ارزیابی پایداری امنیت آب و کشاورزی با تحلیل جدایی اقتصاد کشاورزی از مصرف آب زیرزمینی

سورنا نادری[۱] | علی مریدی[۲]✉

چکیده

نقش محوری کشاورزی در تخلیه منابع آب زیرزمینی و همچنین اشتغال‌زایی برای برخی از محروم‌ترین اقشار جامعه باعث شده تا اعمال هر محدودیّتی بر این بخش با هدف احیاء منابع آب زیرزمینی عملاً به طیف وسیعی از چالش‌های اقتصادی-اجتماعی منتهی شود. در چنین شرایطی یک راهکار بالقوه برای فائق آمدن بر وضع وخیم آب‌های زیرزمینی بدون بروز پیامدهای اقتصادی-اجتماعی دستیابی به رشد اقتصادی در بخش کشاورزی همزمان باکاهش حجم برداشت از آب‌های زیرزمینی است که در ادبیات پژوهش تحت عنوان جداسازی پر قدرت شناخته می‌شود. در این مطالعه سعی شده تا با بکارگیری رویکردی موسوم به رویکرد تاپیو ماهیّت ارتباط میان رشد اقتصاد کشاورزی و برداشت از آب زیرزمینی در استان‌های ایران در بازه‌ی ۱۳۹۱-۱۳۹۸ مورد ارزیابی قرار گیرد و سپس اثر قرارگیری در وضعیّت جداسازی پر قدرت بر عمق آب‌های زیرزمینی بابرآورد الگوی رگرسیون کوانتایل (Quantile) تخمین زده شود. بر اساس نتایج حاصله تقریباً تمام قطب‌های کشاورزی ایران نظیر فارس و خراسان رضوی نه تنها در دستیابی پایدار به جداسازی پر قدرت ناموفق بوده‌اند بلکه در بسیاری موارد رشد منفی در اقتصادکشاورزی را همراه با افزایش برداشت از آب‌های زیرزمینی نیز تجربه کرده‌اند و در نتیجه هم از نظر اقتصادی و هم از نظر آب‌های زیرزمینی در شرایط ناپایداری قرار دارند. نتایج حاصل از الگوی کوانتایل نیزنشان دادکه در نواحی دارای منابع آب زیرزمینی با عمق متوسط و زیاد دستیابی به جداسازی پر قدرت در حدود ۸ درصد عمق این منابع را کاهش می‌دهد اگرچه در نواحی دارای آب‌های زیرزمینی کم‌عمق اثری بر عمق این منابع برجای نمی‌گذارد.

کلیدواژه‌ها: اقتصاد کشاورزی-تاپیو-جداسازی-رگرسیون کوانتایل

۱. گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران. رایانامه: sourena.naderi94@ut.ac.ir. شناسه ORCID: 0009-0000-8197-2546

۲. نویسنده مسئول، گروه مهندسی آب، فاضلاب و محیط زیست، دانشکده مهندسی عمران، آب و محیط‌زیست، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: a_moridi@sbu.ac.ir. شناسه ORCID: 0000-0002-3974-2170

نسخه آماده انتشار

۱- مقدمه

بدون شک یکی از ابر چالش‌های پیش روی توسعه‌ی پایدار اقتصادی و اجتماعی ایران ابر چالش آب است که در رأس آن وضعیّت وخیم منابع آب زیرزمینی قرار دارد. تخلیه‌شدگی گسترده‌ی این منابع در سرتاسر ایران و تبعات مستقیم و غیر مستقیم آن نظیر فرونشست زمین (Ghorbani *et al.*, 2022)، جابجایی‌های جمعیّتی (Safdari *et al.* 2022)، خشکی تالاب‌ها (Vaheddoost and Aksoy, 2018) و بحران ریزگردها (Hossein Hamzeh *et al.*, 2023) همگی ایران را در موقعیّتی بحرانی قرار داده‌اند که در آن احیاء منابع آب زیرزمینی و یا لااقل جلوگیری از بدتر شدن وضعیّت آن‌ها یک الزام بحساب می‌آید. در چنین بستری طیف وسیعی از مطالعات بخش کشاورزی را به عنوان اصلی‌ترین مقصر در بروز شرایط بحرانی فعلی قلمداد می‌کنند و راه حل برون رفت از وضع موجود را نیز در بخش کشاورزی جست و جو می‌کنند (Ashraf *et al.*, 2021; Madani, 2014; Nouri *et al.*, 2023; Saemian *et al.*, 2022). فارغ از اینکه بخش کشاورزی واقعاً تا چه میزان در بروز وضع موجود مقصر است می‌توان گفت که برون رفت از وضع وخیم فعلی مستلزم وقوع تغییر و تحولات گسترده‌ای در بخش کشاورزی به عنوان اصلی‌ترین مصرف کننده‌ی منابع آب زیرزمینی می‌باشد. با این حال تغییر و تحولات اساسی در بخش کشاورزی به طور بالقوه می‌تواند با پیامدهای اقتصادی و اجتماعی قابل توجهی نظیر مهاجرت گسترده‌ی روستاییان به شهر، گسترش زاغه‌نشینی، افزایش نرخ بیکاری، افزایش فقر و افزایش جرم و جنایت همراه باشد (Mesgaran and Azadi, 2018; Shahi, 2019). در نتیجه در حال حاضر سیاست‌گذار عملاً در موقعیّتی قرار دارد که در آن از یک سو تداوم وضع موجود حتی در میان مدت نیز غیر ممکن است و از سوی دیگر هر اقدامی در راستای خروج از وضع موجود نیز می‌بایست به گونه‌ای باشد که بدون وارد آوردن آسیب جدی به بخش کشاورزی بتواند به احیاء منابع آب زیرزمینی کمک بنماید. سازمان ملل در ذیل هدف ششم توسعه پایدار[۱] به طور صریح اعلام کرده که دستیابی به چنین هدفی مستلزم جدا کردن مسیر رشد اقتصادی از مصرف آب می‌باشد به طوری که رشد اقتصادی دیگر با رشد حجم مصرف آب همراه نباشد (United Nations, 2018). در اقتصاد توسعه تعیین ماهیّت ارتباط میان رشد اقتصادی و رشد مصرف آب عموما توسط چارچوبی موسوم به جداسازی[۲] انجام می‌شود که در این چارچوب به حالتی که در آن رشد اقتصادی همگام با کاهش مصرف آب محقق می‌شود اصطلاحا جداسازی پر قدرت[۳] گفته می‌شود. در شرایطی نظیر شرایط فعلی ایران، دستیابی به جداسازی پر قدرت میان اقتصاد کشاورزی و برداشت از منابع آب زیرزمینی می‌تواند به طور بالقوه یک راهکار موثر به منظور کاهش فشار بر آب‌های زیرزمینی با حداقل پیامدهای اقتصادی و اجتماعی بحساب بیاید.

با توجه به اهمیّت بالایی که مفهوم جداسازی برای اقتصادها – بالاخص اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه – دارد تابحال مطالعات متعددی اقدام به ارائه چهارچوب‌هایی به منظور ارزیابی ماهیّت جداسازی کرده‌اند که در این میان چهارچوب‌های پیشنهاد شده توسط OECD (2002) و Tapio (2005) بیشترین کاربرد را در میان مطالعات مختلف داشته‌اند. چارچوب پیشنهادی توسط OECD (2002) برای اوّلین بار مفهوم جداسازی را وارد ادبیات اقتصاد توسعه کرد و اگرچه تاثیر شگرفی بر مطالعات یکپارچه‌ی آب و اقتصاد برجای گذاشت ولی همانطور که Zhao *et al.* (2016) و Conte Grand (2016) بیان کرده‌اند با مشکل تعیین سال پایه روبرو بود و تغییر سال پایه می‌توانست نتایج حاصل از آن را تا حد قابل توجهّی دگرگون کند. وجود این مشکل در روش OECD (2002) باعث شد تا مطالعه‌ی Tapio (2005) چارچوب جدیدی به منظور ارزیابی ماهیّت جداسازی پیشنهاد نماید که بدون نیاز به انتخاب سال پایه قابل پیاده‌سازی می‌باشد و انواع حالات مختلف ارتباط میان رشد اقتصادی و رشد مصرف آب را نیز مورد طبقه‌بندی قرار می‌دهد. با توجه به دقّت بالای رویکرد Tapio (2005) و عدم نیاز آن به تعیین سال پایه تابحال طیف وسیعی از مطالعات ارزیابی‌های خود از ماهیّت جداسازی را بر اساس این رویکرد انجام داده‌اند.

مطالعه‌ی انجام شده توسط Qiu *et al.* (2018) با بکارگیری رویکرد تاپیو اقدام به ارزیابی جداسازی رشد اقتصادی از مصرف آب زیرزمینی در یک منطقه‌ی ساحلی واقع در کشور چین کرده و با بکارگیری الگوهای رگرسیون پانل تلاش کرده تا عوامل اثرگذار بر حجم برداشت از منابع آب زیرزمینی را مورد ارزیابی قرار بدهد و بر اساس نتایج آن راهکارهایی به منظور تعادل بخشی به منابع آب زیرزمینی ارائه بکند. مطالعه‌ی Hu *et al.* (2019) جدایی رشد اقتصاد صنعتی از ردپای آب در یکی از استان‌های کشور چین را مورد بررسی قرار داده و نتایج آن نوسانات شدیدی در وضعیّت جداسازی را در سال‌های مورد بررسی نشان داده است. مطالعه‌ی Hu *et al.* (2022) نیز جداسازی رشد اقتصاد کشاورزی در یکی از مراکز کشاورزی کشور چین از ردپای آب فعالیت‌های کشاورزی در این مرکز را مورد بررسی قرار داده. مطالعات دیگری نیز اقدام به ارزیابی مفهوم جداسازی در بخش‌های مختلف اقتصادی نظیر صنعت، کشاورزی و توریسم از حجم برداشت از منابع آب و یا ردپای آب نموده‌اند (Cao *et al*., 2023; Hu *et al*., 2019; Huang *et al*., 2021; C. Shi *et al*., 2020; Q. Wang and Wang, 2020). اگرچه در سایر کشورها بالاخص کشورهای درحال توسعه توجه زیادی به مفهوم جداسازی رشد اقتصادی از مصرف آب معطوف شده ولی در ایران این موضوع تا حدّ زیادی از سوی پژوهشگران مغفول مانده و توجه کمی به آن شده است. در میان مطالعات انجام شده در ایران مطالعه‌ی Najafabadi *et al.* (2022) اقدام به ارزیابی جداسازی رشد اقتصاد کشاورزی از انتشار آلودگی‌های ناشی از مصرف کود و سموم شیمیایی نموده ولی توجّهی به جداسازی رشد اقتصاد کشاورزی از رشد مصرف آب توسط این بخش نکرده است. مطالعه‌ی Hosseinzadeh *et al.* (2022) نیز با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی اقدام به بررسی فرض محیط زیستی کوزنتس[4] میان رشد در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران و مصرف آب نموده. اگرچه این مطالعه به طور صریح به مسئله‌ی جداسازی اقتصاد از آب نپرداخته ولی نتایج آن نشان می‌دهد که در بخش کشاورزی ایران فرضیه‌ی محیط زیستی کوزنتس برقرار است و رشد اقتصادی در بخش کشاورزی اگرچه با افزایش مصرف آب همراه است ولی به تدریج با تداوم رشد اقتصادی در این بخش از شدّت مصرف آب توسط آن کاسته می‌شود که این تا حدودی بیانگر جدا شدن اقتصاد کشاورزی از مصرف آب در سطوح بالای رشد اقتصادی می‌باشد.

