

کمی سازی اثرات ناشی از فعالیت های انسانی بر کیفیت آب های زیرزمینی در ایران: کاربرد رگرسیون کوانتایل به روش گشتاوری

سورنا نادری^۱ | علی مریدی^۲

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 محیط زیست، دانشگاه شهید بهشتی،

تهران، ایران. رایانامه: a_moridi@sbu.ac.ir. شناسه ORCID: 0000-0002-3974-2170

چکیده

تابحال مطالعات متعددی به ارزیابی کیفیت منابع آب زیرزمینی در ایران پرداخته اند ولی سنجش سهم عوامل مختلف انسانی بر افت کیفیت این منابع کمتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته شده. در این مطالعه به منظور پر کردن این خلاء ابتدا شاخص کیفیت آب زیرزمینی برای تمامی استان های ایران در بازه های سال های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۸ محاسبه شده و سپس با بکارگیری یک رویکرد نوین در برآورد رگرسیون کوانتایل، اثرات عوامل انسانی بر شاخص کیفیت اندازه گیری شده است. همچنین به منظور بررسی نقش زیرساخت های فاضلاب بر کیفیت آب های زیرزمینی، دو شاخص ترکیبی برای توسعه یافتگی زیرساخت های تصفیه و جمع آوری فاضلاب به روش آنتروپی ساخته شده اند. نتایج مطالعه نشان می دهد که در نقاط دارای آب زیرزمینی با کیفیت مطلوب، اصلی ترین عامل اثرگذار بر کیفیت آب زیرزمینی جمعیت می باشد به طوری که یک درصد رشد جمعیت ۰.۷۱ درصد شاخص کیفیت را افزایش داده است. در نواحی دارای آب های زیرزمینی با کیفیت متوسط و پایین نیز اصلی ترین عامل در افت کیفی این منابع رشد اقتصادی بخش کشاورزی می باشد که هر یک درصد افزایش آن بیش از ۲.۵ درصد شاخص کیفیت را افزایش داده است. رشد جمعیت و رشد اقتصادی بخش صنعت و معدن نیز سایر عوامل اثرگذار در این نواحی می باشند. یک درصد رشد در شاخص های ترکیبی توسعه یافتگی زیرساخت های تصفیه و جمع آوری فاضلاب نیز به طور متوسط ۰.۰۵ و ۰.۰۱ درصد شاخص کیفیت را کاهش داده است. بر اساس نتایج مطالعه کاهش شدت مصرف نهاده ها در بخش کشاورزی و ارتقاء زیرساخت های فاضلاب اصلی ترین راهکارهای ممکن در خصوص مدیریت کیفی منابع آب زیرزمینی در ایران می باشند.

کلیدواژه ها: زیرساخت فاضلاب - شاخص ترکیبی - شاخص کیفیت آب زیرزمینی - گشتاور تعمیم یافته

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 محیط زیست، دانشگاه شهید بهشتی،

تهران، ایران. رایانامه: a_moridi@sbu.ac.ir. شناسه ORCID: 0000-0002-3974-2170

منابع آب زیرزمینی یکی از مهم‌ترین مولفه‌های چرخه‌ی هیدرولوژیکی بحساب می‌آیند و سهمی ۳۰ درصدی از کل منابع آب شیرین موجود در کره‌ی زمین را به خود اختصاص داده‌اند (Danielopol *et al.*, 2003). علاوه بر آن تامین تقاضای آب در مصارف شرب، کشاورزی و صنعت در سرتاسر جهان نیز به طور عمده توسط این منابع انجام می‌شود و در حدود یک سوّم از جمعیت جهان آب شرب مورد نیازشان را صرفاً از محل منابع آب زیرزمینی تامین می‌کنند (P. Li *et al.*, 2021). ایران نیز از این قاعده مستثنی نیست و منابع آب زیرزمینی به عنوان منبع اصلی تامین آب در ایران سهمی حدوداً ۶۰ درصدی در تامین تقاضای آب دارند و در نتیجه منبع اصلی تامین آب در ایران بشمار می‌آیند و توسعه اقتصادی و اجتماعی تا حد زیادی حول محور این منابع شکل گرفته است (Noori *et al.*, 2021; Sadeghi *et al.*, 2017). همچنین از آنجایی که منابع آب زیرزمینی برخلاف جریان‌های سطحی از نوسان کمتر و پایداری بیشتری برخوردار هستند عامل بسیار مهمی نیز در ایجاد تاب‌آوری در برابر تغییر اقلیم و وقوع دوره‌های خشکسالی بحساب می‌آیند (Glanville *et al.*, 2023; Land and Peters, 2023). با این وجود این منابع در دهه‌های گذشته بواسطه‌ی عوامل انسانی متعددی نظیر رشد جمعیت و توسعه اقتصادی از نظر کیفی با چالش‌های عدیده‌ای روبرو شده‌اند (P. Li *et al.*, 2021). در چنین شرایطی دستیابی به وضعیتی که در آن توسعه اقتصادی و اجتماعی بدون افت کیفی منابع آب زیرزمینی رخ بدهد مستلزم داشتن درکی جامع از تعاملات میان کیفیت منابع آب زیرزمینی و فعالیت‌های گوناگون انسانی است تا بتوان نقشه راه توسعه پایدار اقتصادی و اجتماعی کشور را با توجه به آن ترسیم کرد.

با توجه به اهمیتی که کیفیت منابع آب زیرزمینی می‌تواند برای انسان و محیط زیست داشته باشد تابلحال مطالعات متعددی تلاش کرده‌اند تا جوانب مختلف کیفیت این منابع را در ایران مورد بررسی قرار بدهند. مطالعه‌ی Abbasnia *et al.* (۲۰۱۹) در بازه‌ی ۲۰۱۲-۲۰۱۳ با جمع‌آوری بیش از ۶۰۰ نمونه از منابع آب در استان سیستان و بلوچستان اقدام به سنجش کیفیت منابع آب زیرزمینی در این استان نموده است. تحقیقات انجام شده توسط Amiri *et al.* (۲۰۲۱) کیفیت منابع آب زیرزمینی استان یزد که به مصرف شرب می‌رسند را در سال ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار داده. پژوهش انجام شده توسط Badeenezhad *et al.* (۲۰۲۰) کیفیت منابع آب زیرزمینی که به مصرف شرب کلان شهر شیراز می‌رسند را در بین سال‌های ۲۰۱۳ الی ۲۰۱۷ از طریق نمونه‌برداری از منابع مذکور مورد بررسی و ارزیابی قرار داده است. مطالعه‌ی Noori *et al.* (۲۰۲۰) نیز کیفیت آب‌های زیرزمینی در آبخوان کرج را در بازه‌های زمانی مختلف بررسی کرده است. در پژوهشی دیگر توسط Seidmohammadi *et al.* (۲۰۲۰) جوانب مختلف کیفیت منابع آب مصرفی در شرب شهری استان همدان از طریق نمونه‌برداری از چاه‌های آب زیرزمینی مورد بررسی قرار گرفته شده. مطالعات دیگری نیز به طور مشابه اقدام به سنجش و محاسبه‌ی وضعیت کیفی منابع آب زیرزمینی ایران کرده‌اند که وجه اشتراک اکثر آن‌ها محدود بودنشان به یک محدوده‌ی جغرافیایی خاص نظیر یک دشت، یک حوضه آبریز و یا یک استان به خصوص می‌باشد (Hosseinzadeh Talaee, 2015; Mirzavand *et al.*, 2020; Saatsaz *et al.*, 2013; Vesali, 2018). با این حال مطالعه‌ی Maghrebi *et al.* (۲۰۲۱) یکی از معدود مطالعاتی است که از این قاعده تبعیت نکرده و با استفاده از اطلاعات منتشره توسط وبسایت شرکت مدیریت منابع آب ایران اقدام به محاسبه‌ی شاخص کیفیت آب زیرزمینی در سرتاسر ایران در سال ۲۰۱۱ کرده که عملاً تمامی استان‌ها، حوضه‌های آبریز و محدوده‌های مطالعاتی را در بر گرفته و از این حیث یکی از جامع‌ترین مطالعاتی است که در خصوص کیفیت منابع آب زیرزمینی ایران انجام شده است.

بسیاری از مطالعات علاوه بر سنجش وضعیت کیفی منابع آب زیرزمینی به عوامل موثر بر افزایش سطح آلودگی این منابع نیز اشاره کرده‌اند. یافته‌های پژوهش Nasrabadi *et al.* (۲۰۰۹) بیانگر اثرگذاری فعالیت‌های صنعتی و معدنی در اطراف معدن مس سونگون بر افزایش سطح آلودگی منابع آب زیرزمینی می‌باشد. دو مطالعه‌ی Saatsaz *et al.* (۲۰۱۳) و Sheikhy Narany *et al.* (۲۰۱۴) هر دو بر نقش عوامل انسانی در نوسانات کیفیت منابع آب زیرزمینی در محدوده‌ی دشت آستانه-کوچصفهان و

دشت آمل-بابل تاکید کرده‌اند ولی به این موضوع که هریک از عوامل انسانی در محدوده‌های مورد بررسی سهمشان در تغییرات سطح کیفی منابع آب زیرزمینی چقدر است اشاره نکرده‌اند. در مطالعه‌ی انجام شده توسط Vesali Naseh *et al.* (۲۰۱۸) فعالیت‌های کشاورزی و دفع پساب اصلی‌ترین عوامل اثرگذار بر افت کیفیت منابع آب زیرزمینی در دشت قائن قلمداد شده‌اند اگرچه در این مطالعه سهم این عوامل در آلودگی منابع آب زیرزمینی به طور کمی مورد بررسی قرار نگرفته. مطالعه‌ی انجام شده توسط Badeenezhad *et al.* (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که دفع پساب شهری یکی از اصلی‌ترین عوامل اثرگذار بر افت کیفیت منابع آب زیرزمینی است بالاخص اگر این منابع در نزدیکی مراکز شهری قرار داشته باشند. در مطالعه‌ی Givi *et al.* (۲۰۲۰) نیز به نقش فعالیت‌های کشاورزی و دفع پساب‌های شهری بر افت سطح کیفی منابع آب زیرزمینی اشاره شده است. نقش فعالیت‌های کشاورزی و صنعتی در افزایش میزان اسیدیته‌ی منابع آب زیرزمینی و همچنین نقش پساب‌های شهری در افت کیفیت این منابع توسط Maghrebi *et al.* (۲۰۲۱) نیز مورد اشاره قرار گرفته شده ولی این مطالعه نیز تلاشی به جهت سنجش سهم هریک از این عوامل در افت کیفیت منابع آب زیرزمینی نکرده است. به طوری کلی تابحال طیف وسیعی از مطالعات به نقش عوامل انسانی در آلودگی منابع آب زیرزمینی در ایران اشاره کرده‌اند که در میان این عوامل فعالیت‌های کشاورزی و دفع پساب و فاضلاب توسط تقریباً تمامی مطالعات مورد اشاره قرار گرفته شده‌اند (Amiri *et al.*, 2014; Barzegar *et al.*, 2019; Noori *et al.*, 2020; Pashaeifar *et al.*, 2021; Mahaqi, 2021; Nassiri and Mehdinejad, 2022). با این حال هیچ یک از این مطالعات نیز تلاشی در جهت سنجش نقش هریک از این عوامل انسانی در افت کیفی منابع آب زیرزمینی نکرده‌اند.

