری آب آبیاری، بازنگری و اصلاح حق‌آبه و توسعه بازار قانونمند آب، استوار می‌باشد (مسا- جورادو و همکاران[3]، ۲۰۱۲). کاربرد این روش‌ها به خصوص موارد یاد شده در طرف تقاضا، نیازمند برنامه اجرایی دقیق و پایگاه اطلاعاتی قابل استناد و محکم بوده، زیرا فرایندی پیچیده را شامل شده که اغلب با مقاومت کشاورزان روبرو می‌شود (آلبیاک و همکاران[4]، ۲۰۰۶).

در انتهایی‌ترین قسمت حوضه سفیدرود بزرگ، رودخانه قزل اوزن پس از مخلوط شدن با رودخانه شاهرود به رودخانه سفیدرود تغییر نام می‌دهد. این رودخانه ۸۰ درصد آب آبیاری 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 قزل اوزن- سفیدرود، سازه‌های تنظیم و ذخیره‌سازی متعددی در استان‌های بالادست این حوضه احداث شد. پیامد این رویکرد، کاهش آب ورودی و ایجاد بحران مدیریت منابع آب در استان گیلان می‌باشد. با توجه به شرایط آتی پیش‌روی شبکه آبیاری و زهکشی سفیدرود، فراهم آوردن منابع جدید عرضه به منظور تأمین آب آبیاری کافی و مطمئن برای اراضی شالیکاری استان گیلان ضرورتی اجتناب ناپذیر می‌باشد. در این راستا، آگاهی از ارزش

---

[1] Berrittella and et al

[2] منظور از تغییر ساختار، بازنگری در نیاز آبخور می‌باشد.

[3] Mesa-Jurado and et al

[4] Albiac and et al

اقتصادی که شالیکاران این استان برای آب آبیاری کافی و مطمئن حاصل از منابع جدید عرضه قائل بوده، چارچوبی مناسب به منظور ارزیابی هزینه-فایده طرح‌های یادشده را فراهم می‌آورد. با توجه به عدم وجود بازار آب در حوضه رودخانه سفیدرود، تعیین ارزش اقتصادی آب آبیاری در فعالیت‌های کشاورزی نیازمند استفاده از معیاری از تمایل به پرداخت[5] (WTP) یا دریافت[6] (WTA) کشاورزان این منطقه است.

در پژوهش‌های پیشین اغلب بر ارتباط بین عدم حتمیت در عرضه آب آبیاری و فواید از دست رفته زارعین تمرکز شده (مارکوئز و همکاران[7]، ۲۰۰۵؛ ریگبی و همکاران[8]، ۲۰۱۰) و ارزش اقتصادی آب آبیاری کافی و مطمئن برای کشاورزان کمتر مورد توجه قرار گرفته است. بدون تردید آگاهی از ارزشی که کشاورزان گیلانی برای آب آبیاری کافی و مطمئن قائل بوده، می‌تواند نقش شایان توجهی در سیاست‌گزاری‌های طرف تقاضا داشته باشد. همچنین، تعیین اثرگذاری ویژگی‌های سامانه تولید کشاورزی و خصوصیات اقتصادی- اجتماعی بر ارزش‌گذاری کشاورز برای آب آبیاری کافی و مطمئن، به سیاست‌گزاران کمک نموده تا با آگاهی از میزان استقبال احتمالی از سیاست اجرایی مشخص در بین انواع کشاورزان، نحوه مداخله خود را بهتر هدف‌گزاری نمایند. طراحی و اجرای یک سیستم کارای مدیریت منابع آب، وظیفه‌ای دشوار و پیچیده برای سیاست‌گزاران است. یکی از ورودی‌های مهم در راستای موفقیت این سیستم آگاهی از تقاضا یا تمایل به پرداخت کشاورزان برای آب آبیاری می‌باشد. شناخت تقاضا یا تمایل به پرداخت کشاورزان برای آب آبیاری، اهمیت شایان توجهی در تدوین سیاست‌های قیمت‌گذاری آب، تحلیل هزینه- فایده سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های عرضه آب، ایجاد بازار آب و تخصیص منبع محدود آب در بین مصرف‌کنندگان مختلف دارد (استورم و همکاران[9]، ۲۰۱۲).

انجام پژوهش‌هایی در این حوزه، مساعدت شایان توجهی به فراهم آوردن اطلاعات پیش‌نیاز برای ایجاد ساز و کارهایی منعطف بوده، که این ساز و کارها (بازار آب، بانک آب و ...) اطمینان خاطر لازم را برای کشاورزان به منظور کسب سود در دوره‌های کم‌آبی فراهم می‌آورد. از این رو، پژوهش حاضر برآورد میزان تمایل به پرداخت شالیکاران گیلانی برای برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن در صورت ایجاد واحدهای پمپاژ مرکزی را مورد بررسی قرار داد. یافته‌های حاصل از این پژوهش ضمن ارائه درونمایی از فایده حاصل به واسطه اجرای این طرح، معیاری مناسب برای تعیین ارزش اقتصادی آب آبیاری کافی و مطمئن از دیدگاه شالیکاران گیلانی را فراهم می‌آورد.

---

[5] Willingness to Pay
[6] Willingness to Accept
[7] Marques and et al
[8] Rigby and et al
[9] Storm and et al

پیشینه تحقیق

بهره‌گیری از مفهوم اقتصادی تمایل به پرداخت و تمایل به دریافت در راستای تعیین ارزش اقتصادی آب آبیاری مورد توجه پژوهشگران داخلی و خارجی قرار گرفته است (اسدی، ۱۳۷۶؛ باغستانی و زیبایی، ۱۳۸۹؛ بودو[10]، ۱۹۹۲؛ سلمان و الکارابلی[11]، ۲۰۰۴). کاربرد دو مفهوم WTP و WTA در قیاس با قیمت سایه‌ای برای اندازه‌گیری ارزش اقتصادی آب نتایج اجرایی و اثربخشی را عاید نموده زیرا ارزش آب از دیدگاه کشاورزان را نشان می‌دهد. در خصوص تعیین ارزش اقتصادی آب آبیاری کافی و مطمئن و طراحی ساز و کار جبران خسارت به کشاورزان با بهره‌گیری از رهیافت ارزش‌گذاری مشروط[12] (CVM) پژوهش‌های کمی صورت گرفته است.