به منظور بررسی میزان اثرگذاری دستیابی به جداسازی پر قدرت بر وضعیّت منابع آب زیرزمینی یکی از روش‌های موجود برآورد رگرسیون است. در ادبیات پژوهشی نیز عموما سنجش اثرگذاری یک متغیر بر یک متغیر دیگر از طریق برآورد الگوهای رگرسیونی انجام می‌شود، با این حال اغلب الگوهای رگرسیونی تنها بر اساس میانگین متغیر وابسته برآورد می‌شوند و در نتیجه امکان بررسی آثار ناشی از تغییر در متغیرهای مستقل بر سایر قسمت‌های توزیع احتمال متغیر وابسته را فراهم نمی‌آورند (Gnangnon, 2023). اگر رابطه‌ی میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل به ازای سطوح مختلفِ متغیر وابسته متفاوت باشد، آنگاه بررسی این ناهمگنی از طریق حالت خاصی از الگوهای رگرسیونی موسوم به الگوهای کوانتایل قابل انجام می‌باشد (Rios-Avila and Maroto, 2022; Ike *et al*., 2020). این ویژگی منحصر بفرد الگوهای کوانتایل باعث شده تا این الگوها در طیف وسیعی از علوم مختلف نظیر اقتصاد (Caetano *et al*., 2023; He *et al*., 2024; Raifu and Aminu, 2023; Simionescu and Gavurová, 2023)، هیدرولوژی (Dogulu *et al*., 2015; López López *et al*., 2014; Weerts *et al*., 2011)، آب زیرزمینی (Kim *et al*., 2019; Li *et al*., 2017) و کشاورزی (Gerber *et al*., 2024; Kumar and Khanna, 2023) بکار گرفته بشوند. در این مطالعه نیز الگوهای کوانتایل می‌توانند در تعیین آثار ناشی از جداسازی پرقدرت بر عمق منابع آب زیرزمینی کاربرد قابل توجهی داشته باشند. این به این علّت است که در ایران هم عمق منابع آب زیرزمینی و هم شرایط اقلیمی و اقتصادی حاکم بر آن‌ها در نواحی مختلف از ناهمگنی نسبتا بالایی برخوردار است و این باعث می‌شود تا وضعیّت حاکم بر نواحی مختلف ایران یکسان و یک جور نباشد. در چنین بستری می‌توان با استفاده از الگوهای کوانتایل شرایط خاص حاکم بر نواحی مختلف ایران را – بسته به عمق منابع آب زیرزمینی‌شان – به طور مجزا و منفک از یکدیگر مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

به طور کلّی می‌توان گفت که مفهوم جداسازی رشد اقتصادی از مصرف آب تا حد زیادی توسط مطالعات داخلی مورد غفلت واقع شده و در میان مطالعات خارجی نیز اگرچه توجه بسیار زیادی به این موضوع شده ولی تابحال هیچ مطالعه‌ای به ارزیابی آثار ناشی از دستیابی به جداسازی پر قدرت بر وضعیّت کمّی منابع آب زیرزمینی نپرداخته. این خلاء در مطالعات داخلی و خارجی باعث شده تا اولا ماهیّت ارتباط بخش کشاورزی ایران با منابع آب زیرزمینی از نقطه نظر جداسازی نامشخص باشد و دوما پاسخ واضحی به این سوال وجود نداشته باشد که آیا رشد اقتصاد کشاورزی ضمن کاهش حجم برداشت از آب‌های زیرزمینی می‌تواند به برون‌رفت از بحران فعلی این منابع – بدون قربانی شدن منافع اقتصادی و اجتماعی ناشی از کشاورزی – منتهی بشود یا خیر؟ در این مطالعه به منظور پاسخ دادن به این سوالات و ابهامات ابتدا ماهیّت جداسازی رشد اقتصاد کشاورزی از برداشت از منابع آب زیرزمینی با توجه به رویکرد تاپیو برای اوّلین بار در ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و سپس با بکارگیری یک حالت خاص از الگوهای رگرسیون کوانتایل موسوم به کوانتایل به روش گشتاوری[۵] اثرات ناشی از دستیابی به جداسازی پر قدرت بر عمق منابع آب زیرزمینی مورد سنجش قرار می‌گیرد.

۲- موادّ و روش‌ها

مراحل مختلفی که لازم است به منظور دستیابی به اهداف این مطالعه طی بشوند در شکل (۱) آورده شده است. همانطور که از شکل (۱) مشخص است در این مطالعه ابتدا می‌بایست با بکارگیری رویکرد تاپیو ماهیّت جداسازی رشد اقتصاد کشاورزی از رشد حجم برداشت از منابع آب زیرزمینی توسط این بخش تعیین بشود. به این منظور ابتدا این دو نرخ رشد محاسبه می‌شوند و سپس از تقسیم آن‌ها بر یکدیگر متغیری به نام کشش جداسازی محاسبه می‌شود. نهایتا با توجه به این سه متغیر می‌توان ماهیّت جداسازی اقتصاد کشاورزی از آب زیرزمینی را در استان‌های ایران مشخص کرد و آن را مورد تحلیل و بررسی قرار داد. در بخش ۲-۱ به تشریح مبانی نظری مربوط به رویکرد تاپیو و نحوه تفسیر خروجی‌های حاصل از آن پرداخته شده است. با مشخص شدن ماهیّت جداسازی در استان‌های ایران می‌بایست میزان اثرگذاری جداسازی پر قدرت بر عمق منابع آب زیرزمینی از طریق الگوی کوانتایل به روش گشتاوری مورد محاسبه قرار بگیرد. به این منظور ابتدا یک متغیر موهومی ایجاد می‌شود بدین ترتیب که اگر یک استان در وضعیّت جداسازی پر قدرت قرار داشته باشد مقدار آن یک و در غیر این صورت مقدار آن صفر است. این متغیر موهومی در کنار مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و طبیعی، متغیرهای مستقل الگوی رگرسیونی را تشکیل می‌دهند. متغیر عمق منابع آب زیرزمینی نیز به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. به منظور برازش کردن متغیر وابسته بر روی متغیرهای مستقل در الگوی کوانتایل به روش گشتاوری ابتدا توزیع احتمال متغیر عمق منابع آب زیرزمینی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و بر اساس آن مناسب‌ترین کوانتایل‌های توزیع به منظور برآورد الگوی رگرسیونی مشخص می‌شوند و در نهایت با مشخص شدن کوانتایل‌های مناسب اقدام به برآورد الگوی کوانتایل به روش گشتاوری می‌شود. مبانی نظری مربوط به برآورد الگوی کوانتایل به روش گشتاوری در بخش ۲-۲ و توضیحات مربوط به تصریح الگوی رگرسیونی و متغیرهای مورد استفاده در انجام این مطالعه در بخش ۲-۳ ارائه خواهند شد.

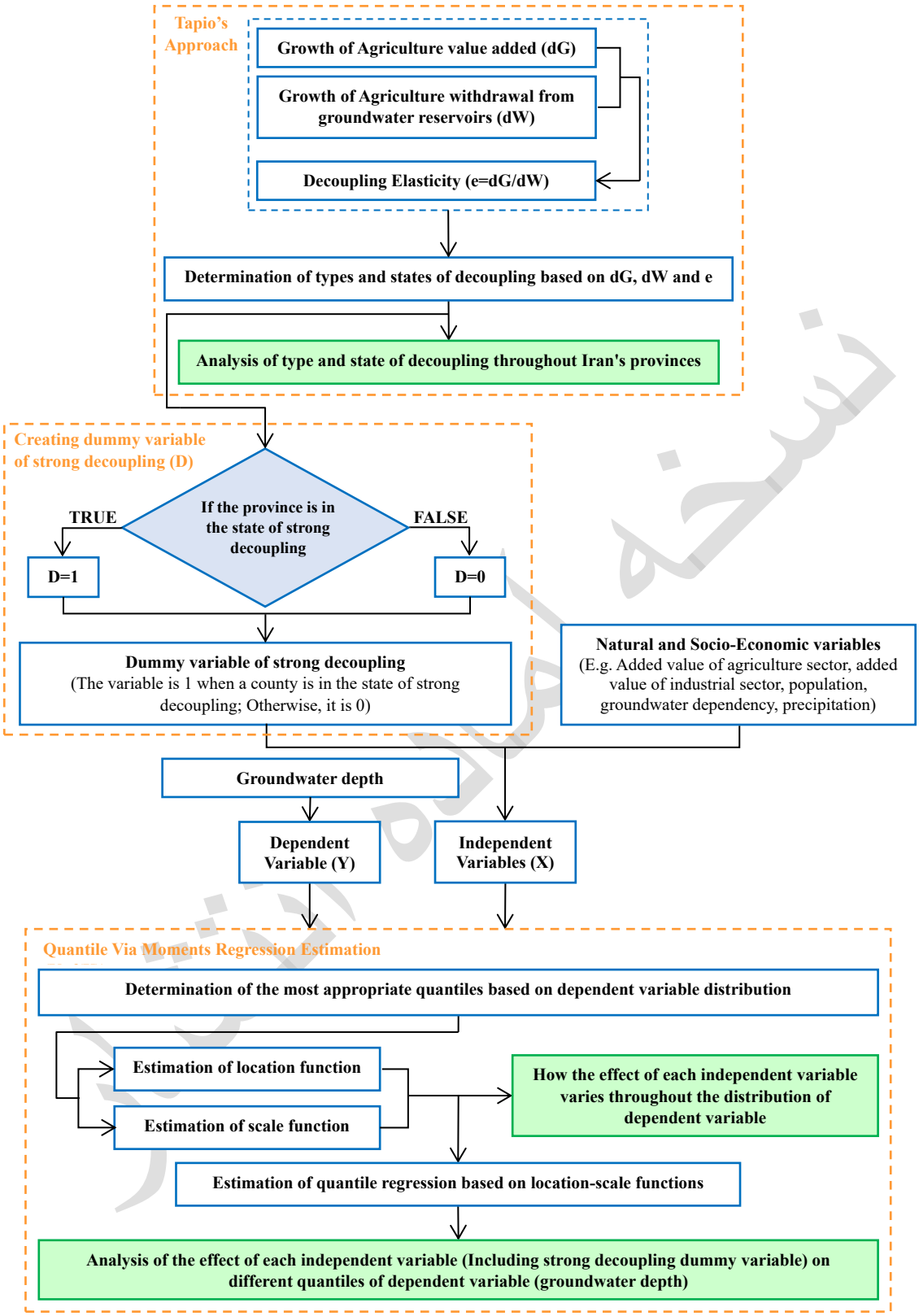

Figure 1. Workflow of this article

۲-۱- ارزیابی جداسازی رشد اقتصادی از برداشت از منابع آب زیرزمینی

رویکرد Tapio (۲۰۰۵) به منظور ارزیابی جداسازی روشی نسبتاً ساده ولی در عین حال پرکاربرد است که بر اساس سه مولفه‌ی ۱. نرخ رشد اقتصادی، ۲. نرخ رشد مصرف آب و ۳. کشش جداسازی قابل پیاده‌سازی می‌باشد. دو مولفه‌ی اوّل یعنی

نرخ رشد اقتصادی (dG) و نرخ رشد مصرف آب (dW) به ترتیب از طریق روابط (۱) و (۲) محاسبه می‌شوند(Q. Wang and Wang, 2019)

$$dG = \frac{GDP_t - GDP_{t-1}}{GDP_{t-1}} \quad (۱)$$

$$dW = \frac{Water_t - Water_{t-1}}{Water_{t-1}} \quad (۲)$$

در روابط (۱) و (۲) GDP و Water به ترتیب تولید ناخالص داخلی و مصرف آب در زمان t می‌باشند که در این مطالعه منظور از GDP سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی و منظور از Water حجم برداشت بخش کشاورزی از منابع آب زیرزمینی است. با داشتن dG و dW می‌توان کشش جداسازی را مطابق با رابطه‌ی (۳) محاسبه نمود.

$$e = \frac{dW}{dG} \quad (۳)$$

حال با در اختیار داشتن dG، dW و e می‌توان حالت و وضعیّت جداسازی رشد اقتصادی از مصرف آب را مطابق با طبقه‌بندی ارائه شده در جدول (۱) تعیین کرد. در این مطالعه از این به بعد منظور از "حالت جداسازی" یکی از سه حالت D- ND-C است که در ستون اوّل از جدول (۱) آورده شده‌اند. هریک از این سه حالت مشتمل بر چند زیر طبقه می‌باشند که در ستون آخر از جدول (۱) به آن‌ها اشاره شده است و از این به بعد به آن‌ها تحت عنوان "وضعیّت جداسازی" اشاره می‌شود. در ادامه با توجه به اطلاعات ارائه شده در جدول (۱) به تشریح هریک از وضعیّت‌های ممکن پرداخته می‌شود.

Table 1. Tapio framework for determining the type and state of decoupling

Decoupling type	dG	dW	e	Decoupling state
Decoupling (D)	**>0**	**>0**	**0.0 < e < 0.8**	**Weak Decoupling (WD)**
	>0	**<0**	**-inf < e < 0.0**	**Strong Decoupling (SD)**
	<0	**<0**	**1.2 < e < +inf**	**Recessive Decoupling (RD)**
Negative decoupling (ND)	**>0**	**>0**	**1.2 < e < +inf**	**Expansive negative Decoupling (END)**
	<0	**>0**	**-inf < e < 0.0**	**Strong negative Decoupling (SND)**
	<0	**<0**	**0.0 < e < 0.8**	**Weak Negative Decoupling (WND)**
Coupling (C)	**>0**	**>0**	**0.8 < e < 1.2**	**Expansive Coupling (EC)**
	<0	**<0**	**0.8 < e < 1.2**	**Recessive Coupling (RC)**

Source: Tapio, 2005

جداسازی ضعیف (WD): در جداسازی ضعیف رشد اقتصادی و رشد مصرف آب هردو مثبت می‌باشند ولی رشد مصرف آب کوچک‌تر از رشد اقتصادی است. در این وضعیّت سرعت بزرگ شدن اقتصاد بیشتر از سرعت تخلیه شدن منابع آب می‌باشد که این از دیدگاه اقتصادی مطلوب ولی از دیدگاه پایداری منابع آب نسبتاً نامطلوب بشمار می‌رود.

جداسازی پر قدرت (SD): در این وضعیّت رشد اقتصادی مثبت و رشد مصرف آب منفی است. این وضعیّت مطلوب‌ترین وضعیّت به منظور دستیابی به توسعه‌ی پایدار می‌باشد و عالی‌ترین شکل از محقق شدن هدف ششم توسعه پایدار سازمان ملل (United Nations, 2018) به شمار می‌رود. هدف این مطالعه نیز درواقع ارزیابی اثرات ناشی از قرارگیری در این وضعیّت بر عمق منابع آب زیرزمینی می‌باشد.

جداسازی بازگشتی (RD): در این وضعیّت رشد اقتصادی و رشد مصرف آب هردو منفی هستند ولی مصرف آب با شدّت به مراتب بیشتری درحال کاهش است. این وضعیّت برای اقتصاد نامطلوب و برای پایداری منابع آب مطلوب بشمار می‌آید.

جداسازی منفی رو به گسترش (END): در این وضعیّت رشد اقتصادی و رشد مصرف آب هردو مثبت هستند ولی رشد مصرف آب به طور قابل توجهی بزرگتر از رشد اقتصادی می‌باشد. دستیابی به این وضعیّت اگرچه از نظر اقتصادی مطلوب است ولی از دیدگاه پایداری منابع آب نامطلوب بحساب می‌آید.