در میان مطالعات پیشین خلاء دیگری نیز در زمینه‌ی بررسی ماهیت ارتباط میان توسعه‌ی اقتصادی با کیفیت منابع آب زیرزمینی به چشم می‌خورد. ارتباط میان توسعه اقتصادی با کمیّت و کیفیت منابع آب عموماً از طریق فرضیه‌ی محیط زیستی کوزنتس مورد بررسی قرار می‌گیرد که در مطالعات خارج از ایران به دفعات مورد بررسی قرار گرفته شده (Choi *et al.*, 2015; Lee *et al.*, 2010; Paolo Miglietta *et al.*, 2017; Paudel *et al.*, 2005; Thompson and Thompson, 2014). بررسی فرضیه‌ی کوزنتس در خصوص منابع آب ایران کمتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته. مطالعه‌ی Hosseinzadeh *et al.* (۲۰۲۲) این فرضیه را بین رشد اقتصادی در زیربخش‌های اقتصادی و میزان آب مصرفی در ایران مورد بررسی قرار داده و به کیفیت منابع آب توجهی نکرده. مطالعه‌ی Ghabaishavi *et al.* (۲۰۲۱) نیز صرفاً تلاش کرده تا فرضیه‌ی محیط زیستی کوزنتس را میان شهرنشینی و کیفیت منابع آب ایران بررسی کند ولی کیفیت منابع آب را برابر با مقدار کود شیمیایی و سموم مصرفی در نظر گرفته و توجهی به پارامترهای فیزیکی و شیمیایی مربوط به کیفیت منابع آب نکرده است. علاوه بر آن در این مطالعه توجهی به برقراری یا عدم برقراری فرضیه‌ی کوزنتس میان رشد اقتصادی و کیفیت منابع آب نیز نشده است.

فقدان یک مطالعه که در سرتاسر ایران به اندازه‌گیری کمی نقش عوامل انسانی در نوسانات کیفیت منابع آب زیرزمینی پرداخته باشد باعث شده تا در ایران درک مشخصی از میزان اثرگذاری جوانب مختلف توسعه‌ی اقتصادی و اجتماعی بر کیفیت منابع آب زیرزمینی وجود نداشته باشد. به سبب این موضوع درحال حاضر ترسیم یک مسیر راه به منظور دستیابی به توسعه‌ی پایدار بدون وارد آوردن فشار بر کیفیت منابع آب زیرزمینی در هاله‌ای از ابهام قرار دارد. در همین راستا این مطالعه با هدف شناخت ماهیت اثرگذاری عوامل انسانی بر نوسانات کیفیت منابع آب زیرزمینی، ابتدا اقدام به ساخت شاخص کیفیت آب زیرزمینی برای هر یک از استان‌های ایران در طول سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۲ می‌کند و سپس با استفاده از یکی از جدیدترین تعمیم‌های الگوهای رگرسیون پانل کوانتایل موسوم به الگوی کوانتایل به روش گشتاوری آثار ناشی از عوامل انسانی (به عنوان متغیرهای مستقل) بر شاخص کیفیت (به عنوان متغیر وابسته) را در طول سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۲ مورد ارزیابی قرار می‌دهد. اگرچه الگوهای خانواده‌ی کوانتایل پیشتر نیز توسط مطالعات متعددی در زمینه‌ی الگوسازی جوانب مختلف آب‌های زیرزمینی بکار گرفته شده‌اند (Kim *et al.*, 2019; Koch *et al.*, 2021; F. Li *et al.*, 2017; Shin *et al.*, 2021) ولی الگوی کوانتایل به

روش گشتاوری تابحال در این حیطه مورد استفاده قرار گرفته نشده و این مطالعه جزء اولین مطالعاتی است که اقدام به اینکار می‌کند. همچنین با توجه به نقش پررنگ فاضلاب در نوسانات کیفی منابع آب زیرزمینی، در این مطالعه با بکارگیری روش آنتروپی اقدام به ساخت شاخص ترکیبی توسعه‌یافتگی زیرساخت‌های فاضلاب می‌شود و سپس اثرات آن بر شاخص کیفیت آب زیرزمینی در کنار سایر متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار می‌گیرد. در نهایت نیز برای بار اول در ایران فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس میان رشد اقتصادی در زیربخش‌های صنعت و کشاورزی با کیفیت منابع آب زیرزمینی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲- مواد و روش‌ها

۲-۱- شاخص کیفیت آب زیرزمینی

در این مطالعه به منظور ساخت شاخص کیفیت آب زیرزمینی (یا به اختصار شاخص کیفیت) از همان روشی استفاده می‌شود که پیشتر توسط *Maghrebi et al.* (۲۰۲۱) به منظور ارزیابی کیفیت منابع آب زیرزمینی ایران مورد استفاده قرار گرفته شده. در این روش که برای بار اول توسط *Tarawneh et al.* (۲۰۱۹) پیشنهاد و ارائه شده به منظور ساخت شاخص کیفیت ابتدا لازم است تا به هریک از مولفه‌های کیفی آب زیرزمینی یک وزن اولیه از ۱ الی ۵ داده بشود. سپس وزن نسبی هریک از این مولفه‌ها از طریق رابطه‌ی (۱) مورد محاسبه قرار بگیرد.

$$W_n = \frac{\omega_n}{\sum_n \omega_n} \quad (1)$$

در رابطه‌ی (۱) W_n وزن نسبی مولفه‌ی کیفی n و ω_n وزن اولیه مولفه کیفی n می‌باشد. پس از محاسبه‌ی وزن نسبی برای تمامی n عدد مولفه‌ی کیفی لازم است تا رتبه‌ی کیفی هریک از مولفه‌های کیفی از طریق رابطه‌ی (۲) مورد محاسبه قرار بگیرد.

$$Q_n = \frac{C_n}{S_n} \times 100 \quad (2)$$

در رابطه‌ی (۲) Q_n رتبه کیفی آب زیرزمینی برای مولفه کیفی n مقدار مشاهده شده از مولفه کیفی n و S_n مقدار حداقل استاندارد مولفه کیفی n می‌باشد. پس از محاسبه شدن Q_n شاخص کیفیت از طریق رابطه‌ی (۳) قابل محاسبه می‌باشد. نکته‌ی مهم در خصوص شاخص کیفیت جهت منفی آن است، به این معنی که مقادیر بزرگتر این شاخص به معنی آلودگی بیشتر منابع آب زیرزمینی می‌باشند و در نتیجه مقادیر کمتر آن مطلوب‌تر بحساب می‌آیند.

$$WQI = \sum Q_n W_n \quad (3)$$

مقادیر متناظر با W_n و S_n در رابطه‌ی (۱) و رابطه‌ی (۲) می‌بایست به صورت برونزا تعیین بشوند. در این مطالعه مقدار W_n برابر با آنچه توسط *Tarawneh et al.* (2019) و *Maghrebi et al.* (2021) بکار گرفته شده در نظر گرفته می‌شود که مقادیر آن در جدول (۱) آورده شده است. مقادیر S_n نیز مجدداً مشابه با همان دو مطالعه برابر با استانداردهای World Health Organization (1997) در نظر گرفته شده‌اند که این مقادیر نیز در جدول (۱) آورده شده‌اند. اطلاعات مربوط به مقدار مولفه‌های کیفی منابع آب زیرزمینی نیز از وبسایت شرکت مدیریت منابع آب ایران تهیه و گردآوری می‌شوند.

Table 1. Weight and permissible limits assigned to the physio-chemical parameters of groundwater

| | Cations | | | | Anions | | | Other factors | | |
|------|------------------|------------------|-----------------|----------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------|---------------|-------|------|
| | Ca ²⁺ | Mg ²⁺ | Na ⁺ | K ⁺ | HCO ₃ ⁻ | SO ₄ ²⁻ | Cl ⁻ | PH | EC | TDS |
| Unit | mg/L | mg/L | mg/L | mg/L | mg/L | mg/L | mg/L | - | μS/cm | mg/L |
| Wn | 2 | 2 | 2 | 1 | 4 | 4 | 3 | 4 | 4* | 4 |
| Sn | 200 | 501 | 200 | 200 | 600 | 600 | 600 | 8.5 | 1500 | 1500 |

Resources: Tarawneh *et al.*, 2019; World Health Organization, 1997.

* Weight is assigned by Authors.

۲-۲- عوامل موثر بر کیفیت منابع آب زیرزمینی

همانطور که پیشتر اشاره شد به منظور ارزیابی اثرات ناشی از عوامل مختلف انسانی بر کیفیت منابع آب زیرزمینی لازم است تا پس از ساخت شاخص کیفیت آب زیرزمینی این شاخص به عنوان متغیر وابسته یک الگوی رگرسیون کوانتایل به روش گشتاوری بر روی متغیرهای اثرگذار بر آن (متغیرهای مستقل) برازش بشود. متغیرهای اثرگذار بر کیفیت آب های زیرزمینی که در این مطالعه مورد بررسی قرار می گیرند را می توان در سه گروه ۱. عوامل اقتصادی و اجتماعی، ۲. توسعه یافتگی زیرساخت های فاضلاب و ۳. عوامل طبیعی دسته بندی کرد. در میان متغیرهای موجود در این سه گروه ارزیابی آثار ناشی از متغیرهای موجود در گروه اول و دوم هدف اصلی این مطالعه می باشد و متغیرهای موجود در گروه سوم صرفاً متغیرهای کنترلی هستند که به منظور پیشگیری از اریب شدن نتایج رگرسیون در الگوسازی دخیل می شوند. این متغیرها به همراه توضیحات، واحد اندازه گیری و ماخذ گردآوری شان در جدول (۲) آورده شده اند و در ادامه به بررسی آن ها پرداخته می شود.