مطالعه تیاواری[13] (۱۹۹۵) تمایل به پرداخت کشاورزان تایلندی را به منظور اجرای یک طرح آبرسانی بزرگ و تأمین مطمئن آب آبیاری، با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط مورد ارزیابی قرار داد. نتایج نشان داد که مجموع تمایل به پرداخت کشاورزان منطقه برابر با هزینه‌های عملیاتی و نگهداری پروژه بوده و ارزش تولید نهایی آب آبیاری را پوشش می‌دهد. چیوح[14] (۲۰۰۸) جبران خسارت وارده به کشاورزان را در اثر انتقال آب کشاورزی به مصارف شهری و صنعتی در تایوان مورد بررسی قرار داد. اندازه‌گیری WTA و WTP کشاورزان برای انتقال آب آبیاری به مصارف رقیب در تایوان گامی مؤثر در کمی نمودن این خسارت است. در این راستا، بر مبنای کار میدانی و به کارگیری رهیافت ارزشگذاری مشروط تلاش شد تا ارزش آب آبیاری برای کشاورزان تعیین شود. این رهیافت پایه‌ای برای طراحی یک سامانه انتقال آب معقول در راستای کاهش هزینه مبادله و بهبود منافع تمامی کاربران آب بوده و کارایی مصرف آب را افزایش خواهد داد. در این راستا، با فرض وجود یک بازار فرضی آب، انجام عملیات زراعی بر مبنای تصمیم کشاورزان و دریافت خسارت معقول در صورت رخداد کاهش آب آبیاری، رهیافت ارزشگذاری مشروط مورد استفاده قرار می‌گیرد. پژوهش چاندارسکاران و همکاران[15] (۲۰۰۹) در نواحی جنوبی هندوستان میزان WTP کشاورزان برنج‌کار را در طول فصل‌های خشک برای بهبود شرایط عرضه آب آبیاری مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که WTP زارعین برای آب آبیاری برابر با ۲۱۸/۵ روپیه به ازای هر هکتار در سال می‌باشد. تزاکیس و همکاران[16] (۲۰۰۹) منافع حاصل از تصفیه پس‌آب به منظور تأمین آب آبیاری کافی و مطمئن، تمایل به پرداخت کشاورزان برای آب آبیاری حاصل از تصفیه و عوامل مؤثر بر میزان تمایل به پرداخت ابراز شده را مورد

[10] Boadu
[11] Salman and Al-Karablieh
[12] Contingent Valuation Method
[13] Tiwari
[14] Chiueh
[15] Chandrasekaran and et al
[16] Tziakis and et al

بررسی قرار دادند. منطقه مورد مطالعه که با کم‌آبی مواجه بوده، در نواحی ساحلی یونان قرار داشته و نتایج حاصل نشان داد که متوسط تمایل به پرداخت کشاورزان برای آب آبیاری بازیافتی، ۶۱/۲ درصد قیمت هر واحد حجمی آب آبیاری تازه است. پژوهش ریگبی و همکاران (۲۰۱۰) ارزش نهایی آب آبیاری را برای باغداران در جنوب اسپانیا با در نظر گرفتن اثر عدم حتمیت عرضه آب و به‌کارگیری آزمون انتخاب بدست آورد. آلکون و همکاران[17] (۲۰۱۰) با استفاده از ترجیحات ابزار شده کشاورزان و رهیافت ارزش‌گذاری مشروط، ارزش استفاده از پس‌آب تصفیه شده را برای مصارف کشاورزی که منجر به عرضه آب آبیاری کافی و مطمئن شده، مورد ارزیابی قرار داد. پژوهش مسا- جورادو و همکاران (۲۰۱۲) ارزشی را که باغداران زیتون‌کار در جنوب اسپانیا برای عرضه آب آبیاری مطمئن قائل بوده، با استفاده از رهیافت CVM و استخراج مقادیر WTP باغداران، مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که باغداران حاضر به پرداخت ۱۰ تا ۲۰ درصد بیشتر نسبت به پرداخت کنونی خود به تشکل‌های تأمین آب آبیاری، به منظور برخورداری از آب آبیاری مطمئن می‌باشند. با بهره‌گیری از تجارب موجود در الگوسازی پژوهش‌های یادشده و توجه به متغیرهای توضیحی اثرگذار در سطح منطقه، پژوهش حاضر تشکیل تابع ارزش‌گذاری آب آبیاری کافی و مطمئن از دیدگاه شالیکاران استان گیلان را مدنظر قرار داده است.

فرضیه‌ها یا سؤال‌های تحقیق

مهمترین پرسش پیش‌روی در پژوهش حاضر، متغیرهای توضیحی اثرگذار بر میزان تمایل به پرداخت شالیکاران گیلانی برای برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن در صورت ایجاد واحدهای پمپاژ مرکزی است. همچنین، میزان تمایل به پرداخت آنان برای آب آبیاری کافی و مطمئن در این شرایط، از دیگر سؤال‌های مطرح در این تحقیق می‌باشد. مهمترین فرض مدنظر در این پژوهش نیز عبارت از اثرگذاری برخی از ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی شالیکار و مشخصات سامانه زراعی وی بر تمایل به پرداخت برای برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن در صورت ایجاد واحدهای پمپاژ مرکزی است.