جداسازی منفی پر قدرت (SND): این وضعیّت بدترین وضعیّتی است که می‌توان در آن قرار گرفت. در این وضعیّت اگرچه رشد اقتصادی منفی است ولی حجم مصرف آب رو به افزایش می‌باشد که این هم برای اقتصاد و هم برای پایداری منابع آب نامطلوب بشمار می‌رود.

جداسازی منفی ضعیف (WND): در این وضعیّت رشد اقتصادی و رشد مصرف آب هر دو منفی هستند ولی سرعت کوچک‌تر شدن اقتصاد بیشتر از سرعت کم شدن میزان مصرف آب است.

همسازی[۶] رو به گسترش (EC): در این وضعیّت نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد مصرف آب هر دو مثبت و برابر با یکدیگر هستند (در چارچوب تاپیو برابری dW و dG لزوماً به این معنی نیست که نسبت آن‌ها برابر با یک باشد، بلکه صرفاً اگر نسبت dW به dG در محدوده‌ی بین ۰.۸ الی ۱.۲ قرار بگیرد این دو متغیر حدوداً برابر باهم در نظر گرفته می‌شوند). قرارگیری در این وضعیّت از دیدگاه اقتصادی مطلوب ولی از دید پایداری منابع آب نامطلوب است.

همسازی بازگشتی (RC): در این وضعیّت نیز همانند وضعیّت EC نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد مصرف آب تقریباً برابر با هم هستند با این تفاوت که در اینجا این دو نرخ هر دو منفی می‌باشند. قرارگیری در این وضعیّت از دیدگاه منابع آب نسبتاً مطلوب و از دیدگاه اقتصادی نامطلوب می‌باشد.

۲-۲- رگرسیون کوانتایل به روش گشتاوری

الگوی کوانتایل به روش گشتاوری یکی از متأخرترین تعمیم‌ها در برآورد الگوهای رگرسیون کوانتایل برای داده‌های پانل[۷] می‌باشد که برای بار اوّل توسط Machado & Santos Silva (2019) ایجاد و ارائه شده است. این الگو رویکردی نو در برآورد الگوهای رگرسیون کوانتایل می‌باشد که اگرچه در کلیّات مشابه با الگوهای مرسوم رگرسیون کوانتایل است ولی در مفروضات، شیوه‌ی برآورد و نتایج حاصل از الگوسازی تفاوت‌های بنیادینی با سایر الگوهای کوانتایل دارد.

خانواده‌ی الگوهای رگرسیون کوانتایل الگوهایی هستند که برخلاف الگوهای مرسوم رگرسیونی ضرایب متغیرهای مستقل را نه بر اساس میانگین متغیر وابسته، بلکه بر اساس کوانتایل‌های توزیع آن مورد برآورد قرار می‌دهند. از آنجایی که توزیع احتمال متغیر وابسته بیش از یک کوانتایل دارد بنابراین الگوهای رگرسیون کوانتایل عملاً این امکان را برای پژوهشگران فراهم می‌آورند تا اثرات ناشی از تغییر در متغیرهای مستقل را بر هر نقطه از توزیع متغیر وابسته – و نه صرفاً میانگین آن – مورد ارزیابی قرار بدهند (Caetano *et al*., 2023; Uribe and Guillen, 2020; Waldmann, 2018). به عنوان مثال از طریق این الگوها می‌توان اثر تغییر در متغیر مستقل (x) بر متغیر وابسته (y) را هم به ازای مقادیر اندک متغیر وابسته (کوانتایل‌های ابتدایی توزیع) و هم به ازای مقادیر زیاد آن (کوانتایل‌های فوقانی توزیع) به طور همزمان مورد برآورد و بررسی قرار داد و ناهمگنی‌های موجود در اثرگذاری x بر y به ازای مقادیر مختلف y را به خوبی متوجه شد. این موضوع به افزایش قابل توجّه دقت نتایج این الگوها و ارتقاء پیشنهادات سیاستی مبتنی بر آن‌ها منتهی می‌شود. علاوه بر این از آنجایی که کوانتایل‌های توزیع متغیر وابسته متاثر از مشاهدات پرت[۸] نمی‌باشند بنابراین الگوهای رگرسیون کوانتایل نیز نسبت به مشاهدات پرت کاملاً مستحکم بحساب می‌آیند. علاوه بر این الگوهای کوانتایل نسبت به وجود مشکل ناهمسانی واریانس[۹] در جملات خطا نیز مقاوم هستند (Ike *et al*., 2020; Koenker, 2004). تابحال رویکردهای متعددی به منظور برآورد الگوهای کوانتایل برای داده‌های پانل توسط مطالعاتی نظیر Koenker (2004)، Lamarche (2010) و Canay (2011) ارائه شده که در این روش‌ها همانند اکثر الگوهای مربوط به داده‌های پانل اثرات ثابت مقطعی[۱۰] صرفاً عواملی هستند که می‌توانند توزیع احتمال متغیر وابسته را به طور موازی به طرف راست یا چپ منتقل نمایند. با این حال الگوی کوانتایل به روش گشتاوری که توسط Machado and Santos Silva (2019)

ایجاد شده از این قائده تبعیّت نمی‌کند و برخلاف طیف وسیعی از سایر الگوهای داده‌های پانل اجازه می‌دهد تا اثرات ثابت به طور غیر موازی باعث انتقال توزیع احتمال متغیر وابسته بشوند. به عبارت دیگر در این الگوها هریک از مقاطع پانل به ازای هریک از کوانتایل‌های توزیع احتمال متغیر وابسته دارای اثرات ثابت متفاوتی می‌باشند که این موضوع انعطاف‌پذیری بسیار زیادی به این الگوها می‌دهد (Ike *et al*., 2020; Machado and Santos Silva, 2019). همچنین الگوهای کوانتایل به روش گشتاوری علاوه بر تمامی ویژگی‌هایی که سایر الگوهای کوانتایل دارا می‌باشند امکان الگوسازی در شرایط درونزایی متغیرهای مستقل را نیز فراهم می‌کنند (Gnangnon, 2023; Machado and Santos Silva, 2019).

به منظور بررسی مبانی نظری الگوی کوانتایل به روش گشتاوری ابتدا یک ساختار داده‌ی پانل با تعداد k عدد مقطع به صورت $\{(Y_{it}, X'_{it})\}$ را در نظر می‌گیریم که X و Y به ترتیب ماتریس و بردار متغیرهای مستقل و وابسته می‌باشند و i و t نیز بیانگر مقطع و زمان می‌باشند. به منظور برآورد الگوی کوانتایل به روش گشتاوری می‌بایست تابع کوانتایل شرطی توزیع Y مورد برآورد قرار بگیرد. به این منظور ابتدا Y را متعلق به یک خانواده‌ی مکان–مقیاس[11] در نظر می‌گیریم که الگوی مکان–مقیاس آن مطابق با رابطه‌ی (٤) است و فرض آورده شده در رابطه‌ی (٥) همواره برای آن برقرار است (Machado and Santos Silva, 2019).

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + (\delta_i + Z'_{it}\gamma)U_{it} \qquad (٤)$$

$$\Pr\{(\delta_i + Z'_{it}\gamma) > 0\} = 1 \qquad (٥)$$

در رابطه‌ی (٤) α، β، δ و γ پارامترهای مجهولی هستند که می‌بایست مورد برآورد قرار بگیرند. از این میان دو پارامتر α و δ بیانگر جوانب مختلفی از اثرات ثابت هریک از مقاطع می‌باشند و β ضریب رگرسیون متغیرهای مستقل می‌باشد. U جمله خطای تصادفی مستقل با توزیع یکسان[12] است که شروط $E(U) = 0$ و $E(|U|) = 1$ را به طور همزمان تامین می‌کند. Z نیز یک تبدیل مشتق‌پذیر از X مشابه با $Z = f(X)$ می‌باشد و γ نیز ضریب آن است. حال با توجه به رابطه‌ی (٤) می‌توان رابطه‌ی کوانتایل شرطی متغیر وابسته را مشابه با رابطه‌ی (٦) در نظر گرفت (Machado and Santos Silva, 2019).

$$Q_Y(\tau|X_{it}) = (\alpha_i + \delta_i q(\tau)) + X'_{it}\beta + Z_{it}{}'\gamma q(\tau) \qquad (٦)$$

در رابطه‌ی (٦) τ نشان‌دهنده‌ی کوانتایل τ درصد، $Q_Y(\tau|X_{it})$ بیانگر کوانتایل شرطی متغیر وابسته و $q(\tau)$ مقدار کوانتایل به ازای τ می‌باشد. در رابطه‌ی (٦) عبارت $\alpha_i + \delta_i q(\tau)$ نشان دهنده‌ی اثر ثابت مقطع i به ازای کوانتایل τ می‌باشد. در این عبارت جزء α پارامتری است که برای هر مقطع به ازای تمام کوانتایل‌ها ثابت است و جزء δ ضریب $q(\tau)$ می‌باشد و از آنجایی که $q(\tau)$ به ازای هر کوانتایل دارای مقدار متفاوتی است بنابراین عبارت $\delta_i q(\tau)$ نیز برای هر مقطع به ازای کوانتایل‌های مختلف دارای مقدار متمایزی می‌باشد. در نتیجه می‌توان گفت که عبارت $\alpha_i + \delta_i q(\tau)$ از یک جزء ثابت به ازای تمام کوانتایل‌ها (α) و یک جزء متغیر ($\delta_i q(\tau)$) تشکیل شده است و این یعنی همانظور که پیشتر اشاره شد تفاوت اصلی الگوی کوانتایل به روش گشتاوری با سایر الگوهای پانل در تغییر کردن مقدار اثرات ثابت به ازای کوانتایل‌های مختلف است. مطابق با Machado & Santos Silva (2019) با در اختیار داشتن روابط (٤) و (٥) می‌توان در طی یک فرایند پنج مرحله‌ای پارامترهای مجهول $\hat{\alpha}_i$، $\hat{\beta}$، $\hat{\gamma}$، $\hat{\delta}$ و $q(\tau)$ را به ترتیب مورد محاسبه قرار داد که در اینجا به توضیحات بیشتر در خصوص جزئیات آماری آن پرداخته نمی‌شود و به منظور اطلاع بیشتر در این خصوص می‌توان به Machado & Santos Silva (2019) مراجعه کرد.

همانطور که از مبانی نظری الگوی کوانتایل به روش گشتاوری می‌توان حدس زد نتایج حاصل از برآورد این الگو مشتمل بر سه جزء ۱. الگوی مکان، ۲. الگوی مقیاس و ۳. الگوهای کوانتایل می‌باشد (Machado & Santos Silva, 2019). الگوی مکان

الگویی است که ضرایبش جهت اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در سرتاسر توزیع آن را نشان می‌دهند و الگوی مقیاس الگویی است که تمامی ضرایب رگرسیونی برآورد شده به ازای کوانتایل‌های مختلف از طریق آن با یکدیگر در ارتباط هستند و ضرایب آن نحوه‌ی تغییر در مقدار اثرگذاری متغیرهای مستقل با حرکت از نقطه‌ی ابتدایی توزیع متغیر وابسته به سوی نقطه‌ی انتهایی آن را نشان می‌دهد[۱۳] (Gnangnon, 2023; Ike *et al*., 2020; Machado and Santos Silva, 2019; Raifu and Aminu, 2023; Zhang and Zhang, 2023). جزء سوّم نیز شامل ضرایب رگرسیونی به ازای کوانتایل‌های مختلف می‌باشد که بیانگر اثرات ناشی از تغییر در متغیرهای مستقل بر کوانتایل‌های توزیع احتمال متغیر وابسته می‌باشند.

۲-۳- داده‌ها و اطلاعات و تصریح الگوی رگرسیونی

در این مطالعه ابتدا لازم است تا حالت و وضعیّت جداسازی رشد اقتصاد کشاورزی از برداشت از منابع آب زیرزمینی مطابق با رویکرد تاپیو مورد بررسی قرار بگیرد. اطلاعات مورد نیاز به این منظور به همراه توضیحات، واحد اندازه‌گیری، بازه زمانی و مأخذ گردآوری در جدول (۲) آورده شده‌اند. این اطلاعات برای تمامی استان‌های ایران در طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸ گردآوری شده‌اند. از آنجایی که بکارگیری رویکرد تاپیو مستلزم محاسبه نرخ رشد اقتصادی در بخش کشاورزی و نرخ رشد برداشت از منابع آب زیرزمینی است بنابراین برای هریک از استان‌ها مقطع زمانی مربوط به سال ۱۳۹۰ (۲۰۱۱) هنگام محاسبه نرخ رشد از بین می‌رود و نتایج در بازه‌ی ۱۳۹۱ (۲۰۱۲) الی ۱۳۹۸ (۲۰۱۹) محاسبه می‌شوند. تنها استثناء استان البرز می‌باشد که داده‌ها و اطلاعات مربوط به آن در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱ (۲۰۱۲) الی ۱۳۹۸ (۲۰۱۹) گردآوری شدند و نتایج آن در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۲ (۲۰۱۳) الی ۱۳۹۸ (۲۰۱۹) محاسبه شده است. این موضوع ناشی از نقصان برخی اطلاعات استان البرز در سال ۱۳۹۰ در پی تازه تاسیس بودن این استان در آن زمان می‌باشد.