Table 2. Variables influencing groundwater quality index

| Type | Variable | Symbol | Unit | Source |
|------------------------------------|--|--------------------|----------|--------|
| Socioeconomic Factors | Total population | TotalPop | People | * |
| | Total area of irrigated crop and orchard farming | IrrArea | Acre | * |
| | Per capita value added of agriculture sector (Constant – 2011=100) | AgVA | Rials | * |
| | Per capita value added of industry and mining sectors (Constant – 2011=100) | IndVA | Rials | * |
| | Square of per capita value added of agriculture sector | AgVA ² | Rials | - |
| | Square of per capita value added of industry and mining sectors | IndVA ² | Rials | - |
| Sewage Infrastructures Development | Sewage treatment composite index | SewA | Unitless | *** |
| | Coverage and collection composite index | SewB | Unitless | *** |
| Natural Factors | Groundwater levels | GWLevel | Meter | ** |
| | Precipitation height | Precip | mm | * |

* Statistical Center of Iran's (SCI) Yearbooks; ** Iran's Water Resources Management Company; *** Composite indices of Sewage infrastructures development are constructed by authors, variables used in each composite index are extracted from SCI.

۲-۲-۱- عوامل اقتصادی و اجتماعی

با توجه به پیشینه مطالعات انتظار می رود که فعالیت های اقتصادی و اجتماعی انسان ها جزء مهم ترین عوامل اثرگذار بر کیفیت منابع آب زیرزمینی باشند. متغیرهای اقتصادی و اجتماعی که در این مطالعه به بررسی آثارشان بر کیفیت منابع آب زیرزمینی پرداخته می شود عبارت اند از: ۱. جمعیت (TotalPop)، ۲. کل سطح زیرکشت زراعی و باغی آبی (IrrArea)، ۳. سرانه ارزش افزوده ی کشاورزی (AgVA) و ۴. سرانه ارزش افزوده صنعت و معدن (IndVA). این متغیرها آلودگی های ناشی از رشد جمعیت، جوانب مختلف فعالیت های کشاورزی و فعالیت های صنعتی را در الگوی رگرسیونی نمایندگی و اندازه گیری می کنند. علاوه بر متغیرهای فوق آثار ناشی از متغیرهای توان دوم دو متغیر AgVA و IndVA نیز مورد بررسی قرار خواهند گرفت. در یک تحلیل رگرسیونی با تحلیل ضرایب AgVA و IndVA در کنار ضرایب متغیرهای توان دوم آن ها می توان اقدام به آزمودن فرض زیست محیطی کوزنتس و تحلیل ماهیت ارتباط میان توسعه اقتصادی در بخش های مختلف اقتصاد با کیفیت منابع آب زیرزمینی کرد. فرضیه زیست محیطی کوزنتس فرض می کند که ارتباط میان توسعه اقتصادی و تخریب محیط زیستی شبیه به یک U وارون می باشد به طوری که در ابتدا با توسعه اقتصادی تخریب محیط زیست افزایش می یابد ولی با رسیدن به یک نقطه ی آستانه این ارتباط معکوس می شود (Dasgupta et al., 2002). برای هر یک از دو متغیر AgVA و IndVA اگر فرض کنیم که B1 ضریب رگرسیونی برای توان اول و B2 ضریب رگرسیونی برای توان دوم باشد آنگاه تمامی حالات ممکن برای این دو ضریب و تفسیری که در چهارچوب فرضیه ی کوزنتس دارند در جدول (۳) آورده شده است. همانطور که مشخص است فرضیه ی U وارون تنها در صورتی پذیرفته می شود که B1 مثبت و B2 منفی و معنی دار باشد.

Table 3. Dimensions and variables of sewage infrastructure index

| Parameter value | Change in the parameter | Curve connection | Curve types |
|-----------------|-------------------------|------------------|---------------|
| B1=B2=0 | Constant | Without relation | Linear |
| B1>0 and B2=0 | Steady increase | Linear | Straight line |
| B1<0 and B2=0 | Steady decrease | Linear | Straight line |

۲-۲-۲- عوامل طبیعی

اگرچه هدف اصلی این مطالعه سنجش اثرگذاری عوامل انسانی بر کیفیت منابع آب زیرزمینی است ولی از این واقعیت نمی‌توان چشم‌پوشی کرد که عوامل طبیعی نیز بر کیفیت آب‌های زیرزمینی اثرگذار هستند و عدم کنترل اثرات ناشی از آن‌ها در الگوهای رگرسیونی می‌تواند با اثرات ناشی از عوامل انسانی تداخل پیدا کند و به اریب شدن نتایج حاصل از الگوسازی منتهی بشود. در نتیجه لازم است که تا حد امکان این عوامل طبیعی در الگوهای رگرسیونی کنترل بشوند. به این منظور دو متغیر عمق منابع آب زیرزمینی (GWLevel) و ارتفاع بارش (Precip) در الگوهای رگرسیونی قرار خواهند گرفت.

۲-۲-۳- توسعه‌یافتگی زیرساخت‌های فاضلاب

به منظور بررسی اثرگذاری زیرساخت‌های فاضلاب بر کیفیت منابع آب زیرزمینی ابتدا این زیرساخت‌ها با توجه به کارکردشان در دو بُعد ۱. زیرساخت‌های تصفیه (Sewa) و ۲. زیرساخت‌های پوشش و جمع‌آوری (SewB) طبقه‌بندی می‌شوند. سپس برای هر یک از این دو بُعد یک شاخص ترکیبی به روش آنتروپی ساخته می‌شود که این دو شاخص به عنوان متغیر مستقل درون الگوی رگرسیونی قرار می‌گیرند. متغیرهای موجود در هر یک از این دو بُعد به همراه توضیحات مربوطه در جدول (۴) آورده شده‌اند.

Table 4. Dimensions and variables of sewage infrastructure index

| Dimension | Variable | Unit | Source |
|-------------------------|--|---------|--------|
| Sewage treatment | Number of industrial sewage treatment facilities | Unit | SCIY* |
| | Number of urban sewage treatment facilities for each 100.000 urban residents | Unit | SCIY* |
| Coverage and collection | Percentage of population with access to sewage collection system | Percent | SCIY* |
| | Fraction of collected sewage to sold water | Percent | SCIY* |
| | Per capita length of sewage collection network | Meter | SCIY* |
| | Percentage of cities with access to sewage collection system | Percent | SCIY* |

* SCIY is Statistical Center of Iran's Yearbooks.

بُعد زیرساخت‌های تصفیه‌ی فاضلاب بیانگر ظرفیت استان‌ها در تصفیه کردن فاضلاب‌های جمع‌آوری شده می‌باشد که این کار می‌تواند هم در تصفیه‌خانه‌های فاضلاب صنعتی و هم در تصفیه‌خانه‌های فاضلاب شهری رخ بدهد. در نبود دسترسی به اطلاعات مربوط به حجم فاضلاب تصفیه شده توسط این تصفیه‌خانه‌ها، در این مطالعه تنها از اطلاعات مربوط به تعداد تصفیه‌خانه‌ها استفاده شده است. متغیر تعداد واحدهای تصفیه‌ی فاضلاب صنعتی بیانگر ظرفیت صنایع در تصفیه‌ی فاضلاب و در صورت لزوم بازچرخانی پساب می‌باشد و متغیر تعداد تصفیه‌خانه‌ی فاضلاب شهری به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر جمعیت شهری نیز مفهوم سرانه‌ی تصفیه‌خانه‌ی فاضلاب را در خود منعکس می‌کند.

بُعد پوشش و جمع‌آوری نیز بیانگر میزان توسعه‌یافتگی زیرساخت‌های فاضلاب در زمینه‌ی تحت پوشش قرار دادن هرچه بیشتر مردم با شبکه‌ی جمع‌آوری فاضلاب و همچنین توان جمع‌آوری فاضلاب می‌باشد. از میان متغیرهای موجود در این بُعد دو متغیر درصد جمعیت و درصد شهرهای تحت پوشش تاسیسات جمع‌آوری فاضلاب هر دو جوانب مختلفی از میزان توانایی زیرساخت‌های فاضلاب در پوشش دادن جمعیت را نشان می‌دهند. متغیر نسبت فاضلاب جمع‌آوری شده به کل آب مصرف شده‌ی شهری نیز توان تاسیسات فاضلاب در گردآوری فاضلاب را نشان می‌دهد. متغیر سرانه طول شبکه جمع‌آوری فاضلاب نیز بیانگر وضعیت فیزیکی زیرساخت‌های جمع‌آوری فاضلاب می‌باشد.

در این مطالعه به منظور ساخت شاخص ترکیبی از روش آنتروپی استفاده می‌شود که به این منظور مطابق با M. Li et al. (2019) ابتدا لازم است تا با روش کمینه-بیشینه اقدام به بی‌مقیاس کردن داده‌ها بشود. با فرض داشتن M عدد استان و N عدد متغیر و مقادیر z و i که به ترتیب بیانگر استان z و متغیر i هستند، اینکار از طریق رابطه‌ی (۴) انجام می‌شود:

$$r_{ij} = \frac{a_{ij} - \min(a_i)}{\max(a_i) - \min(a_i)}, (i = 1,2,3, \dots, N; j = 1,2,3, \dots, M) \quad (4)$$

در رابطه‌ی (۴)، مقدار استاندارد شده‌ی متغیر i در استان j ، مقدار متغیر i در استان j بیش از استاندارد سازی، $\min(a_i)$ مقدار کمینه‌ی متغیر i و $\max(a_i)$ مقدار بیشینه‌ی متغیر i می‌باشد. نتایج حاصل از استانداردسازی به این روش همواره در دامنه‌ی واحد $[0, 1]$ قرار دارند. پس از محاسبه‌ی مقادیر استاندارد شده لازم است تا وزن هریک از این مقادیر از طریق رابطه‌ی (۵) محاسبه شود (M. Li et al., 2019).