روش‌شناسی

به منظور بررسی تمایل به پرداخت شالیکاران گیلانی برای برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن در صورت ایجاد واحدهای پمپاژ مرکزی از رهیافت ارزش‌گذاری انتها-باز[18] استفاده شد. در این راستا، پس از جمع‌آوری اطلاعات مورد نیاز برازش الگوی رگرسیونی توبیت[19] مدنظر قرار گرفت. دلیل استفاده از رهیافت انتها- باز این است

[17] Alcon and et al
[18] Open-ended
[19] Tobit

که به اعتقاد میشل و کارسون[20] (۱۹۸۹) در صورت آشنایی پاسخگویان در خصوص نحوه و اصول پرداخت برای کالای مورد بررسی، رهیافت ارزش‌گذاری انتها- باز بهترین گزینه برای ارزش‌گذاری است. مزیت اصلی کاربرد پرسش انتها- باز برای ارزش‌گذاری آب آبیاری این است که معیار مستقیمی از WTP حاصل شده که امکان استخراج تابع تقاضا را نیز فراهم می‌آورد (استورم و همکاران[21]، ۲۰۱۲). معادله ساختاری ارزش‌گذاری در الگوی توبیت به قرار زیر است:

$$WTP_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i \qquad i = 1,2,...,N \tag{۱}$$

که در آن $\varepsilon_i \sim N(0,\sigma^2)$ و WTP* یک متغیر پنهان بوده که برای مقادیر بزرگتر از τ یا آستانه سانسور قابل مشاهده بوده و در سایر مقادیر، سانسور شده است. مقدار WTP مشاهده شده را می‌توان به وسیله معادله زیر تعریف نمود:

$$WTP_i = \begin{cases} WTP^* & if \quad WTP^* > \tau \\ \tau_{WTP} & if \quad WTP^* \le \tau \end{cases} \tag{۲}$$

اگر متغیر پیوسته WTP دارای تابع چگالی احتمال f(WTP) باشد و τ مقداری ثابت بوده، در آن صورت داریم:

$$f(WTP) = \left[f(WTP^*)\right]^{d_i}\left[F(\tau)\right]^{1-d_i} \tag{۳}$$

در رابطه فوق، d یک متغیر شاخص است. اگر $WTP > \tau$ بوده یا مشاهده سانسور شده نباشد، مقدار d برابر با واحد می‌باشد. همچنین، در شرایطی که $WTP = \tau$ بوده یا مشاهده سانسور شده باشد، مقدار d معادل صفر است. از این رو، زمانی که $WTP > \tau$ باشد، چگالی WTP برابر با WTP* شده و در شرایطی که $WTP = \tau$ باشد، مقدار آن برابر با احتمال مشاهده $WTP^* > \tau$ است. در پژوهش حاضر میزان تمایل به پرداخت شالیکاران برای برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن نسبت به آستانه سانسور هزینه کنونی تأمین آب آبیاری، سنجیده شده است. به عبارت دیگر، میزان درصد تمایل به پرداخت اضافی شالیکاران نسبت به هزینه صرف شده برای تأمین آب آبیاری مورد پرسش قرار گرفته است. از این رو، آستانه سانسور برابر با صفر در نظر گرفته شد که بیانگر عدم تمایل به پرداخت اضافی نسبت به هزینه کنونی صرف شده برای تأمین آب آبیاری می‌باشد. با توجه به آستانه سانسور صفر، در شرایطی که $WTP \sim N(\mu,\sigma^2 I)$ با استفاده از تابع چگالی تجمعی خواهیم داشت:

$$P(WTP^* = 0) = 1 - \Phi(\frac{\mu}{\sigma}) \tag{۴}$$

و به تبع آن برای مقادیر سانسور نشده داریم:

[20] Mitchell and Carson
[21] Storm and et al

$$P(WTP^{*}>0)=\Phi(\frac{\mu}{\sigma}) \quad (۵)$$

اگر مقدار میانگین تمایل به پرداخت برای آب آبیاری کافی و مطمئن معادل با X_iB در نظر گرفته شود، تابع راستنمائی برای الگوی توبیت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$L=\prod_{i}^{N}\left[\frac{1}{\sigma}\phi(\frac{WTP_i-X_i\beta}{\sigma})\right]^{d_i}\left[1-\Phi(\frac{X_i\beta}{\sigma})\right]^{1-d_i} \quad (۶)$$

همچنین، تابع لگاریتم راستنمائی برای الگوی توبیت فوق به قرار زیر است:

$$\ln L=\sum_{i=1}^{N}\left\{d_i\,(-\ln\sigma+\ln\phi(\frac{WTP_i-X_i\beta}{\sigma}))+(1-d_i)\ln(1-\Phi(\frac{X_i\beta}{\sigma}))\right\} \quad (۷)$$

تابع فوق از دو بخش تشکیل شده، بخش اول مرتبط با رگرسیون کلاسیک برای مشاهدات سانسور نشده بوده و بخش دوم، در بر دارنده احتمال‌های نسبی است که یک مشاهده سانسور شده باشد. به اعتقاد سیگلمن و زنگ[۲۲] (۱۹۹۹) سه نوع ارزش انتظاری را می‌توان برای الگوی توبیت با آستانه سانسور صفر تعریف نمود. نوع اول، ارزش انتظاری متغیر پنهان WTP^{*} می‌باشد:

$$E\left[WTP^{*}\right]=X_i\beta \quad (۸)$$

دومین نوع، ارزش انتظاری $WTP\,|\,WTP>0$ بوده، که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E\left[WTP\,|\,WTP>0\right]=X_i\beta+\sigma\lambda(\alpha)=X_i\beta+\sigma\frac{\phi(\frac{X_i\beta}{\sigma})}{\Phi(\frac{X_i\beta}{\sigma})} \quad (۹)$$

که در آن λ عکس نسبت میل[۲۳] است. سومین نوع، ارزش انتظاری WTP است، که براساس رابطه زیر قابل محاسبه می‌باشد.

$$E\left[WTP\right]=\Phi\left(\frac{X_i\beta}{\sigma}\right)[X_i\beta+\sigma\lambda(\alpha)] \quad (۱۰)$$

در این رابطه، احتمال سانسور نشده بودن مشاهدات، در ارزش انتظاری WTP (فرض سانسور نشده بودن WTP)، ضرب می‌شود. با توجه به وجود سه نوع ارزش انتظاری می‌توان سه نوع اثر نهایی[۲۴] نیز برای الگوی توبیت تعریف نمود. اولین اثر نهایی متناسب با ارزش انتظاری نوع اول، اثر نهایی بر متغیر وابسته پنهان WTP^{*} است.