Table 2. Required variables for determining decoupling state and type

Variable*	Unit	Time period	Source
Added value of agriculture sector (Constant 2011)	**Rials**	**2011 - 2019**	**SCI[1]**
Annual share of agriculture sector in total water withdrawal	**Percent**	**2011 - 2019**	**IWRMC[2]**
Total annual groundwater withdrawal	**Million Cubic Meter**	**2011 - 2019**	**IWRMC[2]**

[1] Statistical Centre of Iran, [2] Iran Water Resources Management Company

به منظور بررسی میزان اثرپذیری عمق آب‌های زیرزمینی از جداسازی رشد اقتصاد کشاورزی از مصرف آب زیرزمینی اقدام به برآورد الگوی رگرسیون کوانتایل می‌شود. متغیرهای وابسته و مستقل در این الگو به همراه نماد، واحد اندازه‌گیری، بازه زمانی و ماخذ گرداوری در جدول (۳) آورده شده‌اند. همانطور که از جدول (۳) نیز مشخص است تمامی این اطلاعات برای تمامی استان‌ها در بازه زمانی ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۸ گردآوری و محاسبه شده‌اند. با توجه به اینکه ساختار داده‌ی پانلِ مورد استفاده در الگوسازی کوانتایل به روش گشتاوری متشکل از ۳۱ عدد استان می‌باشد و استان البرز دارای هفت سال اطلاعات و سایر استان‌ها متشکل از هشت سال اطلاعات هستند بنابراین ساختار داده‌ی پانل از نوع نامتوازن[۱۴] و دارای ۲۴۷ عدد مشاهده می‌باشد.

Table 3. Required variables for model estimation

Variable	Symbol	Unit	Time period	Source
Dependent variable:				
Average of groundwater's depth	**Level**	**Meter**	**2012 - 2019**	*
Independent variable:				
Population	**Pop**	**People**	**2012 - 2019**	**
Square of Population	**Pop2**	**People**	**2012 - 2019**	****
Added value of agriculture sector (Constant 2011)	**Ag**	**Rials**	**2012 - 2019**	**
Square of added value of agriculture sector	**Ag2**	**Rials**	**2012 - 2019**	****
Added value of industrial sector (Constant 2011)	**Ind**	**Rials**	**2012 - 2019**	**
Square of added value of industrial sector	**Ind2**	**Rials**	**2012 - 2019**	****
Average precipitation height	**Precip**	**mm**	**2012 - 2019**	**
Groundwater dependency	**GwDep**	**Unitless**	**2012 - 2019**	****
Strong decoupling dummy (dummy variable)	**SD**	**Unitless**	**2012 - 2019**	****
Interaction of SD and added value of agriculture sector	**SD×Ag**	**Rials**	**2012 - 2019**	****

Interaction of SD and cube of added value of agriculture sector	SD×Ag2	Rials	2012 - 2019	****

***Iran Water Resources Management Company, **Statistical Center of Iran annual yearbooks, ***Ministry of Agriculture and Jahad annual yearbooks, ****Authors calculations.**

شکل کلّی الگوی رگرسیونی مورد برآورد نیز در رابطه (١٤) آورده شده است که در این رابطه ln(.) عملگر لگاریتم طبیعی و مقادیر a، w و β نیز ضرایب متغیرهای مستقل می‌باشند. با توجه به اینکه رابطه‌ی (١٤) تمام لگاریتمی می‌باشد (جز در مورد متغیر SD) تمامی ضرایب آن ماهیّت کشش دارند و بیانگر درصد تغییر در متغیر وابسته به ازای یک درصد تغییر در متغیر مستقل هستند. متغیر وابسته در این رابطه لگاریتم طبیعی متوسط عمق منابع آب زیرزمینی (ln(Level)) است که برابر است با میانگین حسابی تمام مشاهدات شرکت مدیریت منابع آب از عمق آب‌های زیرزمینی در هر استان در طول هر سال. در طرف راست رابطه‌ی (١٤) متغیرهای ln(Ag)، SD، SD×ln(Ag) و SD×ln(Ag)2 جزء متغیرهای مستقل هدف می‌باشند که دستیابی به اهداف این پژوهش از طریق تحلیل ضرایب آن‌ها انجام می‌شود. در میان متغیرهای هدف، متغیر لگاریتم سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی (ln(Ag)) بیانگر اثر رشد اقتصاد کشاورزی بر عمق منابع آب زیرزمینی است. با توجه به اینکه فعالیّت‌های کشاورزی اصلی‌ترین برداشت کننده از آب‌های زیرزمینی هستند (Ashraf *et al*., 2021; Nouri *et al*., 2023; Saemian *et al*., 2022) انتظار می‌رود که ضریب متغیر ln(Ag) جزء بزرگترین ضرایب الگوی رگرسیونی باشد. متغیر توان دوّم لگاریتم سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی (ln(Ag)2) نیز به منظور آزمودن فرض محیط‌زیستی کوزنتس در الگوی رگرسیونی قرار دارد که در انتها به مبانی و مفروضات آن پرداخته می‌شود.

متغیر موهومی SD به همراه اثر متقابل آن با ln(Ag) و ln(Ag)2 یعنی SD×ln(Ag) و SD×ln(Ag)2 دیگر متغیرهای مستقل هدف در الگوی رگرسیونی می‌باشند. متغیر موهومی SD در صورتی که یک استان در وضعیّت جداسازی پر قدرت (SD) قرار داشته باشد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است و ضریب آن (a) نیز بیانگر درصد تغییر در عمق منابع آب زیرزمینی در صورت قرارگیری استان در وضعیّت SD می‌باشد. ضرایب دو متغیر SD×ln(Ag) و SD×ln(Ag)2 (z و w) نیز به ترتیب بیانگر میزان تغییر در ضرایب ln(Ag) و ln(Ag)2 (β_3 و β_4) در صورت قرار داشتن استان در وضعیّت SD می‌باشند. این دو ضریب در واقع بیانگر این هستند که اگر یک استان در وضعیّت SD قرار داشته باشد آنگاه ضرایب ln(Ag) و ln(Ag)2 برای آن استان به چه صورت دچار تغییر می‌شود. به عبارت دیگر درحالی که ضریب متغیر SD اثر مستقیم قرارگیری در وضعیّت SD را بر عمق منابع آب زیرزمینی نشان می‌دهد ضرایب z و w آثار غیرمستقیم آن بر عمق منابع آب زیرزمینی را نشان می‌دهند.

$$\begin{aligned}\ln(\text{Level}) = {} & \beta_0 + \beta_1.\ln(\text{Pop}) + \beta_2.\ln(\text{Pop})^2 + \beta_3.\ln(\text{Ag}) + \beta_4.\ln(\text{Ag})^2 + \beta_5.\ln(\text{Ind}) \\ & + \beta_6.\ln(\text{Ind})^2 + \beta_7.\ln(\text{Precip}) + \beta_7.\ln(\text{GwDep}) + \text{a}.\text{SD} \\ & + \text{z}.(\text{SD}.\ln(\text{Ag})) + \text{w}.(\text{SD}.\ln(\text{Ag})^2) + \text{u}\end{aligned} \qquad (١٤)$$

علاوه بر متغیرهای هدف فوق تعدادی متغیر مستقل کنترلی نیز در الگوی رگرسیونی قرار دارند که وظیفه‌ی اصلی‌شان کنترل اثر عوامل مختلف بر متغیر وابسته می‌باشد تا بدین ترتیب با ایجاد یک تصریح صحیح در الگوی رگرسیونی از اریب شدن ضرایب برآوردی برای متغیرهای هدف جلوگیری نمایند. اوّلین متغیر مستقل کنترلی لگاریتم جمعیّت (ln(Pop)) می‌باشد که آثار ناشی از تقاضای آب توسط جمعیّت را در الگو کنترل می‌کند. علاوه بر برداشت‌های شرب و کشاورزی فعالیّت‌های صنعتی نیز در برداشت آب‌های زیرزمینی سهیم هستند و به همین سبب متغیر لگاریتم سرانه ارزش افزوده بخش صنعت (ln(Ind)) با هدف کنترل آثار ناشی از رشد اقتصادی در این بخش بر عمق منابع آب زیرزمینی در الگوی رگرسیونی قرار خواهد گرفت. متغیر لگاریتم متوسط ارتفاع بارش (ln(Precip)) نیز به عنوان یکی دیگر از متغیرهای مستقل کنترلی در الگوی رگرسیونی قرار می‌گیرد تا اثر شرایط جوّی بر نوسانات عمق منابع آب زیرزمینی را کنترل نماید. متغیر دیگری که در الگوی رگرسیونی قرار گرفته لگاریتم نسبت وابستگی به آب‌های زیرزمینی (ln(GwDep)) می‌باشد. درواقع این احتمال وجود دارد که دستیابی به وضعیّت SD (و یا عدم دستیابی به آن) ناشی از نوسانات حجم آب‌های سطحی و یا تخلیه‌ی تدریجی آب‌های زیرزمینی باشد

که هریک به نحوی با تغییر در حجم برداشت از منابع آب زیرزمینی می‌توانند بر روی وضعیّت جداسازی اثر بگذارند. به منظور خالص سازی ضریب برآوردی برای متغیر موهومی SD و سایر متغیرهای هدف از آثار احتمالی ناشی از این تغییرات متغیر ln(GwDep) در الگوی رگرسیونی قرار گرفته خواهد شد. علاوه بر این می‌دانیم که وابستگی به آب زیرزمینی به خودی خود نیز یک عامل اثرگذار بر عمق منابع آب زیرزمینی است که لازم است اثراتش در الگوی رگرسیونی کنترل بشود. متغیر GwDep از تقسیم حجم برداشت از منابع آب زیرزمینی به مجموع برداشت از منابع آب زیرزمینی و مصارف سدهای مخزنی بدست می‌آید و یک تقریب از سهم آب زیرزمینی در تامین آب می‌باشد. لازم به ذکر است که برابر فرض کردن عرضه آب توسط سدهای مخزنی با کل آب مصرف شده‌ی سطحی ناشی از نبود دسترسی به اطلاعات سری زمانی استانی در خصوص عرضه آب توسط سدهای جهادکشاورزی و برداشت‌های آزاد از رودخانه‌ها و انهار می‌باشد که البته در برابر آب عرضه شده توسط سدهای مخزنی سهم نسبتاً کمی دارند. در استان‌هایی نظیر یزد و قزوین که فاقد سد مخزنی هستند این نسبت برابر با یک در نظر گرفته شده است.

علاوه بر متغیرهای فوق سه متغیر توان دوّم لگاریتم سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی (ln(Ag)2)، توان دوّم لگاریتم سرانه ارزش افزوده بخش صنعت (ln(Ind)2) و توان دوّم لگاریتم جمعیّت (ln(Pop)2) نیز با هدف بهبود تصریح الگوی رگرسیونی و آزمودن فرض محیط زیستی کوزنتس در الگوی رگرسیونی قرار می‌گیرند. فرضیه محیط زیستی کوزنتس مبحثی در اقتصاد توسعه می‌باشد که طبق آن رشد اقتصادی و یا رشد جمعیّت ابتدا به تخریب کمّی و کیفی محیط زیست و منابع طبیعی منتهی می‌شود ولی با تداوم این رشد به تدریج از اثرات سوء آن بر محیط زیست و منابع طبیعی کاسته می‌شود (Dasgupta *et al*., 2002; Sinha *et al*., 2021; S. X. Wang *et al*., 2015). اگر فرض کنیم که B1 ضریب رگرسیونی برای توان اوّل و B2 ضریب رگرسیونی برای توان دوّم هر یک از این متغیرها باشد آنگاه فرضیه‌ی کوزنتس تنها در صورتی پذیرفته می‌شود که B1 و B2 معنی‌دار و به ترتیب دارای علامت مثبت و منفی باشند (Hosseinzadeh *et al*., 2022). احتمال برقراری فرضیه‌ی کوزنتس میان این متغیرها و عمق منابع آب زیرزمینی ناشی از این است که در ایران همواره به موازات رشد جمعیّت و افزایش اندازه‌ی اقتصاد عوامل متعددی باعث کاهش تدریجی اتکای مصارف مختلف به آب زیرزمینی شده‌اند. به عنوان مثال طرح‌های متعدد سدسازی، توسعه شبکه‌های آبیاری، انتقال آب بین حوضه‌ای و قوانین ملزم کننده‌ی مصارف صنعتی به بکارگیری آب نامتعارف (نظیر ماده ۳۹ قانون برنامه هفتم) همگی مواردی هستند که باعث می‌شوند این فرضیه بوجود بیاید که رشد اقتصادی و جمعیّتی در ایران اگرچه فشار بسیار قابل توجهی به منابع آب زیرزمینی وارد می‌کند ولی با فرض ثابت ماندن تمام عوامل این فشار با تداوم افزایش رشد اقتصادی و جمعیّتی به تدریج و به آهستگی کم و کمتر می‌شود.