$$p_{ij} = \frac{(1 + r_{ij})}{\sum_{j=1}^J (1 + r_{ij})} \quad (5)$$

پس از محاسبه شدن وزن هریک از مشاهدات از طریق رابطه‌ی (۵) می‌بایست مقدار آنتروپی برای هریک از مشاهدات از طریق رابطه‌ی (۶) محاسبه شود و سپس وزن‌های آنتروپی از طریق رابطه‌ی (۷) محاسبه شوند. پس از آن با استفاده از وزن‌های آنتروپی می‌توان وزن هریک از متغیرها را مطابق با رابطه‌ی (۸) محاسبه کرد. نهایتاً با در اختیار داشتن وزن هریک از متغیرها مقدار شاخص ترکیبی با میانگین‌گیری وزنی مطابق با رابطه‌ی (۹) محاسبه می‌شود (Li et al., 2019):

$$e_{ij} = -\left(\frac{\sum_{j=1}^J (p_{ij} \cdot \ln(p_{ij}))}{\ln(J)}\right) \quad (6)$$

$$\omega_j = \frac{1 - e_j}{n} - \sum_{i=1}^I (1 - e_i) \quad (7)$$

$$W_{ij} = \frac{\omega_j}{\sum_{i=1}^N \omega_j} \quad (8)$$

$$CI = \frac{W_{ij} \cdot r_{ij}}{\sum W_{ij}} \quad (9)$$

۲-۳- رگرسیون کوانتایل به روش گشتاوری

الگوی کوانتایل به روش گشتاوری که در این مطالعه از آن به منظور سنجش اثرگذاری عوامل انسانی بر کیفیت منابع آب زیرزمینی استفاده می‌شود حالت خاصی از الگوهای رگرسیون کوانتایل برای داده‌های پانل^۱ بشمار می‌آید. الگوهای رگرسیون کوانتایل نوع به خصوصی از الگوهای رگرسیونی هستند که اثرات ناشی از تغییر در متغیرهای مستقل را بر سرتاسر توزیع شرطی متغیر وابسته مورد ارزیابی قرار می‌دهند. این درحالی است که الگوهای مرسوم رگرسیونی صرفاً نشان دهنده‌ی آثار ناشی از تغییر در متغیر مستقل بر میانگین متغیر وابسته هستند؛ درحالی که تغییرات متغیر مستقل ممکن است بر قسمت‌های مختلف توزیع متغیر وابسته آثار ناهمگن و متفاوتی برجای بگذارد (Caetano et al., 2023; Uribe and Guillen, 2020b). ویژگی منحصر بفرد الگوهای کوانتایل که باعث می‌شود بتوانند سراسر توزیع متغیر وابسته را مورد ارزیابی قرار بدهند این است که این الگوها ضرایبشان را نه با توجه به میانگین متغیر وابسته، بلکه نسبت به هریک از کوانتایل‌های توزیع آن مورد برآورد قرار می‌دهند (Uribe and Guillen, 2020a; Waldmann, 2018). به عنوان مثال از طریق الگوهای رگرسیون کوانتایل می‌توان ضرایب متغیرهای مستقل را به ازای چارک‌های ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصد از توزیع متغیر وابسته مورد برآورد قرار داد تا بدین ترتیب نحوه اثرگذاری متغیرهای مستقل بر نواحی مختلف توزیع آماری متغیر وابسته مورد ارزیابی قرار بگیرد. بدیهی است که چنین ویژگی در الگوهای کوانتایل به افزایش دقت نتایج و پیشنهادات سیاستی منتهی می‌شود که در مطالعاتی نظیر این مطالعه می‌تواند بسیار حائز اهمیت باشد.

ویژگی‌های منحصر بفرد الگوهای کوانتایل باعث می‌شود تا این الگوها مفروضات کمتری را بر شکل توزیع جملات خطا اعمال کنند و در نتیجه بسیاری از مشکلاتی که در خصوص الگوهای مرسوم رگرسیونی وجود دارد در مورد این الگوها وجود ندارد. به عنوان مثال در این الگوها نرمال بودن توزیع جملات خطا و ثبات واریانس آن‌ها یک پیش‌فرض بحساب نمی‌آید (Ike et al., 2020; Waldmann, 2018). همچنین از آنجایی که در این الگوها ضرایب رگرسیونی در هر قسمت از توزیع متغیر وابسته

صرفاً منحصر به همان نقطه می‌باشند بنابراین وجود داده‌های پرت نمی‌تواند به اریب شدن نتایج این الگوها منتهی بشود (Koenker, 2004; Uribe and Guillen, 2020b)

الگوی مرسوم رگرسیون کوانتایل برای داده‌های پانل که مبنای الگوسازی در طیف وسیعی از مطالعات پیشین نیز می‌باشد ابتدا توسط Koenker (۲۰۰۴) ایجاد و ارائه گردید. در روش ارائه شده توسط Koenker (۲۰۰۴) اثرات ثابت مقطعی - یا همان اثرات ثابت در زمان ناشی از مقاطع پانل - صرفاً عواملی هستند که می‌توانند توزیع احتمال متغیر وابسته را به طور موازی به طرف راست یا چپ منتقل کنند. الگوی کوانتایل به روش گشتاوری که توسط Machado and Santos Silva (۲۰۱۹) ایجاد شده است یکی از اصلی‌ترین برتری‌هایش نسبت به الگوی پیشنهادی توسط Koenker (۲۰۰۴) این است که اجازه می‌دهد تا اثرات مقطعی به طور غیر موازی باعث انتقال توزیع احتمال متغیر وابسته بشوند و در نتیجه هر یک از مقاطع در بخش‌های مختلف توزیع متغیر وابسته دارای اثرات ثابت مختلفی خواهند بود که این ویژگی انعطاف‌پذیری الگوی کوانتایل به روش گشتاوری را نسبت سایر روش‌های الگوسازی داده‌های پانل به طور چشمگیری افزایش می‌دهد (Ike et al., 2020).

به منظور تشریح روش الگوسازی رگرسیون کوانتایل به روش گشتاوری ابتدا یک ساختار داده‌ی پانل را که دارای k عدد مقطع است به صورت $\{(Y_{it}, X'_{it})\}$ در نظر می‌گیریم که X ماتریس متغیر مستقل، Y بردار متغیر مستقل، i بیانگر مقطع و t بیانگر زمان می‌باشد. سپس یک الگوی مکان-مقیاس^۲ را مشابه با آنچه در رابطه‌ی (۱۰) آورده شده است در نظر می‌گیریم (Machado and Santos Silva, 2019).

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + (\delta_i + Z'_{it}\gamma)U_{it} \quad (10)$$

برای الگوی مکان-مقیاس رابطه‌ی (۱۰) فرض می‌کنیم که شرط $\Pr\{(\delta_i + Z'_{it}\gamma) > 0\} = 1$ همواره برقرار می‌باشد. مقادیر α, β, δ و γ نیز پارامترهای مجهولی هستند که می‌بایست مورد برآورد قرار بگیرند که از این میان α و δ مربوط به اثرات ثابت هر یک از مقاطع هستند و β ضریب متغیرهای مستقل می‌باشد. U نیز جمله خطای تصادفی، مستقل با توزیع یکسان^۳ است که شروط گشتاوری $E(U) = 0$ و $E(|U|) = 1$ را به طور همزمان تامین می‌کند. Z نیز یک تبدیل مشتق‌پذیر از X مشابه با رابطه‌ی (۱۱) می‌باشد (Machado and Santos Silva, 2019)

$$Z_l = Z_l(X); l = 1, \dots, k \quad (11)$$

همانطور که پیشتر گفته شد الگوهای رگرسیون کوانتایل ضرایب رگرسیونی را به ازای کوانتایل‌های توزیع متغیر وابسته مورد برآورد قرار می‌دهند. به همین سبب برای برآورد این ضرایب تابع کوانتایل شرطی متغیر وابسته $Q_Y(\tau|X_{it})$ که خود برگرفته از رابطه‌ی (۱۱) است را مطابق با رابطه‌ی (۱۲) در نظر می‌گیریم (Machado and Santos Silva, 2019).

$$Q_Y(\tau|X_{it}) = (\alpha_i + \delta_i q(\tau)) + X'_{it}\beta + Z'_{it}\gamma q(\tau) \quad (12)$$

در رابطه‌ی (۱۲) τ کوانتایل درصد و $q(\tau)$ مقدار کوانتایل به ازای τ می‌باشد. عبارت $\alpha_i + \delta_i q(\tau)$ نیز بیانگر اثر ثابت مقطع i به ازای کوانتایل τ می‌باشد. این یعنی همانطور که پیشتر اشاره شد در الگوی کوانتایل به روش گشتاوری هر یک از مقاطع به ازای کوانتایل‌های مختلف دارای اثرات ثابت متفاوتی می‌باشد که این ناهمگنی در اثرات ثابت از جزء $\delta_i q(\tau)$ نشأت می‌گیرد در حالی که α_i بیانگر اثر متوسط مقطع i در سرتاسر توزیع متغیر وابسته است. از رابطه‌ی (۱۲) مشخص است که ضرایب β به ازای هر τ به طور مجزا مورد برآورد قرار می‌گیرند و در نتیجه ضرایب رگرسیونی با تغییر در کوانتایل دچار تغییر می‌شوند. مطابق با Machado and Santos Silva (2019) برآورد پارامترهای مجهول α, β, δ و γ در روابط (۱۱) و (۱۲) با بکارگیری روش گشتاوری تعمیم یافته^۴ از طریق یک فرآیند پنج مرحله‌ای قابل برآورد می‌باشند که توضیحات بیشتر در خصوص

مبانی آماری برآورد آن‌ها در Machado and Santos Silva (2019) به تفصیل آورده شده و در اینجا به جزئیات آن اشاره نمی‌شود.

همانطور که مشاهده شد در روش کوانتایل به روش گشتاوری تخمین ضرایب رگرسیونی متکی بر یک الگوی مکان-مقیاس مطابق با آنچه در رابطه‌ی (۱۱) آورده شده می‌باشد و به همین علت نیز تمامی ضرایب برآوردی به ازای کوانتایل‌های مختلف علی‌رغم تفاوت‌هایی که با یکدیگر دارند ولی از طریق یک الگوی مکان-مقیاس با یکدیگر در ارتباط هستند. به همین علت نیز الگوهای کوانتایل به روش گشتاوری متشکل از دو جزء اصلی شامل ۱. الگوی مکان-مقیاس و ۲. رگرسیون کوانتایل می‌باشند که جزء اول خود شامل یک الگوی مکان^۵ و یک الگوی مقیاس^۶ می‌باشد و جزء دوم حاوی ضرایب رگرسیونی به ازای کوانتایل‌های مختلف توزیع متغیر وابسته است. الگوی مکان شامل ضرایبی است که جهت اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در سرتاسر طول توزیع آن را نشان می‌دهند و الگوی مقیاس شامل ضرایبی است که نحوه‌ی تغییر در مقدار اثرگذاری متغیرهای مستقل با حرکت از نقطه‌ی ابتدایی توزیع متغیر وابسته به سوی نقطه‌ی فوقانی آن را نشان می‌دهد. ضرایب رگرسیون کوانتایل نیز بیانگر اثرات ناشی از تغییر در متغیرهای مستقل بر هر یک از کوانتایل‌های متغیر وابسته می‌باشند (Gnangnon, 2023; Machado and Santos Silva, 2019; Raifu and Aminu, 2023).