---

[22] Sigelman and Zeng
[23] Mill's Inverse Ratio
[24] Marginal Effect

$$\frac{\partial E\left[WTP^{*}\right]}{\partial x_{k}}=\beta_{k} \qquad (۱۱)$$

این اثر نهایی که همان ضرایب الگوی توبیت را شامل شده، تغییر متغیر وابسته پنهان را بر اثر تغییر یک واحدی متغیر توضیحی x_k نشان می‌دهد. دومین اثر نهایی متناسب با ارزش انتظاری نوع دوم، اثر نهایی بر ارزش انتظاری WTP را برای مشاهدات سانسور نشده اندازه‌گیری می‌نماید.

$$\frac{\partial E\left[WTP\left|WTP>0\right.\right]}{\partial x_{k}}=\beta_{k}\left\{1-\lambda(\alpha)\left[\frac{X_{i}\beta}{\sigma}+\lambda(\alpha)\right]\right\} \qquad (۱۲)$$

این اثر نهایی نشان می‌دهد که تغییر یک واحدی متغیر توضیحی x_k، چه مقدار مشاهدات سانسور نشده را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سومین اثر نهایی متناسب با ارزش انتظاری نوع سوم، تحت عنوان اثر نهایی بر ارزش انتظاری WTP سانسور شده و سانسور نشده، شناخته می‌شود.

$$\frac{\partial E\left[WTP\right]}{\partial x_{k}}=\Phi\left(\frac{X_{i}\beta}{\sigma}\right)\beta_{k} \qquad (۱۳)$$

جزء اول رابطه فوق، احتمال تخمین زده شده برای مشاهده سانسور نشده در مقادیر مشخص X می‌باشد. همچنین، می‌توان رابطه فوق را بر اساس تجزیه مک‌دونالد و موفیت[۲۵] به صورت زیر مرتب نمود (گرین[۲۶]، ۲۰۰۳):

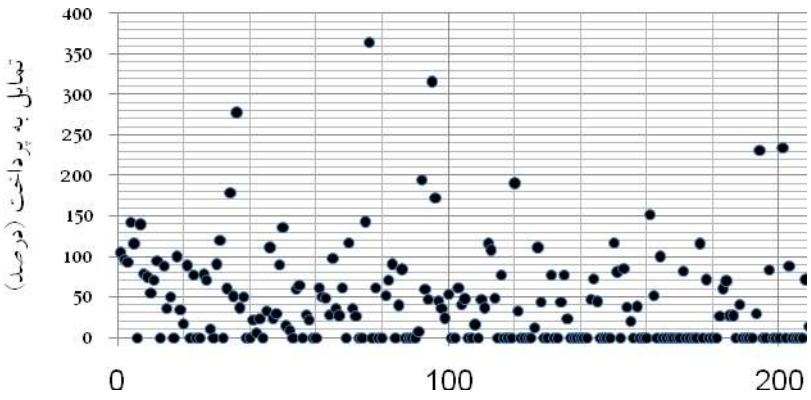
$$\frac{\partial E\left[WTP\right]}{\partial x_{k}}=P(WTP>0)\frac{\partial E\left[WTP\left|WTP>0\right.\right]}{\partial x_{k}}+E\left[WTP\left|WTP>0\right.\right]\frac{\partial P(WTP>0)}{\partial x_{k}} \qquad (۱۴)$$

به اعتقاد ولدریدج[۲۷] (۲۰۰۲)، گزارش دو اثر نهایی مرتبط با مقادیر E[WTP] و E[WTP | WTP >0] در پژوهش‌ها الزامی است. کاربرد برآوردگر MLE به منظور تعیین ضرایب رگرسیون الگوی توبیت (β_k) با فرض مستقل بودن اجزاء اخلال الگو از متغیرهای توضیحی، نرمال بودن و همسان بودن واریانس آنها صورت می‌گیرد. از این رو، معتبر بودن نتایج حاصل از الگوی توبیت به عدم وجود موارد یادشده به خصوص نرمال بودن اجزاء اخلال، بستگی دارد. داده‌های مورد نیاز به منظور انجام پژوهش حاضر با استفاده از پرسش‌نامه و مصاحبه حضوری با ۲۲۴ شالیکار گیلانی طی سال زراعی ۹۰-۱۳۸۹ بدست آمد. همچنین، روش نمونه‌گیری مورد استفاده به منظور تعیین حجم نمونه مورد بررسی، رهیافت میشل و کارسون می‌باشد.

[25] McDonald and Moffitt
[26] Greene
[27] Wooldridge

تجزیه و تحلیل داده‌ها

در سناریوی ارزش‌گذاری مطرح شده برای شالیکاران، شرکت سهامی آب منطقه‌ای درصدد حفر یک چاه عمیق و ایجاد یک واحد پمپاژ مرکزی در روستای مواجه با کمبود آب، می‌باشد. تحت این شرایط از شالیکار خواسته شد تا حداکثر مبلغی را که علاوه بر هزینه کنونی تأمین آب آبیاری، برای تحویل آب آبیاری کافی و مطمئن از طریق این منبع، حاضر به پرداخت آن بوده، ابراز نماید. از کل شالیکاران مورد مطالعه ۱۰۰ نفر (۴۴,۶۳ درصد) حاضر به پرداخت مبلغی بیشتر از هزینه کنونی تأمین آب آبیاری در راستای برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن در طول دوره زراعی نمی‌باشند. از سوی دیگر، ۱۲۲ شالیکار (۵۵,۳۷ درصد) نمونه، تمایل داشته تا مبالغی را علاوه بر هزینه کنونی تأمین آب آبیاری به منظور برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن پرداخت نمایند.