۳- نتایج و بحث

۳-۱- بررسی وضعیّت جداسازی در استان‌های ایران

با بکارگیری اطلاعات ذکر شده در جدول (۲) وضعیّت جداسازی در تمامی ۳۱ استان ایران در طول سال‌های ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۸ مورد محاسبه قرار گرفت. تعداد دفعات وقوع هریک از حالات و وضعیّت‌های ممکن در روش تاپیو در طی بازه‌ی مورد بررسی در جدول (٤) آورده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود در طول بازه‌ی مورد بررسی بیشترین حالتی که استان‌ها در آن قرار داشته‌اند با بیش از ٦٠ درصد تکرار حالت جداسازی (D) می‌باشد و پرتکرارترین وضعیّت نیز ابتدا وضعیّت جداسازی ضعیف (WD) با حدود ۲۷ درصد تکرار و با اختلاف کمی پس از آن جداسازی پر قدرت (SD) با حدود ٢٤ درصد تکرار می‌باشد. حالات جداسازی بازگشتی (RD)، جداسازی منفی ضعیف (WND)، جداسازی منفی پر قدرت (SND) و جداسازی منفی رو به گسترش (END) تقریباً به یک اندازه و در حدود ۱۰ الی ۱۳ درصد از مشاهدات تکرار شده‌اند و دو

حالت هم‌سازی رو به گسترش (EC) و هم‌سازی بازگشتی (RC) نیز مجموعا کمتر از ۵ درصد از کل مشاهدات را در بر گرفته‌اند. به منظور بررسی نحوه‌ی توزیع وضعیّت‌های مختلف جداسازی در میان استان‌های ایران، بیشترین وضعیّتی که هر استان در طول بازه‌ی زمانی مورد بررسی در آن قرار گرفته به همراه سطح زیرکشت آبی، متوسط عمق منابع آب زیرزمینی و وابستگی به آب زیرزمینی در نقشه‌های A و B از شکل (۲) آورده شده‌اند.

Table 4. Number of times provinces has been in each type and state based on Tapio's framework

Type	Number (% of total)	State	Number (% of total)
Decoupling (D)	149 (60.32%)	SD	60 (24.26%)
		WD	67 (27.13%)
		RD	22 (8.91%)
Negative Decoupling (ND)	87 (35.22%)	END	25 (10.12%)
		SND	33 (13.36%)
		WND	29 (11.74%)
Coupling (C)	11 (4.45%)	RC	6 (2.43%)
		EC	5 (2.02%)

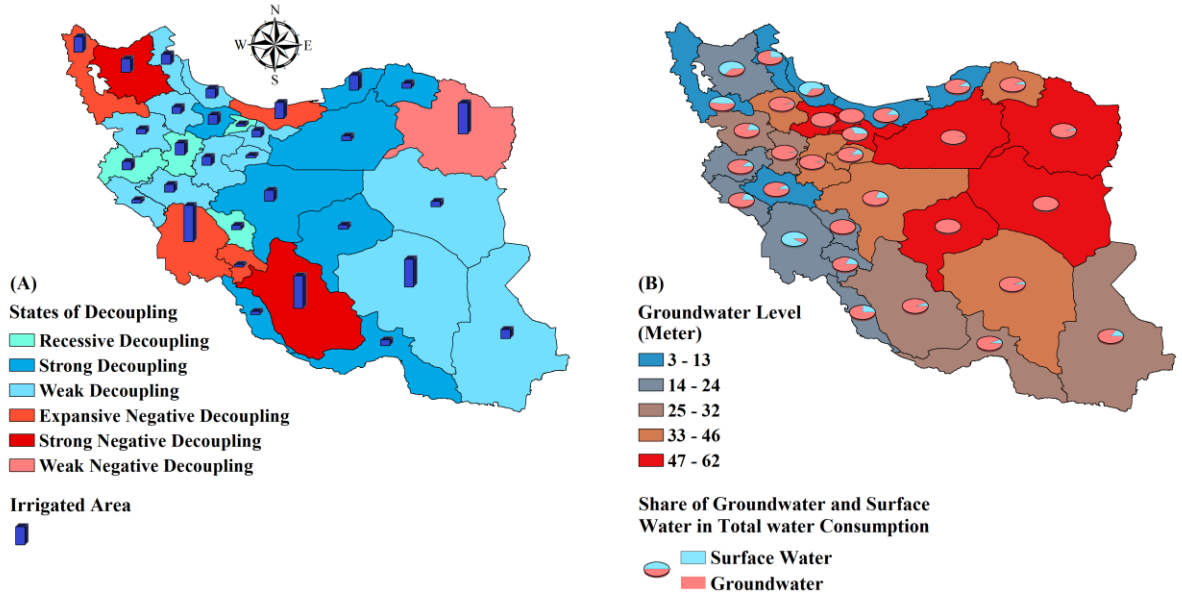

Figure 2. A) The most frequent Tapio's state in each province during 2012-2019 and average irrigated area. B) Average groundwater depth and groundwater dependency during 2012-2019.

از مقایسه نقشه A و B از شکل (۲) می‌توان مشاهده کرد که تعداد زیادی از استان‌های مرکزی، غربی و جنوب شرقی ایران نظیر تهران، کردستان، گیلان و کرمان عمدتاً در وضعیّت جداسازی ضعیف (WD) قرار داشته‌اند که بجز برخی استان‌ها نظیر گیلان سایر این استان‌ها منابع آب زیرزمینی‌شان عمق متوسط و یا زیادی دارد و وابستگی‌شان به آب زیرزمینی نیز عموماً بالا است. از آنجایی که در وضعیّت WD حجم برداشت از منابع آب زیرزمینی در حال افزایش می‌باشد بنابراین تداوم قرارگیری در این وضعیّت بالاخص در استان‌هایی نظیر کرمان که یکی از قطب‌های کشاورزی ایران بشمار می‌رود و وابستگی‌اش به آب‌های زیرزمینی نیز نسبتاً زیاد است می‌تواند به تدریج باعث تخلیه‌ی سفره‌های آب زیرزمینی بشود که این موضوع خود زمینه‌ساز محدود شدن فعالیّت‌های کشاورزی و بروز پیامدهای اقتصادی و اجتماعی ناشی از آن خواهد بود.

مطابق با نقشه A از شکل (۲) استان‌های مرکزی به همراه برخی استان‌های شمال شرقی و جنوبی ایران نظیر اصفهان، یزد، گلستان و بوشهر عمدتاً در وضعیّت جداسازی پر قدرت (SD) قرار داشته‌اند. با این حال تقریباً تمامی این استان‌ها سطح زیرکشت آبی کمی دارند و جزء قطب‌های کشاورزی آبی ایران بحساب نمی‌آیند و این موضوع بیانگر این است که دستیابی به وضعیّت مطلوب SD اگرچه در ایران به دفعات زیادی بوقوع پیوسته ولی قطب‌های کشاورزی آبی ایران نقش زیادی در تحقق آن نداشته‌اند. در این میان نکته‌ی قابل توجهی که در نقشه B از شکل (۲) مشخص است این است که بغیر از دو استان گلستان

و بوشهر سایر استان‌هایی که عمدتاً در وضعیّت SD قرار گرفته‌اند نظیر اصفهان، یزد، سمنان و قزوین اغلب منابع آب زیرزمینی عمیقی داشته‌اند و وابستگی‌شان به آب زیرزمینی نیز به طور قابل توجهی زیاد بوده است. اگرچه شناسایی عوامل اثرگذار بر دستیابی به وضعیّت جداسازی پر قدرت (SD) جزء اهداف این مطالعه نمی‌باشد ولی در خصوص استان‌های نام برده شده می‌توان حدس زد که دستیابی به وضعیّت SD لااقل تا حدّی ناشی از خشک شدن چاه‌های آب زیرزمینی و افت دبی آن‌ها بوده که بخش کشاورزی در این استان‌ها را وادار به افزایش بکارگیری منابع آب سطحی و یا مطابقت دادن فعالیّت‌های اقتصاد کشاورزی با شرایط وخیم آب‌های زیرزمینی نموده است.

نکته‌ی حائز اهمیّت دیگری که در نقشه A از شکل (۲) قابل مشاهده است این است که تقریباً تمام استان‌هایی که عمدتاً در وضعیّت‌های نامطلوب جداسازی ضعیف (WND)، جداسازی منفی رو به گسترش (END) و یا وضعیّت بسیار نامطلوب جداسازی منفی پر قدرت (SND) قرار داشته‌اند جزء اصلی‌ترین قطب‌های کشاورزی آبی ایران می‌باشند که عبارت‌اند از فارس، خوزستان، خراسان رضوی، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی و مازندران. در میان این استان‌ها دو استان خوزستان و آذربایجان غربی اگرچه عمدتاً در وضعیّت نامطلوب END قرار داشته‌اند ولی با توجه به نقشه B از شکل (۲) وابستگی کمی به منابع آب زیرزمینی دارند و منابع آب زیرزمینی‌شان نیز از عمق نسبتاً کمی برخوردار است و نسبت به بسیاری از استان‌های دیگر ایران با مشکلات کمتری در زمینه‌ی آب‌های زیرزمینی مواجه هستند. استان آذربایجان شرقی نیز در وضعیّت بسیار نامطلوب SND قرار دارد که یعنی رشد منفی در ارزش افزوده بخش کشاورزی را علی‌رغم افزایش حجم برداشت از منابع آب زیرزمینی تجربه کرده است. با این حال این استان نیز وابستگی کمی به منابع آب زیرزمینی دارد و منابع آب زیرزمینی‌اش نیز از عمق نسبتاً کمی برخوردار هستند. در خصوص استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی و تا حدودی خوزستان می‌توان حدس زد که افزایش حجم برداشت از منابع آب زیرزمینی در پی کاهش دسترسی به منابع آب سطحی (ناشی از وقوع خشکسالی) یکی از علل اصلی قرارگیری این استان‌ها در وضعیّت‌های نامطلوب SND و END بوده باشد.

بر اساس اطلاعات نقشه‌های A و B در شکل (۲) در میان تمام استان‌های ایران بحرانی‌ترین شرایط مربوط به استان فارس است که به عنوان دوّمین قطب کشاورزی آبی ایران عمدتاً در وضعیّت بسیار نامطلوب SND قرار داشته است. این در حالی است که استان فارس وابستگی بسیار بالایی به منابع آب زیرزمینی دارد و منابع آب زیرزمینی‌اش نیز از عمق نسبتاً زیادی برخوردار هستند. قرارگیری استان فارس در وضعیّت SND در اکثر سال‌های مورد بررسی این استان را در رأس استان‌هایی قرار می‌دهد که در صورت تداوم وضع موجود با انواع چالش‌های اقتصادی-اجتماعی-محیط‌زیستی روبرو خواهند بود. استان خراسان رضوی نیز به عنوان یکی دیگر از قطب‌های کشاورزی آبی ایران با دارا بودن آب‌های زیرزمینی عمیق و وابستگی بالا به این منابع اغلب در وضعیّت نامطلوب WND قرار داشته است.

۳-۲- ارزیابی آثار دستیابی به جداسازی پر قدرت بر منابع آب زیرزمینی

در این بخش تلاش می‌شود تا اثرات ناشی از قرارگیری در وضعیّت SD بر روی عمق منابع آب زیرزمینی ایران از طریق الگوی رگرسیون کوانتایل مورد بررسی قرار بگیرد. اطلاعات آمار توصیفی متغیرهای بکار گرفته شده در الگوسازی در جدول (٦) آورده شده‌اند. نمودار هیستوگرام و منحنی چگالی کرنل[۱۵] مربوط به توزیع احتمال متغیر عمق منابع آب زیرزمینی نیز در شکل (۳) ارائه شده است. همانطور که از شکل (۳) مشخص است توزیع احتمال این متغیر از نوع دو مدی[۱۶] است و این دو مُد نیز به ترتیب منطبق بر کوانتایل ۲۵ درصد و ۷۵ درصد (چارک‌های اوّل و سوّم) هستند. کوانتایل ۵۰ درصد (یا همان میانه) نیز تقریبا منطبق بر میانگین توزیع می‌باشد که البته توزیع مشاهدات پیرامون آن از چگالی نسبتا کمتری برخوردار است. به طور

کلّی می‌توان گفت که با در نظر گرفتن سه کوانتایل ۲۵ درصد، ۵۰ درصد و ۷۵ درصد (چارک‌های اوّل الی سوّم) اصلی‌ترین بخش‌های توزیع احتمال متغیر عمق منابع آب زیرزمینی توسط الگوی کوانتایل به روش گشتاوری پوشش داده می‌شوند.

Table 6. Descriptive statistics of regression model's variables

Variable	Average	SD	Min	Max
Level†	32.005	17.256	2.537	64.072
Pop	2,563,526	2,413,612	564,000	13,807,000
Ag	2,334,201	1,556,266	649,177	8,688,816
Ind	31,112,305	53,358,437	2,405,875	266,975,843
Precip	311.2	195.6	23.7	1,104.1
GwDep	0.823	0.224	0.066	1.000

† 1st, 2nd and 3rd quartiles of Level (ln(Level)) are 17.41 (2.85), 30.79 (3.42) and 47.07 (3.85) respectively.

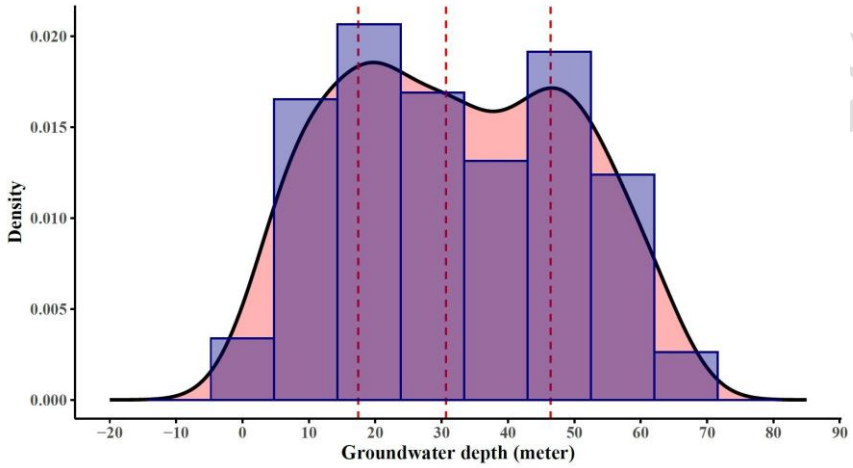

Figure 3. Histogram (Purple bars) and Kernel Density (Red area) of groundwater depth.