۲-۴- آزمون همبستگی فضایی موران

با توجه به اینکه مقادیر شاخص کیفیت در هر استان ممکن است به مقادیر آن در استان‌های مجاور وابسته باشد بنابراین لازم است تا پیش از برآورد الگوی رگرسیون کوانتایل به بررسی وجود یا عدم وجود همبستگی فضایی میان مقادیر شاخص کیفیت در میان استان‌ها پرداخته بشود زیرا در صورت وجود همبستگی فضایی بکارگیری الگوهای غیر فضایی نظیر الگوهای کوانتایل به نتایجی اریب منتهی می‌شود. به منظور ارزیابی همبستگی میان متغیر y در نقطه‌ی i با متغیر y در نقطه‌ی j از آزمون I موران استفاده می‌شود. پیش از انجام آزمون I موران ابتدا لازم است تا چگونگی ارتباط میان نقاط مختلف موجود در فضا نظیر i و j از طریق ساخت ماتریس وزن فضایی^۷ مشخص بشود که در این مطالعه این ماتریس به روش مجاوری^۸ ساخته می‌شود. با این فرض که دو نقطه‌ی i و j در ماتریس وزن فضایی دارای وزن w_{ij} هستند و مجموع نقاط موجود در فضا برابر با P است آماره‌ی آزمون I موران مطابق با رابطه‌ی (۱۳) محاسبه می‌شود (Liu and Song, 2020). این آماره همواره بین منفی یک الی مثبت یک قرار دارد و مقادیر مثبت، منفی و صفر آن بیانگر همبستگی فضایی مثبت، منفی و عدم وجود همبستگی فضایی می‌باشند (Liu and Song, 2020). آماره‌ی Z به منظور آزمون معنی‌داری آماره‌ی موران نیز از طریق رابطه‌ی (۱۴) قابل محاسبه است که در آن $E[I]$ و $Var[I]$ به ترتیب امیدریاضی و واریانس I می‌باشند (H. Li et al., 2007; Liu and Song, 2020).

$$I = \frac{P \sum_{i=1}^P \sum_{j=1}^P w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^P \sum_{j=1}^P w_{ij} \sum_{i=1}^P (y_i - \bar{y})^2} \quad (13)$$

$$Z_I = (I - E[I]) / \sqrt{Var[I]} \quad (14)$$

۲-۵- تصریح الگوی رگرسیونی

شکل کلی الگوی رگرسیونی که در آن شاخص کیفیت آب زیرزمینی (GQI) بر روی متغیرهای مستقل برازش می‌شود مطابق با رابطه (۱۵) می‌باشد. در این رابطه β ضرایب رگرسیونی، $\ln(\cdot)$ عملگر لگاریتم طبیعی و U جمله‌ی خطا است. از آنجایی که رابطه (۱۵) تمام-لگاریتمی است ضرایب آن ماهیت کشش^۹ دارند و بیانگر درصد تغییر در متغیر وابسته در پی یک درصد تغییر در متغیر مستقل - با فرض ثبات تمامی عوامل دیگر - می‌باشند. در این مطالعه داده‌های ورودی به الگوی کوانتایل از جنس پانل هستند که مقاطع آن را هر یک از ۳۱ استان ایران تشکیل می‌دهند و بعد زمانی آن مربوط به سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۸ می‌باشد. با قرار دادن این ساختار داده در الگوی کوانتایل به روش گشتاوری و برآورد رابطه (۱۵) نتایج حاصله بیانگر میزان

اثرگذاری هریک از متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته به ازای هریک از کوانتایل‌های توزیع متغیر وابسته خواهند بود که این کوانتایل‌ها نیز بیانگر سطوح مختلف متغیر وابسته می‌باشند. به عنوان مثال اگر رابطه (۱۵) به ازای کوانتایل ۲۵ درصد برآورد بشود آنگاه ضریب β_1 بیانگر درصد تغییر در GQI به ازای یک درصد تغییر در TotalPop است هنگامی که GQI در مقادیر اندک خود قرار دارد (زیرا کوانتایل ۲۵ درصد مربوط به سطوح نسبتاً کم GQI می‌باشد که بیانگر کیفیت نسبتاً بالای منابع آب زیرزمینی هستند). به همین ترتیب اگر رابطه (۱۵) به ازای کوانتایل ۷۵ درصد برآورد بشود آنگاه ضریب β_1 درصد تغییر در GQI به ازای یک درصد تغییر در TotalPop را نشان می‌دهد هنگامی که GQI در مقادیر زیاد خود قرار دارد (زیرا کوانتایل ۷۵ درصد مربوط به سطوح نسبتاً زیاد GQI است که نشان دهنده کیفیت نسبتاً پایین منابع آب زیرزمینی هستند). همچنین لازم به ذکر است که در برآورد رابطه (۱۵) اثرات ثابت زمانی و مقطعی توسط متغیرهای موهومی کنترل خواهند شد.

$$\ln(\text{GQI}) = \beta_0 + \beta_1 \times \ln(\text{TotalPop}) + \beta_2 \times \ln(\text{IrrArea}) + \beta_3 \times \ln(\text{AgVA}) + \beta_4 \times \ln(\text{IndVA}) + \beta_5 \times \ln(\text{AgVA})^2 + \beta_6 \times \ln(\text{IndVA})^2 + \beta_7 \times \ln(\text{GWLevel}) + \beta_8 \times \ln(\text{Precip}) + \beta_9 \times \ln(\text{SewA}) + \beta_{10} \times \ln(\text{SewB}) + U \quad (15)$$

۳- نتایج و بحث

۳-۱- شاخص کیفیت آب زیرزمینی

در این مطالعه ابتدا اقدام به ساخت شاخص کیفیت آب زیرزمینی شده و به منظور حصول اطمینان از صحت نتایج حاصل شده، این نتایج با نتایج مطالعه‌ی *Maghrebi et al.* (2021) مقایسه شده‌اند. بر همین اساس می‌توان گفت که شاخص کیفیت در این مطالعه انطباق قابل قبولی با نتایج *Maghrebi et al.* (2021) دارد. اطلاعات آمار توصیفی شاخص کیفیت در جدول (۵) آورده شده است و مقادیر متوسط آن در طول بازه‌ی مورد بررسی برای هریک از استان‌ها در شکل (۱) ارائه شده است.

Table 5. Descriptive statistics of groundwater quality index

| Average | SD | Skewness | CV | Min | Max | $\tau = 0.25$ | $\tau = 0.50$ | $\tau = 0.75$ |
|---------|-------|----------|------|-------|--------|---------------|---------------|---------------|
| 149.58 | 10.75 | 1.23 | 0.07 | 32.15 | 526.05 | 55.60 | 128.38 | 206.66 |

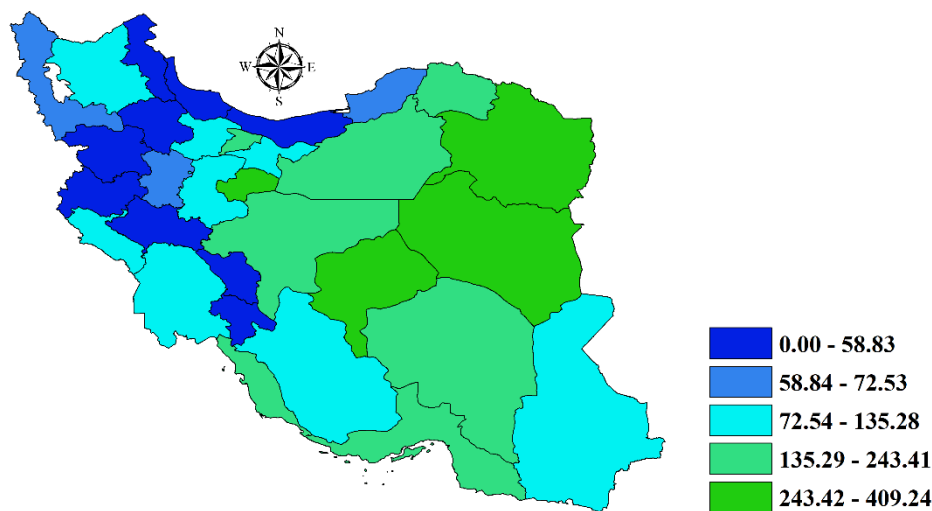


Figure 1. Average of groundwater quality index in Iran's provinces through 2013-2019 period

به منظور داشتن درکی بهتر در خصوص توزیع احتمال شاخص کیفیت، نمودار چگالی کرنل و هیستوگرام آن در نمودار A از شکل (۲) و نمودار تابع توزیع تجمعی تجربی آن در نمودار B از شکل (۲) ارائه شده‌اند. مطابق با نمودار A از شکل (۲) توزیع مقادیر شاخص کیفیت در اطراف میانگین به طور متقارنی انجام نشده و شکل توزیع چوله به سمت راست و دارای دو مُد است که مُد اول که اکثر مشاهدات در اطراف آن قرار گرفته‌اند حدوداً برابر با ۸۰ و مُد دوم حدوداً برابر با ۴۰۰ می‌باشد که مربوط به مشاهدات با سطح آلودگی نسبتاً بالا است. به منظور داشتن درکی بهتر از کوانتایل‌های توزیع شاخص کیفیت، نمودار

توزیع تجمعی تجربی آن در نمودار B از شکل (۳) ارائه شده است. همانطور که از نمودار B از شکل (۳) و جدول (۵) مشخص است اگر توزیع شاخص کیفیت را بر اساس چارک‌های آن تقسیم‌بندی کنیم ۲۵ درصد از مشاهدات کمتر از ۵۰، ۵۶.۶۰، ۷۵ درصد از مشاهدات کمتر از ۱۲۸.۳۸ و ۲۰۶.۶۶ می‌باشند.

به منظور داشتن درکی بهتر از جایگاه تقریبی استان‌های ایران در توزیع شاخص کیفیت آب زیرزمینی، دسته‌بندی آن‌ها بر اساس موقعیتشان نسبت به کوانتایل‌های ۲۵ و ۷۵ درصد از توزیع شاخص کیفیت در شکل (۳) ارائه شده است. همانطور که از شکل (۱) و شکل (۳) مشخص است کیفیت آب‌های زیرزمینی در فلات مرکزی به طور قابل ملاحظه‌ای بدتر از سایر نقاط ایران است. استان‌های واقع در حاشیه‌ی خلیج فارس و دریای عمان و همچنین استان‌های واقع در حوضه آبریز دریاچه ارومیه نیز اغلب از سطوح متوسطی از کیفیت آب‌های زیرزمینی برخوردار هستند. استان‌های واقع در حاشیه‌ی دریای خزر به همراه استان‌های واقع بر روی رشته کوه زاگرس نیز عموماً آب‌های زیرزمینی‌شان دارای کیفیت متوسط رو به بالایی می‌باشد.