نمودار ۱– پراکنش تمایل به پرداخت ابراز شده از سوی شالیکاران.

متغیرهای توضیحی مورد استفاده عبارت از هزینه پمپاژ مشترک یا مرکزی برای شالیکار (CPC)، هزینه مرتبط با پمپاژ توسط شالیکار (PWC)، تعداد منابع آبیاری کمکی مورد استفاده توسط شالیکار در طول دوره رشد گیاه (NHIS)، موهومی کمبود آب آبیاری در دوره 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) که در آن ارزش یک بیانگر استفاده از ماشین آلات در سه مرحله کاشت، داشت و برداشت برنج بوده، موهومی کشت ارقام پرمحصول (PV)، تجربه زراعت برنج (EXP) و سطح تحصیلات شالیکار (EDU) می‌باشد. خلاصه ویژگی آماری متغیرهای وابسته و توضیحی در جدول زیر ارائه شده است.

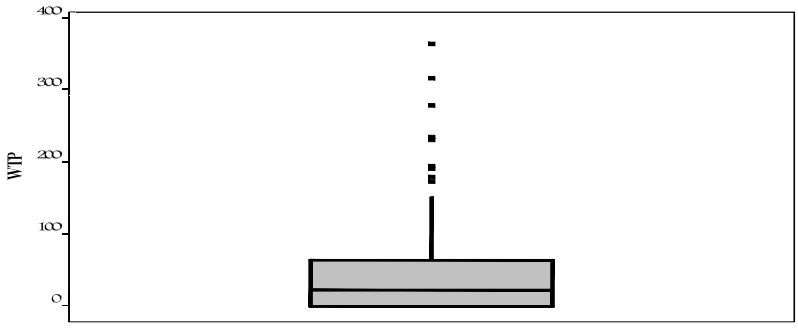
جدول ۱– آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در الگوی توبیت

متغیر	واحد	میانگین	انحراف معیار	مد	کمینه	بیشینه
WTP	درصد	۴۰٫۸۸	۵۷٫۴۸	۰	۰	۳۶۳٫۶۴
CPC	میلیون ریال	۰٫۲۵	۰٫۵۴	۰	۰	۴٫۵
PWC	میلیون ریال	۰٫۸	۰٫۹۲	۰	۰	۸٫۵
NHIS	–	۱٫۷	۱٫۱	۱	۰	۶
IWD	–	۰٫۸۳	۰٫۳۷	۱	۰	۱
NWU	–	۰٫۱۶	۰٫۳۶	۰	۰	۱
AC	هکتار	۱٫۷۲	۰٫۹۵	۲	۰٫۴	۵
IFS	–	۰٫۲۲	۰٫۴۱	۰	۰	۱
YD	کیلوگرم	۴۲۶۶	۳۹۷	۴۵۰۰	۲۶۴۷	۷۸۰۰
CT	–	۰٫۴۸	۰٫۵	۰	۰	۱
PV	–	۰٫۰۵	۰٫۲۳	۰	۰	۱
EXP	سال	۳۰٫۰۹	۱۰٫۷	۳۰	۱	۶۰
EDU	–	۳٫۹۶	۱٫۸۳	۵	۱	۷

با در نظر گرفتن میزان هزینه صرف شده از سوی شالیکاران برای تأمین آب آبیاری به عنوان آستانه سانسور، بر مبنای پاسخ‌های ارائه شده به پرسش ارزش‌گذاری مطرح شده، میزان تمایل به پرداخت اضافی شالیکاران بر حسب درصد نسبت به این آستانه سانسور محاسبه شد. پس از بررسی پاسخ‌های ارائه شده، به منظور شناسایی مقادیر تمایل به پرداخت ابراز شده نامعتبر یا داده‌های پرت از نمودار باکس– ویسکر[۲۸] استفاده شد. نتایج آزمون نشان داد که پاسخ‌های ارائه شده از سوی نه شالیکار که در بازه ۱۷۲٫۶۶ تا ۳۶۳٫۶۴ درصد قرار داشته نامعتبر بوده و باید از نمونه کنار گذاشته شود.

با در نظر گرفتن آستانه پایین سانسور صفر و استفاده از ۲۱۵ مشاهده باقی‌مانده، برازش الگوی توبیت صورت گرفت. در این الگو ۱۰۰ مشاهده سانسور شده و ۱۱۵ مشاهده سانسور نشده و بالای آستانه می‌باشند.

[28] Box-Whisker



نمودار ۲– آزمون باکس– ویسکر به منظور شناسایی داده‌های پرت.

مقدار آماره نسبت راستنمائی برای الگوی برازش شده برابر با ۶۰,۷۳ بوده که با توجه به سطح احتمالاتی آن (۰,۰) بیانگر معنی‌داری کلی رگرسیون توبیت برازش شده می‌باشد. مقادیر آماره‌های اطلاعات AIC و BIC نیز برابر با ۱۴۰۶ و ۱۴۵۳ است. نتایج حاصل از برازش الگوی توبیت در ادامه قابل مشاهده می‌باشد.

جدول ۲– نتایج حاصل از برازش الگوی توبیت

متغیرهای توضیحی	ضریب رگرسیون	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمالاتی
CPC	۱۶×۱۰^{-۶}	$۸,۲۷ \times ۱۰^{-۶}$	۱,۹۴	۰,۰۵۴
PWC	$۱۳,۱ \times ۱۰^{-۶}$	$۴,۸۷ \times ۱۰^{-۶}$	۲,۶۹	۰,۰۰۸
NHIS	۲,۱۹	۴,۴۱	۰,۵	۰,۶۲
IWD	۲۴,۳۸	۱۴,۴۳	۱,۶۹	۰,۰۹۳
NWU	-۱۲,۳۹	۱۲,۷۲	-۰,۹۷	۰,۳۳
AC	-۳,۶۷	۵,۶۳	-۰,۶۵	۰,۵۱
IFS	۱۸,۹۵	۱۱,۸۵	۱,۶	۰,۱۱
YD	-۰,۰۶۱	۰,۰۱۴	-۴,۲۵	۰,۰
CT	-۲,۰۶	۹,۲۳	-۰,۲۲	۰,۸۲
PV	۴۱,۹۷	۱۸	۲,۳۳	۰,۰۲۱
EXP	۰,۴۶	۰,۴۶	۱	۰,۳۲
EDU	۶,۲۴	۲,۶۸	۲,۳۳	۰,۰۲
مقدار ثابت	۱۹۴,۵۷	۶۲,۸۶	۳,۱	۰,۰۰۲
/Sigma	۵۵,۷۸	۴,۰۷		