نتایج حاصل از برآورد الگوی مکان و الگوی مقیاس در جدول (۷) آورده شده‌اند. همانطور که مشاهده می‌شود در الگوی مقیاس ضرایب بسیاری از متغیرها منجمله ضرایب تمام متغیرهای هدف بی‌معنی می‌باشند و این یعنی ضرایب این متغیرها به ازای کوانتایل‌های مختلف از نظر مقداری دچار تغییرات معنی‌داری نمی‌شوند (یا به طور ساده‌تر ضرایب این متغیرها برای تمام استان‌های دارای منابع آب زیرزمینی با عمق کم، متوسط و زیاد از نظر آماری برابر هستند). با این حال همانطور که نتایج الگوهای برآوردی برای کوانتایل‌های ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصد در جدول (۸) نشان می‌دهد ضرایب برآوردی برای این متغیرها با تغییر در کوانتایل از نظر معنی‌داری دچار تغییرات چشمگیری می‌شوند که یعنی بسیاری از متغیرهای مستقل تنها در برخی از کوانتایل‌ها اثر معنی‌داری بر متغیر وابسته برجای می‌گذارند. در الگوی مکان نیز ضرایب سه متغیر هدف ln(Ag)، SD و SD×ln(Ag) به ترتیب دارای علائم مثبت، منفی، مثبت و معنی‌دار در سطوح پنج، ده و ده درصد می‌باشند که یعنی این سه متغیر در سرتاسر طول توزیع احتمال متغیر وابسته همواره جهت اثرگذاری‌شان بر متغیر وابسته مثبت، منفی و مثبت می‌باشد و جهت این اثرگذاری به ازای کوانتایل‌های مختلف دچار تغییر معنی‌داری نمی‌شود.

Table 7. Estimation results of location and scale models

Variables	Model: Scale function		Model: Location function	
	Coefficient	Standard Error	Coefficient	Standard Error
ln(Pop)	-0.055	0.045	0.568***	0.089
ln(Pop)^2	0.006**	0.003	-0.013*	0.008
ln(Ag)	-0.349	0.322	1.584**	0.652
ln(Ag)^2	0.010	0.011	-0.05**	0.021
ln(Ind)	0.169	0.135	0.271	0.277
ln(Ind)^2	-0.005	0.004	-0.010	0.008
ln(Precip)	-0.008*	0.005	-0.008	0.008
ln(GwDep)	-0.058	0.062	0.266**	0.127
SD	-0.509	1.820	-7.953*	4.135

SD×ln(Ag)	0.057	0.236	0.992*	0.538
SD×ln(Ag)2	-0.001***	0.008	-0.030	0.018
Constant	2.286***	2.663	-19.166***	5.541

***, ** and * indicates significancy at 1%, 5% and 10% respectively.

در ادامه ابتدا به طور خلاصه به بررسی ضرایب غیر هدف این مطالعه پرداخته می‌شود و سپس ضرایب متغیرهای ln(Ag)، SD، SD×ln(Ag) و SD×ln(Ag)2 که هدف اصلی این مطالعه هستند مورد بررسی قرار می‌گیرند. همانطور که از نتایج الگوی کوانتایل در جدول (۸) مشخص است ضرایب متغیر ln(Pop) به ازای تمامی کوانتایل‌ها معنی‌دار و به ترتیب برابر با ۰.٦۲، ۰.٥٦ و ۰.٥۱ می‌باشد. این سه ضریب یعنی به ازای هر یک از کوانتایل‌های مورد بررسی یک درصد افزایش جمعیّت به ترتیب به افزایش ۰.٦۲، ۰.٥٦ و ۰.٥۱ درصدی عمق آب‌های زیرزمینی منتهی می‌شود. متغیر ln(Pop)2 نیز به ازای هر سه کوانتایل منفی ولی صرفاً در کوانتایل‌های ۲۵ و ۵۰ درصد معنی‌دار و به ترتیب برابر با ۰.۰۲- و ۰.۰۱- می‌باشد که این یعنی در استان‌های دارای منابع آب زیرزمینی با عمق کم و متوسط با تداوم رشد جمعیّت به تدریج از اثرات سوء آن بر منابع آب زیرزمینی کم می‌شود. البته با توجه به کوچک بودن ضرایب برآوردی برای ln(Pop)2 این فرآیند آهسته و زمان‌بر می‌باشد. به ازای کوانتایل ۷۵ درصد نیز ضریب ln(Pop)2 معنی‌دار نمی‌باشد که یعنی در نواحی با آبخوان‌های عمیق رشد جمعیّت همواره به بدتر شدن وضعیّت کمّی منابع آب زیرزمینی منتهی می‌شود و اثرات سوء آن حتی به طور تدریجی نیز دچار تعدیل نمی‌شود که این موضوع در جانمایی‌های جمعیّتی ایران که عمدتاً متمرکز بر فلات مرکزی می‌باشد می‌تواند حائز اهمیت باشد. ضرایب متغیر ln(GwDep) نیز به ازای تمامی کوانتایل‌ها مثبت و معنی‌دار و به ترتیب برابر با ۰.۳۲، ۰.۲٦ و ۰.۲۱ می‌باشند که مطابق با انتظار بیانگر افزایش عمق منابع آب زیرزمینی در صورت افزایش وابستگی به این منابع می‌باشند. از میان ضرایب برآورد شده برای متغیر ln(Ind) تنها ضریب برآوردی به ازای کوانتایل ۷۵ درصد معنی‌دار و برابر با ۰.٤۲ می‌باشد که یعنی یک درصد رشد اقتصادی بخش صنعت تنها در نواحی دارای آب‌های زیرزمینی عمیق می‌تواند در حدود ۰.٤۲ درصد عمق منابع آب زیرزمینی را افزایش بدهد. با توجه به اینکه اساساً نیاز آبی در بخش صنعت کمتر از سایر بخش‌های مصرفی می‌باشد و تمرکز صنایع نیز عمدتاً در نواحی دارای منابع آب زیرزمینی عمیق نظیر فلات مرکزی می‌باشد بنابراین رشد صنعتی در ایران نیز بیشتر در نواحی دارای منابع آب زیرزمینی عمیق توانسته تا عمق این منابع را تحت تاثیر خود قرار بدهد. ضریب متغیر ln(Ind)2 نیز تنها به ازای کوانتایل ۷۵ درصد معنی‌دار و برابر با ۰.۰۱٤- است که یعنی در نواحی دارای آبخوان‌های عمیق که محل اصلی اثرگذاری رشد صنعتی بر منابع آب زیرزمینی بشمار می‌روند فرضیه‌ی کوزنتس میان رشد ارزش افزوده صنعتی با عمق منابع آب زیرزمینی برقرار است و با تداوم رشد صنعتی به تدریج از آثار سوء آن بر آبخوان‌ها کاسته می‌شود اگرچه این فرآیند نیز با توجه به کوچک بودن ضریب ln(Ind)2 فرآیندی نسبتاً زمان‌بر بحساب می‌آید. متغیر ln(Precip) نیز تنها به ازای کوانتایل ۷۵ درصد دارای ضریب معنی‌دار و برابر با ۰.۰۱٦- می‌باشد که بیانگر کاهش ۰.۰۱٦ درصدی در عمق منابع آب زیرزمینی به ازای هر یک درصد افزایش در Precip است.

Table 8. Estimation results of quantile regression

Variables	τ = 25% (1st Quartile)		τ = 50% (2nd Quartile - Median)		τ = 75% (3rd Quartile)	
	Coefficient	Standard Error	Coefficient	Standard Error	Coefficient	Standard Error
ln(Pop)	0.625***	0.086	0.563***	0.088	0.519***	0.086
ln(Pop)^2	-0.02**	0.008	-0.013*	0.008	-0.007	0.008
ln(Ag)	1.941**	0.636	1.549**	0.645	1.27**	0.636
ln(Ag)^2	-0.06**	0.021	-0.049**	0.021	-0.04**	0.021
ln(Ind)	0.097	0.259	0.288	0.273	0.424*	0.259
ln(Ind)^2	-0.004	0.008	-0.010	0.008	-0.014*	0.008
ln(Precip)	0.000	0.008	-0.009	0.008	-0.016**	0.008
ln(GwDep)	0.325*	0.100	0.26**	0.124	0.214**	0.100
SD	-7.433	3.977	-8.004*	4.086	-8.411**	3.977
SD×ln(Ag)	0.933	0.516	0.998*	0.532	1.044*	0.516
SD×ln(Ag)2	-0.029	0.017	-0.031	0.019	-0.032*	0.017

Constant	**-21.501*** **	**5.479**	**-18.936*** **	**5.486**	**-17.111*** **	**5.479**

*****, ** and * indicates significancy at 1%, 5% and 10% respectively.**

مطابق با جدول (۸) ضرایب برآوردی برای متغیر ln(Ag) برای کوانتایل‌های ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصد به ترتیب برابر هستند با ۱.۹٤، ۱.٥٤ و ۱.۲۷ که همگی در سطح پنج درصد معنی‌دار می‌باشند. این یعنی یک درصد افزایش در سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی به ازای هریک از کوانتایل‌های مورد بررسی به ترتیب باعث ۱.۹٤، ۱.٥٤ و ۱.۲۷ درصد افزایش در عمق منابع آب زیرزمینی می‌شود که در هر سه با اختلاف نسبتا زیادی بزرگترین ضرایب برآوردی در میان تمامی ضرایب می‌باشند. ضرایب برآوردی برای متغیر توان دوّم سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی (ln(Ag)2) نیز به ازای تمامی کوانتایل‌ها مثبت و معنی‌دار و به ترتیب برابر با ۰.۰٦–، ۰.۰٤– و ۰.۰٤– می‌باشد. با توجه به آنچه پیشتر در خصوص فرضیه‌ی کوزنتس بیان شد این ضرایب بیانگر برقراری این فرضیه میان سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی و عمق منابع آب زیرزمینی در سرتاسر توزیع احتمال متغیر وابسته می‌باشند و این یعنی تداوم رشد اقتصادی در بخش کشاورزی به تدریج از اثرات سوء ناشی از آن بر عمق منابع آب زیرزمینی کم می‌کند اگرچه این فرآیند با توجه به کوچک بودن ضرایب برآوردی برای ln(Ag)2 فرآیندی آهسته و زمان‌بر می‌باشد. به طور کلّی می‌توان گفت که نتایج حاصل از الگوسازی کوانتایل همانند طیف وسیعی از مطالعات پیشین (Ashraf *et al*., 2021; Madani, 2014; Nouri *et al*., 2023; Saemian *et al*., 2022) موید نقش محوری بخش کشاورزی در برداشت بی رویه آب زیرزمینی و افزایش عمق آن است به طوری که آثار ناشی از رشد و توسعه این بخش بر آب‌های زیرزمینی به طور قابل توجهی بیشتر از هر عامل انسانی یا طبیعی دیگری می‌باشد. نقش غالب کشاورزی در نابودی آب‌های زیرزمینی نیز بیانگر این واقعیّت است که حفظ و احیاء منابع آب زیرزمینی بدون تغییر دادن مسیر توسعه‌ی کشاورزی عملا میسّر نمی‌باشد. فرضیه محیط زیستی کوزنتس نیز اگرچه میان رشد اقتصاد کشاورزی و عمق منابع آب زیرزمینی برقرار است ولی به قدری کند و آهسته رخ می‌دهد که صرف اتکای به برقراری این فرضیه نمی‌تواند راهکاری موثر و قابل اتکا به منظور مدیریت آثار سوء ناشی از رشد و توسعه کشاورزی بر منابع آب زیرزمینی بحساب بیاید.

ضریب متغیر SD به ازای کوانتایل ۲۵ درصد برابر با ۷.٤۳– می‌باشد که از نظر قدر مطلق بسیار بزرگتر از سایر ضرایب برآورد شده است ولی با این حال این ضریب در هر سطحی از نظر آماری بی‌معنی بحساب می‌آید. این یعنی در استان‌هایی نظیر مازندران و گیلان که عمق منابع آب زیرزمینی‌شان کم یا نسبتاً کم است دستیابی به وضعیّت جداسازی پر قدرت (SD) اثر معنی‌داری بر عمق منابع آب زیرزمینی ندارد. با این حال ضریب SD به ازای کوانتایل‌های ۵۰ و ۷۵ درصد به ترتیب در سطوح ده و پنج درصد معنی‌دار و برابر با ۸.۰۰– و ۸.٤۱– می‌باشد. این یعنی استان‌هایی که عمق منابع آب زیرزمینی‌شان متوسط و یا زیاد است اگر در وضعیّت SD قرار بگیرند عمق منابع آب زیرزمینی‌شان با فرض ثابت ماندن تمامی عوامل دیگر در حدود ۸.۰۰ و ۸.٤۱ درصد نسبت به آن دسته از استان‌هایی که در هر وضعیّتی غیر از SD هستند کاهش می‌یابد. این موضوع به طور مشخص به این معنی است که دستیابی به رشد اقتصادی در کنار کاهش حجم برداشت از آب‌های زیرزمینی لااقل در میان آن استان‌هایی که آبخوان‌هایشان عمق متوسطِ رو به بالایی دارد و با بیشترین چالش‌ها در زمینه آب‌های زیرزمینی روبرو هستند می‌تواند به حفظ و احیاء این منابع کمک نماید.