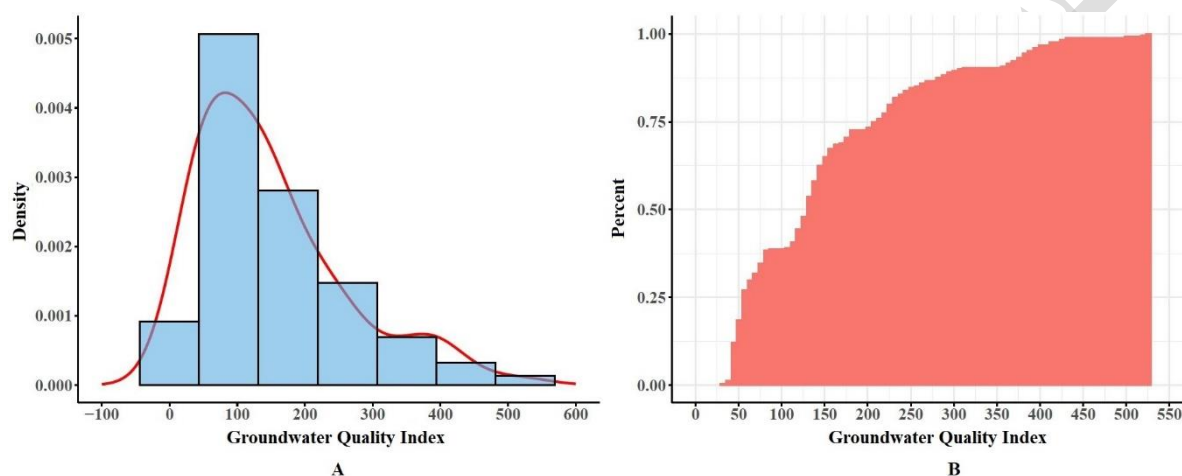


Figure 2. A- Histogram and kernel density curve of groundwater quality index (For KDE estimation gaussian kernel is used with smoothing bandwidth equal to 45). B- Empirical cumulative distribution function of groundwater quality index

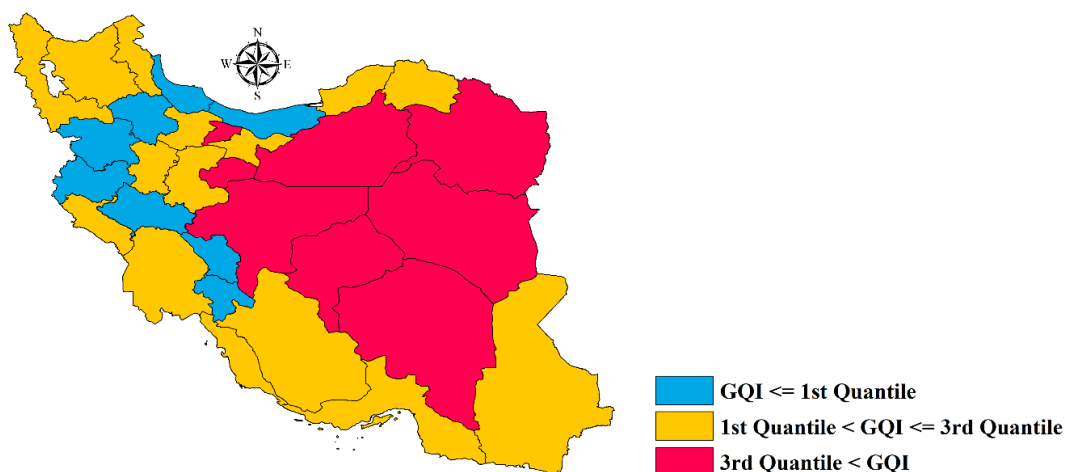


Figure 3. Classification of Iran's provinces based on quartiles of groundwater quality index (GQI)

۳-۲- الگوسازی

پس از محاسبه‌ی شاخص کیفیت اطلاعات مربوط به متغیرهای مستقل نیز جمع‌آوری شدند. شاخص‌های ترکیبی زیرساخت‌های تصفیه و پوشش و جمع‌آوری فاضلاب نیز بر اساس روش آنتروپی ساخته شدند. اطلاعات آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مستقل در جدول (۶) آورده شده است.

Table 6. Descriptive statistics of independent variables

| | TotalPop | IrrArea | AgVA | IndVA | GWLevel | Precip | SewA | SewB |
|---------|---------------|--------------|---------------|----------------|---------|----------|------|------|
| Average | 2,563,096.81 | 271,730.02 | 9,220,707.52 | 23,512,081.22 | 32.08 | 311.17 | 0.35 | 0.33 |
| SD | 2,403,869.31 | 222,798.45 | 3,612,328.62 | 34,563,779.15 | 17.20 | 194.81 | 0.18 | 0.21 |
| Minimum | 564,000.00 | 52,028.00 | 1,940,362.2 | 1,397,827.3 | 2.54 | 23.70 | 0.04 | 0.00 |
| Maximum | 13,807,000.00 | 1,014,384.00 | 20,235,291.54 | 220,207,333.40 | 64.07 | 1,104.10 | 0.95 | 0.96 |

پیش از برآورد الگوی کوانتایل به روش گشتاوری اقدام به انجام همبستگی فضایی I موران بر روی متغیر شاخص کیفیت آب زیرزمینی شده است. نتایج این آزمون در جدول (۷) آورده شده‌اند و همانطور که مشخص است در هیچ یک از سال‌های مورد بررسی همبستگی فضایی در میان مقادیر شاخص کیفیت مشاهده نمی‌شود. در نتیجه استفاده از الگوی کوانتایل با اریب ناشی از اثرات فضایی روبرو نخواهد بود و استفاده از آن بلامانع است.

Table 7. Moran's I test for spatial correlation between neighboring provinces' GQI

| Year | Moran's I | Z statistics | Year | Moran's I | Z statistics |
|------|-----------|--------------|------|-----------|--------------|
| 2013 | -0.152 | -1.071 | 2017 | -0.137 | -0.945 |
| 2014 | -0.149 | -1.039 | 2018 | -0.151 | -1.077 |
| 2015 | -0.147 | -1.025 | 2019 | -0.145 | -1.029 |
| 2016 | -0.152 | -1.071 | | | |

*, **, *** are respectively indicating significancy at 10%, 5% and 1%.

همانطور که پیشتر اشاره شد الگوهای کوانتایل به روش گشتاوری تشکیل شده از دو جزء ۱. مکان-مقیاس و ۲. رگرسیون کوانتایل می‌باشند که نتایج حاصل از برآورد هر یک از این دو بخش به ترتیب در جدول (۸) و جدول (۹) آورده شده است. همانطور که در نتایج الگوی مکان در جدول (۸) مشخص است ضرایب متغیرهای لگاریتم جمعیت ($\ln(\text{TotalPop})$)، لگاریتم سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی ($\ln(\text{AgVa})$)، لگاریتم سرانه ارزش افزوده بخش صنعت ($\ln(\text{IndVa})$)، و لگاریتم عمق منابع آب زیرزمینی ($\ln(\text{GWLevel})$) همگی مثبت و از نظر آماری معنی‌دار هستند. این یعنی این متغیرها فارغ از اینکه شاخص کیفیت آب زیرزمینی در چه سطحی باشد (یا به عبارت دیگر به ازای تمام کوانتایل‌های توزیع احتمال شاخص کیفیت) همواره دارای ضرایبی با علامت مثبت هستند و افزایششان به افزایش و کاهششان به کاهش شاخص کیفیت آب زیرزمینی منتهی می‌شود. ضرایب متغیرهای توان دوم لگاریتم سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی ($\ln(\text{AgVa})^2$) و صنعت ($\ln(\text{IndVa})^2$) نیز در الگوی مکان دارای ضرایبی با علامت منفی و معنی‌دار می‌باشند که یعنی ضرایب این دو متغیر نیز در سرتاسر توزیع متغیر وابسته دارای علامت منفی است. از آنجایی که مطابق با جدول (۳) منفی بودن ضریب این دو متغیر در کنار مثبت بودن ضرایب توان اول آن‌ها بیانگر برقرار بودن فرضیه محیط زیستی کوزنتس است بنابراین با توجه به الگوی مکان به ازای تمام مقادیر شاخص کیفیت آب زیرزمینی علامت ضرایب این متغیرها با برقراری فرضیه محیط زیستی کوزنتس مطابقت دارد. اگرچه معنی‌دار بودن یا نبودن برقراری این فرضیه به ازای کوانتایل‌های مختلف می‌بایست با توجه به نتایج حاصل از برآورد رگرسیون کوانتایل در جدول (۹) مورد بررسی قرار بگیرد. در الگوی مقیاس نیز مشاهده می‌شود که بجز ضریب برآوردی برای متغیر $\ln(\text{Precip})$ سایر ضرایب برآوردی در هیچ سطحی معنی‌دار نمی‌باشند. این به این معنی است ضریب متغیر $\ln(\text{Precip})$ با افزایش شاخص کیفیت آب زیرزمینی (حرکت به سوی کوانتایل‌های فوقانی) از نظر مقداری دچار کاهش معنی‌داری می‌شود.

Table 8. Estimation results of Location-Scale functions

| | Model 1: Location Function | | Model 2: Scale Function | |
|-------------------------------|-------------------------------|----------------|----------------------------|----------------|
| | Coefficient | Standard Error | Coefficient | Standard Error |
| Constant | -32.855*** | 11.830 | -0.546 | 6.663 |
| Socioeconomic Factors | | | | |
| ln(TotalPop) | 0.798** | 0.354 | 0.094 | 0.174 |
| ln(IrrArea) | 0.050 | 0.051 | -0.032 | 0.031 |
| ln(AgVA) | 2.797* | 1.431 | -0.109 | 0.736 |
| ln(IndVA) | 0.334* | 0.176 | 0.115 | 0.113 |
| ln(AgVA) ² | -0.088* | 0.044 | 0.003 | 0.023 |
| ln(IndVA) ² | -0.010* | 0.005 | -0.004 | 0.003 |
| Sewage Infrastructures | | | | |
| ln(SewA) | -0.058 | 0.036 | 0.003 | 0.022 |
| ln(SewB) | -0.015*** | 0.005 | -0.001 | 0.003 |
| Natural Factors | | | | |
| ln(GWLevel) | 0.010* | 0.006 | -0.003 | 0.003 |

| | | | | |
|-------------------|---------------|--------------|-----------------|--------------|
| ln(Precip) | -0.015 | 0.016 | -0.021** | 0.009 |
|-------------------|---------------|--------------|-----------------|--------------|

*, **, *** are respectively indicating significancy at 10%, 5% and 1%.