نتایج حاصل نشان داد که متغیرهای توضیحی CPC، PWC، NHIS، IWD، IFS، PV، EXP و EDU اثر مثبت و مستقیم بر تمایل به پرداخت ابراز شده از سوی شالیکاران دارد. در این بین، اثر مثبت و مستقیم متغیرهای توضیحی CPC، PWC، IWD، PV و EDU به لحاظ آماری در سطوح ده، یک، ده، پنج و یک درصد معنی‌دار بوده و قابلیت تعمیم به کل جامعه را دارا می‌باشد. اثرگذاری متغیرهای توضیحی شامل NWU، AC، YD و CT بر تمایل به پرداخت ابراز شده از سوی شالیکار، منفی و معکوس است. در بین این متغیرها، تنها اثر منفی و معکوس YD به لحاظ آماری در سطوح یک درصد معنی‌دار بوده و می‌توان آن را به کل جامعه تعمیم داد. به منظور اطمینان از علائم متغیرهای توضیحی، بررسی وجود هم‌خطی در بین آنها مدنظر قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون تجزیه واریانس بیانگر عدم وجود هم‌خطی در بین متغیرهای توضیحی است.

با توجه به معنی داری آماری ضرایب رگرسیون الگوی توبیت برازش شده، صفر بودن همزمان ضرایب NHIS، NWU، AC، CT و EXP مورد آزمون قرار گرفت. مقدار آماره محاسباتی برابر با ۰٫۵۶ بوده که با توجه به ارزش احتمالاتی ۰٫۷۳ بیانگر پذیرش فرض عدم مبنی بر صفر بودن همزمان ضرایب رگرسیون یادشده است. پس از حذف متغیرهای یادشده الگوی توبیت با آستانه سانسور پایین صفر مجدداً مورد برازش قرار گرفت. نتایج حاصل در جدول زیر ارائه شد.

جدول ۳– نتایج برازش الگوی توبیت پس از حذف متغیرهای فاقد معنی‌داری.

متغیرهای توضیحی	ضریب رگرسیون	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمالاتی
CPC	۱۸٫۶ × ۱۰ $^{-۶}$	۷٫۴۶ × ۱۰ $^{-۶}$	۲٫۵	۰٫۰۱۳
PWC	۱۲٫۷ × ۱۰ $^{-۶}$	۴٫۵۳ × ۱۰ $^{-۶}$	۲٫۸	۰٫۰۰۶
IWD	۲۸٫۸۷	۱۳٫۶۷	۲٫۱۱	۰٫۰۳۶
IFS	۲۳٫۴۲	۱۰٫۸۴	۲٫۱۶	۰٫۰۳۲
YD	-۰٫۰۶	۰٫۰۱۴	-۴٫۲۳	۰٫۰
PV	۴۰٫۵۵	۱۸٫۰۸	۲٫۲۴	۰٫۰۲۶
EDU	۵٫۱۹	۲٫۴۵	۲٫۱۲	۰٫۰۳۵
مقدار ثابت	۱۹۹٫۴۱	۶۱٫۹۸	۳٫۲۲	۰٫۰۰۲
/Sigma	۵۶٫۴۴	۴٫۱۱		

مقدار آماره نسبت راستنمائی در الگوی زیر برابر با ۵۷٫۹۴ بوده که با توجه به سطح احتمالاتی صفر برای این آماره فرض مقابل مبنی بر معنی‌داری کلی رگرسیون توبیت برازش شده مورد پذیرش قرار می‌گیرد. آماره‌های

تشخیص AIC و BIC الگو نیز به ترتیب برابر با ۱۳۹۹ و ۱۴۲۹ می‌باشد. نتایج حاصل بر اثر مستقیم و معنی‌دار هزینه استفاده از پمپاژ مشترک یا مرکزی برای شالیکار (CPC)، هزینه‌های مرتبط با پمپاژ توسط شالیکار (PWC)، کمبود آب آبیاری در دوره‌های زمانی پس از نشاءکاری و خوشه‌دهی و گلدهی (IWD)، یکپارچه بودن شالیزار (IFS)، کشت ارقام پرمحصول (PV) و سطح تحصیلات شالیکار (EDU) بر تمایل به پرداخت ابراز شده از سوی شالیکاران به منظور برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن تأکید دارد. همچنین، اثر متغیر عملکرد (YD) بر متغیر وابسته معکوس و معنی‌دار است. مقادیر اثرات نهایی متغیرهای توضیحی در سه سطح کل مشاهدات، بالای آستانه سانسور و احتمال سانسور نشده بودن محاسبه و در جدول زیر ارائه شد.

جدول ۴– مقادیر اثرات نهایی متغیرهای توضیحی در الگوی توبیت.