مطابق با جدول (۸) ضریب برآوردی برای متغیر SD×ln(Ag) به ازای کوانتایل ۲۵ درصد در هر سطحی از نظر آماری بی‌معنی است ولی ضرایب این متغیر به ازای کوانتایل‌های ۵۰ و ۷۵ درصد در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار و به ترتیب برابر با ۰.۹۹ و ۱.۰٤ می‌باشند که یعنی در استان‌هایی که عمق منابع آب زیرزمینی‌شان متوسط و یا زیاد است قرارگیری در وضعیّت SD باعث شده تا مقدار ضریب ln(Ag) به اندازه‌ی ۰.۹۹ و ۱.۰٤ واحد نسبت به حالتی که استان در وضعیّت SD قرار ندارد افزایش پیدا بکند. این موضوع ناشی از این است که وضعیّت جداسازی پر قدرت (SD) همراه با رشد اقتصاد کشاورزی و بزرگتر شدن این بخش می‌باشد و بدیهی است که قرارگیری در چنین وضعیّتی نسبت به قرارگیری در وضعیّت‌هایی نظیر END

یا SND که رشد اقتصاد کشاورزی در آن‌ها منفی است با مقیاس بزرگتری از فعالیّت‌های کشاورزی همراه باشد که این موضوع نیز به افزایش ln(Ag) منتهی می‌شود. در نتیجه به طور کلّی می‌توان گفت که اگر سایر عوامل ثابت بمانند صرف دستیابی به جداسازی پر قدرت (SD) می‌تواند به طور چشمگیری باعث بهبود وضعیّت کمّی منابع آب زیرزمینی بشود ولی با این حال از آنجایی که اقتصاد کشاورزی در وضعیّت SD رو به گسترش و افزایش مقیاس می‌باشد بنابراین دستیابی به SD با افزایش شدّت اثرگذاری بخش کشاورزی بر منابع آب زیرزمینی نیز همراه است. البّته لازم به اشاره است که به ازای هر دو کوانتایل ۵۰ و ۷۵ درصد ضریب SD×ln(Ag) در حدود یک هشتم ضریب SD می‌باشد و این یعنی کمکی که قرارگیری در وضعیّت SD به آب‌های زیرزمینی می‌کند بسیار بیشتر از اثر سوء غیرمستقیم آن می‌باشد. در واقع می‌توان گفت که دستیابی به جداسازی پر قدرت به معنی تحقق رشد اقتصاد کشاورزی در کنار کاهش حجم برداشت از منابع آب می‌تواند به حفظ و احیاء منابع آب زیرزمینی کمک نماید ولی قرارگیری در این وضعیّت بهرحال با رشد بخش کشاورزی همراه است و این رشد نیز علی‌رغم قرارگیری در وضعیّت جداسازی پرقدرت با سطوحی از برداشت از منابع آب زیرزمینی همراه خواهد بود. بنابراین ضروری است به این نکته دقّت بشود که حتّی در صورت دستیابی به وضعیّت جداسازی پر قدرت نیز همچنان می‌بایست رشد بخش کشاورزی به شکل مدیریّت شده و با توجه به مقتضیات منابع آب زیرزمینی و ظرفیّت‌های آن انجام بشود. ضرایب برآورد شده برای SD×ln(Ag)2 نیز به ازای کوانتایل‌های ۲۵ و ۵۰ درصد در هر سطحی از نظر آماری بی‌معنی و تنها به ازای کوانتایل ۷۵ درصد در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار و برابر با ۰.۰۳۲- می‌باشد که یعنی دستیابی به وضعیّت جداسازی پر قدرت (SD) می‌تواند باعث شود تا در استان‌های دارای منابع آب زیرزمینی عمیق فرضیه محیط زیستی کوزنتس با شدّت بیشتری اعمال بشود. این موضوع خود به معنی تسریع فرآیند جدا شدن مسیر رشد اقتصادی در بخش کشاورزی از تخلیه‌شدگی آبخوان‌ها در صورت قرار گیری در وضعیّت SD می‌باشد. در نتیجه در میان استان‌های با آب‌های زیرزمینی عمیق قرارگیری در SD علاوه بر آنکه به خودی خود اثر مثبتی بر کاهش عمق منابع آب زیرزمینی دارد از طریق ضریب SD×ln(Ag)2 نیز به طور غیر مستقیم به احیاء منابع آب زیرزمینی کمک می‌کند.

٤- نتیجه‌گیری

با توجه به خلاء مطالعات پیشین در زمینه‌ی ارزیابی ارتباط میان رشد اقتصاد کشاورزی و برداشت از منابع آب زیرزمینی در ایران، در این مطالعه تلاش شد تا برای اوّلین بار با بکارگیری رویکرد تاپیو این ارتباط در تمام ۳۱ استان ایران در طول بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار بگیرد. سپس از آنجایی که یک راهکار بالقوه به منظور احیاء منابع آب زیرزمینی دستیابی به وضعیّت موسوم به جداسازی پر قدرت می‌باشد تلاش شد تا میزان تاثیرپذیری عمق منابع آب زیرزمینی ایران از دستیابی به این وضعیّت از طریق برآورد الگوی رگرسیون کوانتایل مورد بررسی قرار بگیرد. نتایج این مطالعه نشان داد که برخی استان‌های ایران نظیر اصفهان، یزد، سمنان، هرمزگان و بوشهر در طول بازه‌ی زمانی مورد بررسی به دفعات موفق شدند تا رشد اقتصادی مثبت در بخش کشاورزی را ضمن کاهش حجم برداشت از منابع آب زیرزمینی تجربه نمایند. نکته‌ی مهمی که در خصوص این دسته از استان‌ها وجود دارد این است که هیچ یک از آن‌ها جزء قطب‌های کشاورزی بحساب نمی‌آیند و در عوض قطب‌های کشاورزی نظیر فارس، خراسان رضوی، خوزستان، مازندران، آذربایجان شرقی و آذربایجان غربی همگی در اکثر سال‌های مورد بررسی از نقطه نظر جداسازی در وضعیّت نامطلوبی قرار داشته‌اند و آب‌های زیرزمینی را به شکل نامطلوبی در کشاورزی بدون افزایش درآمد مصرف کرداند. این موضوع به طور اخص در قطب‌های کشاورزی نظیر خراسان رضوی و فارس که وابستگی بالایی به منابع آب زیرزمینی دارند و آبخوان‌هایشان نیز در شرایط وخیمی قرار دارد حائز اهمیّت است. تداوم وضع نامطلوب فعلی در این استان‌ها به بحران آب زیرزمینی، فرونشست زمین و بروز پیامدهای متعدد اقتصادی و اجتماعی منتهی خواهد شد. بدیهی است که دستیابی به وضعیّت جداسازی پر قدرت بالاخص در استان‌هایی که قطب فعالیّت‌های کشاورزی

هستند و وابستگی نسبتا بالایی نیز به آب‌های زیرزمینی دارند یک ضرورت در راستای افزایش بهره‌وری و دستیابی به توسعه پایدار کشاورزی بدون تخریب منابع آب زیرزمینی بحساب می‌آید. نتایج حاصل از الگوسازی کوانتایل نیز این ادعا را تایید کردند و نشان دادند که در میان استان‌های با منابع آب زیرزمینی با عمق متوسط و یا زیاد (نظیر استان‌های فارس، خراسان رضوی، کرمان و قزوین) با فرض ثابت بودن تمامی عوامل قرار گرفتن در وضعیّت جداسازی پر قدرت نسبت به عدم قرارگیری در آن با کاهش حدودا ۸ درصدی عمق منابع آب زیرزمینی همراه می‌باشد.

به منظور جدا کردن مسیر رشد اقتصاد کشاورزی از برداشت از منابع آب زیرزمینی اگرچه راهکارهای متعددی قابل اتخاذ می‌باشد ولی راهکارهایی نظیر توسعه شبکه‌های آبیاری و توسعه سدسازی با توجه به تنگنای مالی شدید دولت و ملاحضات متعدد اقلیمی، محیط‌زیستی، اقتصادی و اجتماعی در حال حاضر راهکارهای واقع‌بینانه‌ای بحساب نمی‌آیند. به همین سبب به منظور قرار دادن مسیر اقتصاد کشاورزی در مسیر جداسازی پر قدرت راهکارهای غیرسازه‌ای که عمدتاً نیز معطوف به طرف تقاضای آب می‌باشند می‌بایست بیشتر مد نظر قرار بگیرند. افزایش عملکرد محصولات دیم و سپس افزایش تدریجی سهم آن‌ها در کل ارزش افزوده کشاورزی می‌تواند یک راهکار موثر در این راستا باشد. ترویج علوم و فنون نوین و افزایش آگاهی کشاورزان به منظور ترغیب آن‌ها به تغییر در الگوی کشت‌های سنتی و در عوض کشت محصولات کم آب‌بر با ارزش افزوده‌ی بالا نیز می‌بایست مد نظر قرار بگیرد. تغییر زمان‌بندی کاشت نظیر کشت محصولات آب‌بر در نیمه دوّم سال نیز می‌تواند برداشت از منابع آب زیرزمینی را بالاخص در نواحیی که وابستگی بالایی به این منابع دارند محدود نماید. در صورت وجود منابع سرمایه‌ای می‌توان از گسترش سامانه‌های نوین آبیاری (مشروط به جلوگیری از گسترش سطح زیرکشت آبی) و احداث واحدهای تصفیه پساب به منظور بازچرخانی آب در بخش کشاورزی نیز به منظور کاهش برداشت از منابع آب زیرزمینی و کمک به دستیابی به وضعیّت جداسازای پر قدرت بهره برد. موضوع دیگری نیز که می‌بایست مد نظر قرار بگیرد این است که بهرحال اثرات ناشی از قرارگیری در وضعیّت جداسازی پر قدرت بر منابع آب زیرزمینی محدود است و حتی در صورت قرار گرفتن در این وضعیّت اگر هریک از عوامل رشد جمعیّت، توسعه صنعتی و توسعه کشاورزی به طور غیر اصولی و بدون توجه به ظرفیت‌های منابع آب زیرزمینی رخ بدهند می‌توانند به سادگی باعث خنثی شدن اثرات ناشی از قرارگیری در وضعیّت جداسازی پر قدرت بشوند. در نتیجه علاوه بر تمامی راهکارهای فوق لازم است تا توسعه اقتصادی و اجتماعی در تمامی جوانب آن نیز به طور برنامه‌ریزی شده و با توجه به ظرفیّت منابع آب محقق بشود که این امر مستلزم استقرار پارادایم مدیریت یکپارچه‌ی منابع آب و پرهیز از بخشی‌نگری به مدیریت آب می‌باشد.

در انتها لازم به ذکر است که تحقیقات انجام شده در زمینه‌ی جداسازی رشد اقتصادی از مصرف آب در ایران بسیار اندک می‌باشند و این مطالعه نیز جزء اوّلین مطالعات انجام شده در این حیطه می‌باشد، در نتیجه همچنان ابهامات زیادی در خصوص ماهیّت جداسازی وجود دارد که در این مطالعه امکان پرداختن به آن‌ها وجود نداشته است. یکی از این ابهامات عوامل موثر بر دستیابی به جداسازی پر قدرت می‌باشد. به عنوان مثال در این مطالعه این احتمال مطرح شد که دستیابی برخی از استان‌های میانی ایران نظیر سمنان و اصفهان به جداسازی پر قدرت تا حدی ناشی از خشک شدن چاه‌ها و افت دبی آن‌ها و به تبع آن انطباق یافتن کشاورزی با شرایط وخیم آب‌های زیرزمینی بوده است. از آنجایی که در حال حاضر این عوامل و سهمشان در دستیابی به جدسازای پرقدرت نامشخص می‌باشد بنابراین توصیه می‌شود تا مطالعات آتی در صدد تکمیل این خلاء بر بیایند.

۵- پی‌نوشت‌ها

[1] Sustainable Development Goal 6 (SDG 6).

[2] Decoupling.

[3] Strong Decoupling.

[4] Environmental Kuznets Curve (EKC)

[5] Quantiles via moments.

[6] Coupling.

[۷] داده‌های پانل (panel data) ترکیب داده‌های مقطع زمانی و سری‌زمانی می‌باشند. به عنوان مثال در این مطالعه ساختار داده متشکل از تعدادی متغیر برای تمامی ۳۱ استان ایران می‌باشد، هریک از این ۳۱ استان یک مقطع از پانل بحساب می‌آیند و هریک از این مقاطع دارای یک سری زمانی از متغیرهای مختص خود می‌باشد.

[8] Outlier

[9] Heteroskedasticity

[۱۰] عبارت اثر ثابت مقطعی ترجمه‌ی individual fixed effects می‌باشد. اگر مقاطع مختلف یک پانل را استان‌های یک کشور فرض کنیم آنگاه اثرات ثابت مقعطی بیانگر تمامی ویژگی‌های ثابت در زمان (time invariant) هر استان می‌باشد که باعث می‌شوند آن استان از سایر استان‌ها متمایز باشد. این آثار ثابت در زمان از طریق متغیرهای موهومیی که برای هر استان خاص برابر با ۱ و برای سایر استان‌ها برابر با صفر هستند در الگوهای رگرسیون پانل کنترل می‌شوند.