اگرچه بر اساس نتایج الگوی مقیاس در جدول (۸) ضرایب برآوردی برای تمام متغیرهای مستقل بجز ln(Precip) به ازای کوانتایل‌های مختلف از نظر مقداری تفاوت معنی‌داری با یکدیگر ندارند ولی با توجه به جدول (۹) وضعیت معنی‌داری ضرایب این متغیرها با تغییر در کوانتایل دچار تغییرات قابل توجهی می‌شود. مطابق با جدول (۹) به ازای کوانتایل ۲۵ درصد بغیر از عرض از مبدأ تنها ضرایب مربوط به لگاریتم جمعیت (ln(Pop))، لگاریتم عمق آب زیرزمینی (ln(GWLevel)) و لگاریتم شاخص ترکیبی توسعه‌یافتگی زیرساخت‌های پوشش و جمع‌آوری فاضلاب (ln(SewB)) معنی‌دار می‌باشند ولی با حرکت به سوی کوانتایل‌های فوقانی که در بر گیرنده‌ی نواحی دارای سطوح بالاتری از آلودگی آب زیرزمینی هستند هم تعداد ضرایب معنی‌دار و هم سطح معنی‌داری ضرایب رگرسیونی به طور قابل توجهی افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج الگوسازی به ازای کوانتایل ۲۵ درصد می‌توان گفت که استان‌هایی که از سطوح پایینی از شاخص کیفیت برخوردار بوده‌اند و آب‌های زیرزمینی‌شان کیفیت نسبتاً بالایی داشته - نظیر استان‌های واقع در حاشیه دریای خزر و رشته کوه زاگرس - به مراتب کمتر از استان‌هایی که از سطوح متوسط و بالایی از شاخص کیفیت برخوردار بوده‌اند - نظیر استان‌های واقع در فلات مرکزی و حاشیه خلیج فارس - از عوامل انسانی متاثر شده‌اند. اصلی‌ترین عامل در نوسانات کیفیت منابع آب زیرزمینی در این استان‌ها نیز رشد جمعیت، نوسانات عمق منابع آب زیرزمینی و وضعیت زیرساخت‌های فاضلاب بوده است. با این حال نتایج الگوسازی به ازای کوانتایل‌های ۵۰ و ۷۵ درصد نشان می‌دهد که کیفیت منابع آب زیرزمینی در استان‌هایی که دارای سطوح متوسط و بالایی از شاخص کیفیت آب زیرزمینی بوده‌اند به طور قابل ملاحظه‌ای تحت تاثیر فعالیت‌های انسانی - بالاخص فعالیت‌های کشاورزی - قرار داشته است. در ادامه‌ی این بخش تلاش می‌شود تا آثار ناشی از هریک از متغیرهای مستقل بر روی متغیر وابسته به ازای کوانتایل‌های مختلف مورد بررسی قرار بگیرد.

Table 9. Estimation results of fixed effects quantile regression via generalized method of moments

| | $\tau = 25\%$ | | $\tau = 50\%$ | | $\tau = 75\%$ | |
|-------------------------------|---------------|------------------------|---------------|------------------------|---------------|------------------------|
| | Coefficient | Robust SE [†] | Coefficient | Robust SE [†] | Coefficient | Robust SE [†] |
| Constant | -32.326** | 15.413 | -32.897*** | 11.654 | -33.302*** | 11.063 |
| Socioeconomic Factors | | | | | | |
| ln(TotalPop) | 0.707* | 0.407 | 0.806** | 0.353 | 0.875** | 0.368 |
| ln(IrrArea) | 0.082 | 0.067 | 0.048 | 0.051 | 0.024 | 0.050 |
| ln(AgVA) | 2.903 | 1.871 | 2.789** | 1.406 | 2.708** | 1.272 |
| ln(IndVA) | 0.223 | 0.229 | 0.343** | 0.175 | 0.428** | 0.177 |
| ln(AgVA) ² | -0.091 | 0.058 | -0.088** | 0.043 | -0.085** | 0.039 |
| ln(IndVA) ² | -0.006 | 0.007 | -0.010** | 0.005 | -0.013** | 0.005 |
| Sewage Infrastructures | | | | | | |
| ln(SewA) | -0.061 | 0.048 | -0.058* | 0.035 | -0.055* | 0.033 |
| ln(SewB) | -0.013** | 0.007 | -0.015*** | 0.004 | -0.016*** | 0.004 |
| Natural Factors | | | | | | |
| ln(GWLevel) | 0.013* | 0.008 | 0.010* | 0.006 | 0.008* | 0.005 |
| ln(Precip) | 0.005 | 0.018 | -0.016 | 0.016 | -0.032* | 0.019 |
| Chi square | 33.90*** | | 49.12*** | | 63.93*** | |

*, **, *** are respectively indicating significancy at 10%, 5% and 1%.

[†] Clustered robust standard errors.

۳-۲-۱- اثرات ناشی از رشد جمعیت

مطابق با جدول (۹) ضرایب متغیر لگاریتم جمعیت (ln(TotalPop)) به ازای هر سه کوانتایل ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصد به ترتیب در سطوح ده، یک و یک درصد معنی‌دار و برابر با ۰.۷۰۷، ۰.۸۰۶ و ۰.۸۷۵ می‌باشد. این ضرایب یعنی به ازای کوانتایل‌های ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصد هر یک درصد افزایش در جمعیت به ترتیب به افزایش ۰.۷۰۷، ۰.۸۰۶ و ۰.۸۷۵ درصدی شاخص کیفیت منتهی می‌شود که به معنی بدتر شدن وضعیت کیفی منابع آب زیرزمینی است. این مقادیر از اثرگذاری به ازای هر سه کوانتایل در مقایسه با سایر ضرایب جزء بزرگترین ضرایب بحساب می‌آیند که این بیانگر اثر قابل توجهی است که رشد جمعیت می‌تواند بر کیفیت منابع آب زیرزمینی داشته باشد. با این حال در استان‌هایی که کیفیت آب زیرزمینی بالایی دارند و شاخص کیفیتشان اندک است اثرگذاری جمعیت بر کیفیت آب زیرزمینی به مراتب مهم‌تر از اثرگذاری آن در استان‌هایی است که آب‌های

زیرزمینی‌شان کیفیت متوسط و یا کمی دارد زیرا به ازای کوانتایل ۲۵ درصد با توجه به بی‌معنی بودن سایر ضرایب برآوردی، عامل جمعیت عملاً جزء اصلی‌ترین عوامل در افت کیفی منابع آب زیرزمینی بحساب می‌آید.

۳-۲-۲- اثرات ناشی از فعالیت‌های کشاورزی

همانطور که از جدول (۹) مشخص است ضرایب سه متغیر لگاریتم سطح زیرکشت ($\ln(\text{IrrArea})$)، سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی ($\ln(\text{AgVa})$) و توان دوم لگاریتم سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی ($\ln(\text{AgVa})^2$) به ازای کوانتایل ۲۵ درصد در هیچ سطحی معنی‌دار نمی‌باشند. در نتیجه در نواحی که شاخص کیفیت آب زیرزمینی اندک است و این منابع از کیفیت بالایی برخوردار می‌باشند فعالیت‌های کشاورزی در مقیاس استانی اثر معنی‌داری بر کیفیت آب‌های زیرزمینی نداشته‌اند. این موضوع عمدتاً ناشی از این است که جز در استان مازندران و تا حدودی گیلان در سایر استان‌هایی که کیفیت آب زیرزمینی بالایی دارند (نظیر کرمانشاه، لرستان، کردستان، کهگیلویه و بویراحمد و چهارمحال بختیاری) فعالیت‌های کشاورزی هم از نظر سطح زیرکشت و هم از نظر ارزش افزوده محدودتر از سایر استان‌ها می‌باشند و علاوه بر آن کشاورزی دیم که مصرف کود و سموم شیمیایی بسیار کمتری نسبت به کشاورزی آبی دارد نیز اغلب سهم بسیار بالایی در فعالیت‌های کشاورزی این استان‌ها دارد (Ministry of Agriculture Jihad, 2020). بنابراین دور از انتظار نیست که آثار سوء فعالیت‌های کشاورزی بر آب‌های زیرزمینی در این استان‌ها بیشتر محدود به مقیاس‌های جغرافیایی خرد باشد و در مقیاس کلان استانی این آثار بی‌معنی باشند. ضرایب متغیر $\ln(\text{IrrArea})$ به ازای کوانتایل‌های ۵۰ و ۷۵ درصد نیز بی‌معنی است و در نتیجه تغییرات سطح زیرکشت اساساً اثر معنی‌داری بر تغییرات سطح کیفیت منابع آب زیرزمینی برجای نمی‌گذارد. با این حال ضرایب متغیر $\ln(\text{AgVa})$ به ازای کوانتایل‌های ۵۰ و ۷۵ درصد در سطح ۵ درصد معنی‌دار و به ترتیب برابر با ۲.۷۸۹ و ۲.۷۰۸ می‌باشند که هر دو از نظر مقداری جزء بزرگترین ضرایب برآوردی بحساب می‌آیند و این موضوع بیانگر نقش چشمگیر رشد اقتصادی در بخش کشاورزی بر افزایش آلودگی منابع آب زیرزمینی در استان‌های دارای آب‌های با کیفیت متوسط و پایین نظیر استان‌های واقع در حوضه‌های آبریز فلات مرکزی (نظیر اصفهان، یزد، سمنان، خراسان رضوی)، خلیج فارس و دریای عمان (نظیر خوزستان، بوشهر، هرمزگان، سیستان و بلوچستان) و دریاچه ارومیه (نظیر اذربایجان شرقی و غربی) است. در واقع رشد اقتصادی در بخش کشاورزی ایران از آنجایی که اغلب با افزایش مصرف نهاده‌های شیمیایی نظیر کود و انواع سموم همراه است (Najafabadi et al., 2022) به قیمت افت کیفیت منابع آب زیرزمینی در این نواحی تمام شده است.

متغیر $\ln(\text{AgVa})^2$ نیز به ازای کوانتایل‌های ۵۰ و ۷۵ درصد در سطح پنج درصد معنی‌دار و به ترتیب برابر با ۰.۰۸۸- و ۰.۰۸۵- می‌باشند که با توجه به جدول (۳) به معنی برقرار بودن فرضیه‌ی کوزنتس میان رشد اقتصادی در بخش کشاورزی و کیفیت منابع آب زیرزمینی در این نواحی می‌باشد. این یعنی با تداوم رشد اقتصادی در بخش کشاورزی به تدریج از آثار سوء آن بر کیفیت منابع آب زیرزمینی کاسته می‌شود. یکی از اصلی‌ترین عللی که می‌تواند به برقراری فرضیه محیط زیستی کوزنتس میان بخش کشاورزی و بخش آب کمک شایانی بکند افزایش بکارگیری سامانه‌های نوین آبیاری است (Hosseinzadeh et al., 2022) که با کاهش حجم زهاب کشاورزی می‌تواند به تدریج از آثار سوء ناشی از فعالیت‌های کشاورزی بر کیفیت منابع آب زیرزمینی بکاهد.