متغیر توضیحی	ME(y | x)	ME(y | x , y > 0)	ME(P | x , y > 0)
CPC	۹,۹۷ × ۱۰ $^{-۶}$	۷,۱۴ × ۱۰ $^{-۶}$	۰,۱۳ × ۱۰ $^{-۶}$
PWC	۶,۷۷ × ۱۰ $^{-۶}$	۴,۸۵ × ۱۰ $^{-۶}$	۰,۰۹ × ۱۰ $^{-۶}$
IWD	۱۵,۴۴	۱۱,۰۵	۰,۲
IFS	۱۲,۵۳	۸,۹۷	۰,۱۶
YD	−۰,۰۳۲	−۰,۰۲۳	−۰,۴۲ × ۱۰ $^{-۳}$
PV	۲۱,۶۹	۱۵,۵۳	۰,۲۸
EDU	۲,۷۸	۱,۹۹	۰,۰۳۶

در سطح کل مشاهدات، افزایش یک میلیون ریالی هزینه‌های پمپاژ مشترک یا مرکزی (CPC) برای شالیکار منجر به افزایش ۹,۹۷ درصدی میزان تمایل به پرداخت اضافی نسبت به هزینه کنونی تأمین آب آبیاری، برای برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن می‌شود. همچنین، افزایش یک میلیون ریالی هزینه‌های فوق در سطح مشاهدات بالای آستانه سانسور میزان تمایل به پرداخت یادشده را ۷,۱۴ درصد افزایش می‌دهد. همچنین، این مقدار افزایش منجر به افزایش ۰,۱۳ واحدی احتمال سانسور نشده بودن مشاهده می‌شود. مقادیر اثرات نهایی متغیر توضیحی هزینه‌های مرتبط با پمپاژ توسط شالیکار (PWC) نشان داد که افزایش یک میلیون ریالی این هزینه در مشاهدات سانسور شده و نشده سبب افزایش ۶,۷۷ درصدی میزان تمایل به پرداخت ابراز شده می‌شود. مقدار افزایش تمایل به پرداخت یادشده برای مشاهدات سانسور نشده معادل با ۴,۸۵ درصد است. از سوی دیگر، افزایش یک میلیون ریالی PWC منجر به افزایش ۰,۰۹ واحدی احتمال سانسور نشده بودن مشاهده می‌گردد.

در سطح مشاهدات سانسور شده و نشده، کمبود آب آبیاری طی دوره‌های زمانی پس از نشاءکاری و

خوشه‌دهی و گلدهی (IWD) منجر به افزایش ۱۵,۴۴ درصدی میزان تمایل به پرداخت شالیکار شده، در سطح بالای آستانه سانسور نیز وجود این خصیصه در سامانه تولید، افزایش ۱۱,۰۵ درصدی WTP ابراز شده را در پی دارد. وجود این ویژگی اثر شایان توجهی بر احتمال سانسور نشده بودن مشاهده و ابراز تمایل به پرداخت از سوی شالیکار داشته، چنانچه، در صورت برقراری آن در شالیزار مورد بررسی احتمال فوق به طور متوسط ۰,۲ واحد افزایش می‌یابد. یکپارچه بودن شالیزار (IFS) در سطح مشاهدات سانسور شده و نشده، منجر به افزایش ۱۲,۵۳ درصدی تمایل به پرداخت ابراز شده از سوی شالیکار می‌شود. در سطح مشاهدات بالای آستانه سانسور، وجود این ویژگی در سامانه تولید منجر به افزایش ۸,۹۷ درصدی مقدار WTP ابراز شده می‌گردد. همچنین، احتمال ابراز تمایل به پرداخت بیشتر در قیاس با هزینه کنونی تأمین آب آبیاری برای شرایطی که این ویژگی در سامانه تولید شالیکار مورد مطالعه وجود دارد نیز ۰,۱۶ واحد افزایش می‌یابد. محاسبه مقادیر اثرات نهایی متغیر توضیحی عملکرد (YD) نشان داد که در سطح کل مشاهدات، کاهش هزار کیلوگرمی عملکرد تولید شلتوک در مزارع مورد بررسی، افزایش ۳۲ درصدی میزان تمایل به پرداخت ابراز شده برای برخورداری از آب آبیاری مطمئن و کافی را به همراه دارد. این مقدار برای مشاهدات بالای آستانه سانسور معادل با ۲۳ درصد است. همچنین، این مقدار کاهش عملکرد تولید شلتوک، احتمال سانسور نشده بودن مشاهده را ۰,۴۲ واحد افزایش می‌دهد.

کشت ارقام برنج پرمحصول در شالیزارهای مورد مطالعه، در سطح کل مشاهدات، افزایش ۲۱,۶۹ درصدی تمایل به پرداخت ابراز شده از سوی شالیکار را منجر می‌شود. همچنین، این مقدار افزایش تمایل به پرداخت برای مشاهدات بالای آستانه سانسور برابر با ۱۵,۵۳ درصد است. وجود ارقام پرمحصول در سامانه تولید احتمال سانسور نشده بودن مشاهده و ابراز تمایل به پرداخت از سوی شالیکار را ۰,۲۸ واحد افزایش می‌دهد. در نهایت مقادیر اثرات نهایی متغیر سطح تحصیلات شالیکار نشان داد که افزایش یک رتبه‌ای این متغیر در سطح کل مشاهدات منجر به بهبود ۲,۷۸ درصدی مقدار WTP می‌شود. برای مشاهدات بالای آستانه سانسور این مقدار بهبود برابر با ۱,۹۹ درصد است. همچنین، افزایش یک رتبه‌ای متغیر فوق احتمال سانسور نشده بودن مشاهده را ۰,۰۳۶ واحد افزایش می‌دهد. مقبولیت نتایج حاصل از الگوی توبیت منوط به نرمال بودن اجزاء اخلال است. از این رو، با استفاده از آزمون گشتاور مشروط نرمال بودن اجزاء اخلال مورد بررسی قرار گرفت. در الگوی توبیت با هفت متغیر توضیحی مقدار آماره آزمون برابر با ۳,۱۳ بوده که در سطح احتمالاتی ۰,۲۱ بیانگر نرمال بودن اجزاء اخلال می‌باشد.