[۱۱] توزیع‌های احتمالی که به یک خانواده‌ی مکان–مقیاس وابسته هستند همگی دارای کشیدگی، چولگی، و شکل یکسانی هستند ولی در دو پارامتر مکان (Location) و مقیاس (Scale) از یکدیگر متمایزند. پارامتر مکان بیانگر وضعیّت چگالی مشاهدات است و می‌تواند میانگین، میانه، مد، و یا کوانتایل‌های توزیع احتمال باشد و پارامتر مقیاس نیز بیانگر پراکندگی است که می‌تواند انحراف معیار و یا تکیه‌گاه (Support) متغیر تصادفی باشد (Rinne, 2011). توزیع‌هایی که متعلق به یک خانواده‌ی مکان–مقیاس هستند می‌توانند از طریق تغییر در پارامتر مکان و مقیاس به یکدیگر تبدیل بشوند که در اینجا اینکار از طریق الگوی مکان–مقیاس انجام می‌شود.

[12] Independent and Identically Distributed (iid).

[۱۳] ضرایب الگوی مقیاس نقشی مشابه با آزمون والد (Wald Test) با فرض صفر برابری ضرایب رگرسیونی به ازای کوانتایل‌های مختلف را دارند که در سایر رویکردهای برآورد رگرسیون کوانتایل انجام می‌شود.

[۱۴] پانل‌های نامتوازن پانل‌هایی هستند که به ازای هریک از مقاطع تشکیل دهنده‌شان دارای بازه‌های زمانی متفاوتی می‌باشند.

[15] Kernel density.

[16] Bimodal.

نسخه آماده انتشار

٦- منابع

Ashraf, S., Nazemi, A., & AghaKouchak, A. (2021). Anthropogenic drought dominates groundwater depletion in Iran. *Scientific Reports*, *11*(1).

Caetano, R. V., Marques, A. C., & Afonso, T. L. (2023). Can sustainable development induce foreign direct investment? Analysis of the complex inward and outward flows of investment in European Union countries. *Journal of the Knowledge Economy*.

Canay, I. A. (2011). A simple approach to quantile regression for panel data. *The Econometrics Journal*, *14*(3), 368–386.

Cao, S., He, Z., Wang, S., & Niu, J. (2023). Decoupling analysis of water consumption and economic growth in tourism in arid areas: Case of Xinjiang, China. *Sustainability*, *15*(13), 10379.

Conte Grand, M. (2016). Carbon emission targets and decoupling indicators. *Ecological Indicators*, *67*, 649–656.

Dasgupta, S., Laplante, B., Wang, H., & Wheeler, D. (2002). Confronting the environmental kuznets curve. *The Journal of Economic Perspectives*, *16*(1).

Dogulu, N., López López, P., Solomatine, D. P., Weerts, A. H., & Shrestha, D. L. (2015). Estimation of predictive hydrologic uncertainty using the quantile regression and UNEEC methods and their comparison on contrasting catchments. *Hydrology and Earth System Sciences*, *19*(7), 3181–3201.

Gerber, J. S., Ray, D. K., Makowski, D., Butler, E. E., Mueller, N. D., West, P. C., Johnson, J. A., Polasky, S., Samberg, L. H., Siebert, S., & Sloat, L. (2024). Global spatially explicit yield gap time trends reveal regions at risk of future crop yield stagnation. *Nature Food*, 1–11.

Ghorbani, Z., Khosravi, A., Maghsoudi, Y., Mojtahedi, F. F., Javadnia, E., & Nazari, A. (2022). Use of InSAR data for measuring land subsidence induced by groundwater withdrawal and climate change in Ardabil Plain, Iran. *Scientific Reports*, *12*(1), 1–22.

Gnangnon, S. K. (2023). Effect of the Shadow Economy on Tax Reform in Developing Countries. *Economies*, *11*(3). 96.

He, C., Li, Y., Wang, T., & Shah, S. A. (2024). Is cryptocurrency a hedging tool during economic policy uncertainty? An empirical investigation. *Humanities and Social Sciences Communications*, *11*(1), 1–10.

Hossein Hamzeh, N., Shukurov, K., Mohammadpour, K., Kaskaoutis, D. G., Ranjbar Saadatabadi, A., & Shahabi, H. (2023). A comprehensive investigation of the causes of drying and increasing saline dust in the Urmia Lake, northwest Iran, via ground and satellite observations, synoptic analysis and machine learning models. *Ecological Informatics*, *78*, 102355.

Hosseinzadeh, M., Saghaian, S. H., Nematollahi, Z., & Shahnoushi Foroushani, N. (2022). Water consumption and economic growth: evidence for the environmental Kuznets curve. *Water International*, *47*(8), 1333–1348.

Hu, M., Hu, Y., Yuan, J., & Lu, F. (2019). Decomposing the decoupling of water consumption and economic growth in Jiangxi, China. *Journal of Water Reuse and Desalination*, *9*(1), 94–104.

Huang, K., Wang, M., Zhou, Z., Yu, Y., & Bi, Y. (2021). A Decoupling Analysis of the Crop Water Footprint Versus Economic Growth in Beijing, China. *Frontiers in Environmental Science*, *9*.

Ike, G. N., Usman, O., & Sarkodie, S. A. (2020). Testing the role of oil production in the environmental Kuznets curve of oil producing countries: New insights from Method of Moments Quantile Regression. *Science of The Total Environment*, *711*, 135208.

Kim, H. R., Yu, S., Oh, J., Kim, K. H., Oh, Y. Y., Kim, H. K., Park, S., & Yun, S. T. (2019). Assessment of nitrogen application limits in agro-livestock farming areas using quantile regression between nitrogen loadings and groundwater nitrate levels. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, *286*, 106660.

Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, *91*(1), 74–89.

Kumar, S., & Khanna, M. (2023). Distributional heterogeneity in climate change impacts and adaptation: Evidence from Indian agriculture. *Agricultural Economics*, *54*(2), 147–160.

Lamarche, C. (2010). Robust penalized quantile regression estimation for panel data. *Journal of Econometrics*, *157*(2), 396–408.

Li, F., Wei, W., Zhao, Y., & Qiao, J. (2017). Groundwater depth prediction in a shallow aquifer in north China by a quantile regression model. *Hydrogeology Journal*, *25*(1), 191–202.

López López, P., Verkade, J. S., Weerts, A. H., & Solomatine, D. P. (2014). Alternative configurations of quantile regression for estimating predictive uncertainty in water level forecasts for the upper Severn River: a comparison. *Hydrology and Earth System Sciences*, *18*(9), 3411–3428.

Machado, J. A. F., & Santos Silva, J. M. C. (2019). Quantiles via moments. *Journal of Econometrics*, *213*(1), 145–173.

Madani, K. (2014). Water management in Iran: what is causing the looming crisis? *Journal of Environmental Studies and Sciences*, *4*(4), 315–328.

Mesgaran, M., & Azadi, P. (2018). *A national adaptation plan for water scarcity in Iran*. Working Paper 6, Stanford Iran 2040 Project, Stanford University.

Najafabadi, M. M., Mirzaei, A., Laskookalayeh, S. S., & Azarm, H. (2022). An investigation of the relationship among economic growth, agricultural expansion and chemical pollution in Iran through decoupling index analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(50), 76101–76118.

Nouri, M., Homaee, M., Pereira, L. S., & Bybordi, M. (2023). Water management dilemma in the agricultural sector of Iran: A review focusing on water governance. *Agricultural Water Management*, *288*, 108480.

OECD. (2002). *Indicators to measure decoupling of environmental pressure from economic growth*. Paris: OECD.

Qiu, L., Huang, J., & Niu, W. (2018). Decoupling and driving factors of economic growth and groundwater consumption in the coastal areas of the Yellow Sea and the Bohai Sea. *Sustainability*, *10*(11), 4158.

Raifu, I. A., & Aminu, A. (2023). The effect of military spending on economic growth in MENA: evidence from method of moments quantile regression. *Future Business Journal*, *9*(1), 7.

Rinne, H. (2011). *Location-Scale Distributions*. In M. Lovric (Ed.), *International Encyclopedia of Statistical Science* (pp. 752–754). Heidelberg: Springer.

Rios-Avila, F., & Maroto, M. L. (2022). Moving beyond linear regression: Implementing and interpreting quantile regression models with fixed effects. *Sociological Methods & Research*.

Saemian, P., Tourian, M. J., AghaKouchak, A., Madani, K., & Sneeuw, N. (2022). How much water did Iran lose over the last two decades? *Journal of Hydrology: Regional Studies*, *41*, 101095.

Safdari, Z., Nahavandchi, H., & Joodaki, G. (2022). Estimation of groundwater depletion in Iran's catchments using well data. *Water*, *14*(1), 131.

Shahi, A. (2019). Drought: The Achilles heel of the Islamic republic of Iran. *Asian Affairs*, *50*(1), 18–39.

Shi, C., Yuan, H., Pang, Q., & Zhang, Y. (2020). Research on the decoupling of water resources utilization and agricultural economic development in Gansu province from the perspective of water footprint. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *17*(16), 5758.

Shi, J. (2022). Study on the decoupling relationship and rebound effect between agricultural economic growth and water footprint: A case of Yangling agricultural demonstration zone, China. *Water*, *14*(6), 991.

Simionescu, M., & Gavurová, B. (2023). Pollution, income inequality and green finance in the new EU member states. *Humanities and Social Sciences Communications*, *10*(1), 677.

Sinha, A., Sedai, A. K., Kumar, A., & Nepal, R. (2021). *Are autocracies bad for the environment? Global evidence from two centuries of data*. CAMA Working Paper No. 24.

Tapio, P. (2005). Towards a theory of decoupling: degrees of decoupling in the EU and the case of road traffic in Finland between 1970 and 2001. *Transport Policy*, *12*(2), 137–151.

United Nations. (2018). *Sustainable Development Goal 6 Synthesis Report 2018 on Water and Sanitation*. New York: United Nations Publications

Uribe, J. M., & Guillen, M. (2020). *Why and when should quantile regression be used?* In *quantile regression for cross-sectional and time series data* (pp. 1–5). Cham: Springer.

Vaheddoost, B., & Aksoy, H. (2018). Interaction of groundwater with Lake Urmia in Iran. *Hydrological Processes*, *32*(21), 3283–3295.

Waldmann, E. (2018). Quantile regression: A short story on how and why. *Statistical Modelling*, *18*(3–4), 203–218.

Wang, Q., & Wang, S. (2019). Decoupling economic growth from carbon emissions growth in the United States: The role of research and development. *Journal of Cleaner Production*, *234*, 702–713.

Wang, Q., & Wang, X. (2020). Moving to economic growth without water demand growth - a decomposition analysis of decoupling from economic growth and water use in 31 provinces of China. *Science of The Total Environment*, *726*, 138362.

Wang, S. X., Fu, Y. B., & Zhang, Z. G. (2015). Population growth and the environmental Kuznets curve. *China Economic Review*, *36*, 146–165.

Weerts, A. H., Winsemius, H. C., & Verkade, J. S. (2011). Estimation of predictive hydrological uncertainty using quantile regression: examples from the National Flood Forecasting System (England and Wales). *Hydrology and Earth System Sciences*, *15*(1), 255–265.

Zhang, C., & Zhang, Z. (2023). Novel research methods to examine renewable energy and energy related greenhouse gases: evidence from novel panel methods. *Economic Research*, *36*(1), 1187–1204.

Zhao, X., Zhang, X., & Shao, S. (2016). Decoupling CO2 emissions and industrial growth in China over 1993–2013: The role of investment. *Energy Economics*, *60*, 275–292.

نسخه آماده انتشار

Assessing the sustainability of water and agriculture security by analyzing the decoupling of agriculture economics from groundwater withdrawal

Soorena Naderi[1] | **Ali Moridi**[2]✉

Abstract

The important share of agriculture in groundwater resources depletion as well as job creation for some of the most disadvantaged sections of the society has caused hiring any restrictions on this sector with the aim of restoring groundwater resources results in a wide range of socio-economic challenges. In such a situation, a potential solution to overcome the dire situation of groundwater resources without the emergence of socio-economic consequences is to achieve the growth of the agricultural economy along with the decrease of groundwater consumption, which is known as strong decoupling in the research literature. In this study, an attempt was made to evaluate the nature of the relationship between the growth of the agricultural economy and the withdrawal of groundwater resources in 31 provinces of Iran between 2012 and 2019 by applying an approach called the Tapio approach. Then, the effect of being placed in a state of strong decoupling on the depth of groundwater should be estimated by quantile regression model. According to the findings, almost all the main agricultural centers of Iran, such as Fars and Khorasan Razavi, have not only failed to achieve strong decoupling, but in many cases, they have also experienced negative growth in the agricultural economy along with the increase in the withdrawal of groundwater resources, and consequently, they are in unstable conditions in terms of economic and groundwater resources. Further, the results of the quantile model depicted that in the areas with medium and deep groundwater resources, achieving strong decoupling reduces the depth of these resources by about 8%, although the same thing does not affect the depth of these resources in areas with shallow groundwater.

Keywords: Agriculture Economics-Decoupling-Quantile Regression-Tapio

پذیرفته شده انتشار

1. Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tehran, Karaj, Iran. E-mail: Sourena.naderi94@ut.ac.ir. ORCID: 0009-0000-8197-2546

2. Corresponding Author, Department of Water, Wastewater and Environmental Engineering, Faculty of Civil, Water and Environmental Engineering, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: a_moridi@sbu.ac.ir. ORCID: 0000-0002-3974-2170