بحث و نتیجه‌گیری

ایجاد منابع جدید عرضه آب در استان گیلان به منظور تأمین آب آبیاری کافی و مطمئن نیازمند آگاهی از فواید و تمایل به پرداخت کشاورزان برای این منابع است. تعیین این مقدار تحت سناریوی ایجاد واحد پمپاژ مرکزی مورد

بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که بر حسب مقادیر پولی سال زراعی ۹۰-۱۳۸۹، شالیکاران حاضرند ۴۰/۸۸ درصد بیشتر از هزینه کنونی تأمین آب آبیاری به منظور برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن پرداخت نمایند. از این رو، با مقایسه منافع حاصل از عرضه آب آبیاری کافی و مطمئن به شالیکاران و هزینه‌های مرتبط با آن، می‌توان ارزیابی مناسبی از هزینه- فایده اجرای طرح‌های عمرانی توسعه منابع آب در استان گیلان ارائه نمود.

نتایج حاصل از الگوی ارزش‌گذاری آب آبیاری کافی و مطمئن نشان داد که عملکرد واحد زراعی ارتباط معکوس و معنی‌داری با مقادیر تمایل به پرداخت ابراز شده دارد. از این رو، با کاهش عملکرد به سبب عدم دسترسی به آب آبیاری کافی و مطمئن، تمایل به پرداخت شالیکاران افزایش می‌یابد. این در حالی است که هزینه استفاده از پمپاژ مشترک یا مرکزی در واحد زراعی، هزینه مرتبط با پمپاژ توسط شالیکار، کمبود آب آبیاری در دوره‌های زمانی پس از نشاءکاری و خوشه‌دهی و گلدهی، یکپارچه بودن شالیزار و کشت ارقام برنج پرمحصول اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان تمایل به پرداخت ابراز شده از سوی شالیکاران برای برخورداری از آب آبیاری کافی و مطمئن دارد. تدوین سیاست‌های قیمت‌گذاری منطقه‌ای آب آبیاری در استان گیلان در شرایط اجرای طرح‌های جدید توسعه منابع آب بر مبنای مقادیر متغیرهای یادشده می‌تواند موفقیت ساز و کار اجرایی طرح‌های جدید را تضمین نماید. در این راستا، توجه به چگونگی اثرگذاری این متغیرها بر میزان تمایل به پرداخت شالیکاران برای آب آبیاری کافی و مطمئن در بین گروه‌های مختلف (مقادیر اثرات نهایی) نقش شایان توجهی در تدوین سیاست‌های قیمت‌گذاری آب آبیاری دارد.

منابع

۱. اسدی، هرمز (۱۳۷۶) «قیمت‌گذاری آب کشاورزی در ایران: مطالعه موردی در اراضی زیرسد طالقان» پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

۲. باغستانی، مریم و منصور زیبایی (۱۳۸۹) «اندازه‌گیری تمایل به پرداخت کشاورزان برای آب‌های زیرزمینی در منطقه رامجرد: کاربرد روش CVM» مجله اقتصاد کشاورزی، (۳)۴: ۶۴-۴۱.

۳. 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.

4. Albiac J., Martínez Y. and Tapia J. (2006) «Water quantity and quality issues in Mediterranean agriculture» In: OECD (Eds) Water and Agriculture: Sustainability, Markets and Policies, OCDE, Paris.

5. Alcon F. Pedrero F. Martin-Ortega J. Arcas N. Alarcon J.J. and de Miguel M. (2010) «The non-market value of reclaimed waste-water for use in agriculture» Span J Agric Res, 8: 2-21.

6. Boadu, F.O. (1992) «Contingent valuation for household water in rural china» Journal of Agricultural Economics, 43(3): 458-463.

7. Berrittella, M. (2007) «The economic impact of restricted water supply: A computable general equilibrium analysis» Water Research, 41(8): 1799-1813.

8. Chandrasekaran, K., Devarajulu, S. and Kuppannan P. (2009) «Farmers' Willingness to Pay for Irrigation Water: A Case of Tank Irrigation Systems in South India» Water, 1: 5-18.

9. Chiueh, Y.W. (2008) «Evaluation the Compensation to Farmers for Paddy Irrigation Water Transferring in Kaohsiung Area» Department of Regional Studies in Humanity and Social Science, National Hsin- Chu University of Education.
10. Greene W. (2003) «Econometric Analysis» New Jersey: Prentice Hall.
11. Marques, G.F., Lund, J.R. and Howitt R.E. (2005) «Modeling irrigated agricultural production and water use decisions under water supply uncertainty» Water Resources Research, 41: 23-41.
12. Mesa-Jurado, M.A., Martin-Ortega, J., Ruto, E. and Berbel, J. (2012) «The economic value of guaranteed water supply for irrigation under scarcity conditions» Agricultural Water Management, 113: 10-18.
13. Mitchell R.C. and Carson R.T. (1989) «Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method» Resources for the Future, Washington, D.C.
14. Rigby, D., Alcon, F. and Burtons M. (2010) «Supply uncertainty and the economic value of irrigation water» European review of agricultural economics, 37(1): 97-117.
15. Salman, A.Z. and Al-Karablieh E. (2004) «Measuring the willingness of farmers to pay for groundwater in highland areas of Jordan» Agricultural Water Management, 68: 61-76.
16. Sigelman L. and Zeng L. (1999) «Analyzing Censored and Sample-Selected Data with Tobit and Heckit Models» Political Analysis, 8: 167–182.
17. Storm, H., Heckelei, T. and Heidecke, C. (2012) «Estimating irrigation water demand in Moroccan Draa Valley using contingent valuation» Journal of Environmental Management, 92: 2803-2809.
18. Tiwari, D.N. (1995) «Determining economic value of irrigation water: comparison of willingness to pay and indirect valuation approach as a measure of sustainable use» Centre for social and economic research on the global environment university college London and university of East Anglia.
19. Tziakis I. Pachiadakis I. Moraitakis M. Xideas K. Theologis G. Konstantinos P. and Tsagarakis P. (2009) «Valuing benefits from wastewater treatment and reuse using contingent valuation methodology» Desalination, 237: 117-125.
20. Wooldridge J. (2002) «Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data» Cambridge: MIT Press.
21. World Bank (2010) «China: Xinjiang Turpan Water Conservation Project» Project Appraisal Document, Washington, DC: World Bank.
22.