۳-۲-۳- اثرات ناشی از فعالیت‌های صنعتی

دو متغیر لگاریتم سرانه ارزش افزوده بخش صنعت ($\ln(\text{IndVa})$) و توان دوم آن ($\ln(\text{IndVa})^2$) متغیرهایی هستند که اثرات ناشی از فعالیت‌های صنعتی بر روی وضعیت کیفی منابع آب زیرزمینی را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. ضریب متغیر $\ln(\text{IndVa})$ به ازای کوانتایل ۲۵ درصد در هر سطحی از نظر آماری بی‌معنی است ولی به ازای کوانتایل‌های ۵۰ و ۷۵ درصد دارای ضرایبی معنی‌دار در سطح پنج درصد می‌باشد که به ترتیب برابر هستند با ۰.۴۲۸ و ۰.۴۲۸ و بیانگر افزایش ۰.۳۴۳ و ۰.۴۲۸ درصدی در

شاخص کیفیت آب زیرزمینی در پی وقوع هر یک درصد رشد اقتصادی در بخش صنعت می‌باشند. نحوه جانمایی صنایع سنگین در ایران یکی از عوامل مهم اثرگذار بر کیفیت منابع آب زیرزمینی است (Maghrebi et al., 2021) و از آنجایی که این صنایع اغلب در محدوده‌ی حاشیه خلیج فارس و بخش‌هایی از فلات مرکزی متمرکز شده‌اند بنابراین انتظار می‌رود که یکی از اصلی‌ترین دلایل معنی‌دار بودن ضرایب $\ln(\text{IndVa})$ به ازای کوانتایل‌های ۵۰ و ۷۵ درصد نیز همین شیوه‌ی جانمایی فعالیت‌های صنعتی باشد. همچنین لازم به توجه است که ضرایب برآوردی برای متغیر $\ln(\text{IndVa})$ به طور قابل ملاحظه‌ای کوچکتر از ضرایب $\ln(\text{TotalPop})$ و $\ln(\text{AgVa})$ می‌باشند که یعنی لااقل از نظر آن دسته از پارامترهای کیفی که در ساخت شاخص کیفیت آب زیرزمینی بکار گرفته شده‌اند فعالیت‌های صنعتی به طور کلی فعالیت‌های پاکیزه‌تری نسبت به سایر فعالیت‌های انسانی بحساب می‌آیند. متغیر $\ln(\text{IndVa})^2$ نیز به ازای هر دو کوانتایل ۵۰ و ۷۵ درصد در سطح ۵ درصد معنی‌دار و برابر با -0.010 و -0.013 می‌باشد. بنابراین فرضیه محیط زیستی کوزنتس در خصوص ارتباط میان رشد اقتصاد صنعتی و افزایش آلودگی منابع آب زیرزمینی در استان‌هایی که از سطوح متوسط و یا پایینی از کیفیت آب‌های زیرزمینی برخوردار هستند نظیر اصفهان، یزد، خراسان رضوی و خوزستان برقرار می‌باشد که یعنی رشد اقتصادی در بخش صنعت در این نواحی به افزایش آلودگی منابع آب زیرزمینی منتهی می‌شود ولی این اثر سوء به تدریج با افزایش رشد اقتصادی در این بخش کاهش می‌یابد.

۳-۲-۴- اثرات ناشی از توسعه زیرساخت‌های فاضلاب

نتایج جدول (۹) نشان می‌دهد که ضرایب رگرسیونی برآورد شده برای متغیر لگاریتم شاخص ترکیبی توسعه‌یافتگی زیرساخت‌های تصفیه فاضلاب ($\ln(\text{SewA})$) برای کوانتایل‌های ۵۰ و ۷۵ درصد در سطح ده درصد معنی‌دار و به ترتیب برابر با -0.058 و -0.055 می‌باشد. این یعنی به ازای این دو کوانتایل با هر یک درصد افزایش در توسعه‌یافتگی زیرساخت‌های تصفیه فاضلاب مقدار شاخص کیفیت به ترتیب به اندازه‌ی 0.058 و 0.055 درصد کاهش می‌یابد که این بیانگر اثر معنی‌داری است که جلوگیری از رهاسازی انواع فاضلاب شهری و صنعتی به محیط زیست و زمینه‌سازی به منظور بازچرخانی آب می‌تواند در ارتقاء کیفی منابع آب زیرزمینی داشته باشد. توسعه‌ی زیرساخت‌های تصفیه فاضلاب بر بهبود کیفیت منابع آب زیرزمینی در نواحی دارای آب‌های زیرزمینی با کیفیت متوسط و پایین می‌باشد. ضرایب مربوط به لگاریتم شاخص ترکیبی توسعه‌یافتگی زیرساخت‌های پوشش و جمع‌آوری ($\ln(\text{SewB})$) نیز به ازای هر سه کوانتایل ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصد در سطح یک درصد معنی‌دار و به ترتیب برابر با -0.013 ، -0.015 و -0.016 می‌باشد. همانطور که از مقایسه ضرایب برآوردی برای دو متغیر $\ln(\text{SewA})$ و $\ln(\text{SewB})$ مشخص است قدرمطلق ضرایب برآوردی برای $\ln(\text{SewA})$ حدوداً پنج برابر بزرگتر از قدر مطلق ضرایب برآوردی برای $\ln(\text{SewB})$ می‌باشند که یعنی همانطور که انتظار می‌رود توسعه زیرساخت‌های تصفیه فاضلاب اثر به مراتب بیشتری از توسعه زیرساخت‌های پوشش و جمع‌آوری فاضلاب بر بهبود وضعیت کیفی منابع آب زیرزمینی دارد.

۳-۲-۵- اثرات عوامل طبیعی

از میان ضرایب برآوردی برای متغیر لگاریتم ارتفاع بارش ($\ln(\text{Precip})$) تنها ضریب برآوردی به ازای کوانتایل ۷۵ درصد در سطح ده درصد معنی‌دار است و ضرایب برآورد شده به ازای سایر کوانتایل‌ها در هر سطحی بی‌معنی می‌باشند. متغیر لگاریتم عمق منابع آب زیرزمینی ($\ln(\text{GWLevel})$) نیز به ازای هر سه کوانتایل ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصد دارای ضرایبی معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد می‌باشد که به ترتیب برابر هستند با 0.013 ، 0.010 و 0.008 . این اثرات معنی‌دار یعنی کیفیت آب‌های زیرزمینی از کمیّت آن جدا نمی‌باشد و افزایش عمق آب‌های زیرزمینی به افت کیفیت این منابع منتهی می‌شود. اگرچه علل وجود این رابطه در هر آبخوان و در هر حوضه آبریز می‌تواند متفاوت باشد ولی برخی از عواملی که می‌توان در این راستا برشمرد عبارت‌اند از نفوذ آب شور (عموماً در نزدیکی سواحل و یا دریاچه‌های نمکی) در پی افزایش عمق آب‌های زیرزمینی (Ebrahimi et al., 2016)، مختل شدن اندرکنش آبخوان با جریان‌ات سطحی (Mirmohammad Sadeghi, 2018)، افزایش غلظت آلاینده‌ها در پی کاهش

حجم آب زیرزمینی (Uhl et al., 2022) و یا حتی برخوردار بودن لایه‌های پایینی آبخوان‌ها از مواد معدنی آلاینده (Pak and Mohseni Movahhed, 2017).

۴- نتیجه‌گیری

اگرچه در گذشته مطالعات متعددی به ارزیابی وضعیت کیفی منابع آب زیرزمینی در اقصی نقاط ایران پرداخته‌اند ولی تابحال مطالعه‌ای در صدد پاسخ به این سوال برنیامده که فعالیت‌های انسانی چگونه و تا چه میزان بر سطح کیفی این منابع اثرگذار هستند. این خلاء عملاً باعث شده تا آثار ناشی از عوامل مختلف انسانی نظیر رشد اقتصادی، رشد جمعیت و مدیریت فاضلاب بر وضع کیفی منابع آب زیرزمینی نامشخص باشد و در نتیجه برنامه‌ریزی در خصوص هر یک از این عوامل با در نظر گرفتن تعاملات آن با کیفیت آب‌های زیرزمینی نیز دچار ابهام باشد. به منظور پر کردن این خلاء، در این مطالعه ابتدا اقدام به ساخت شاخص کیفیت آب زیرزمینی شد و سپس تلاش شد تا با بکارگیری الگوهای رگرسیون کوانتایل میزان اثرگذاری عوامل مختلف بر تغییرات کیفی منابع آب زیرزمینی مورد ارزیابی و بررسی قرار بگیرد. نتایج حاصل از الگوسازی نشان داد که در استان‌های دارای سطوح متوسط و یا زیادی از شاخص کیفیت، اصلی‌ترین عامل آلوده‌کننده آب‌های زیرزمینی رشد اقتصادی در بخش کشاورزی می‌باشد به طوری که به طور متوسط هر یک درصد رشد اقتصادی در بخش کشاورزی شاخص کیفیت را حدوداً ۲.۷ درصد افزایش می‌دهد. به همین سبب مدیریت کیفی منابع آب زیرزمینی در این استان‌ها تا حد زیادی وابسته به مدیریت مصرف نهاده‌هایی نظیر کود شیمیایی و سم می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج الگوسازی افزایش عمق منابع آب زیرزمینی نیز به تنزل کیفیت این منابع منتهی می‌شود و از آنجایی که فعالیت‌های کشاورزی یکی از عوامل اثرگذار بر نوسانات عمق منابع آب زیرزمینی بحساب می‌آیند بنابراین افزایش بهره‌وری آب در بخش کشاورزی اگر همراه با کاهش کل حجم برداشت از آب‌های زیرزمینی باشد می‌تواند به طور غیرمستقیم باعث حفاظت از شرایط کیفی این منابع بشود. البته لازم به ذکر است که افزایش بهره‌وری آب در بخش کشاورزی می‌بایست با مدیریت سطح زیرکشت همراه بشود تا همانند بسیاری از تجربیات شکست خورده‌ی قبلی اثر معکوس بر عمق و کیفیت منابع آب زیرزمینی برجای نگذارد.

بر اساس نتایج حاصل از الگوی کوانتایل در استان‌های دارای سطوح متوسط و زیادی از شاخص کیفیت، رشد اقتصادی در بخش صنعت و معدن نیز تاثیر معنی‌داری بر آلودگی منابع آب زیرزمینی برجای می‌گذارد که البته میزان اثرگذاری آن نسبت به اثرگذاری رشد اقتصادی در بخش کشاورزی به مراتب کمتر است به طوری که هر یک درصد رشد اقتصادی در این بخش تنها در حدود ۰.۳۴۳ الی ۰.۴۲۸ درصد به افزایش شاخص کیفیت منتهی می‌شود. از آنجایی که منشأ آلودگی بخش صنعت و معدن عموماً به تولید فاضلاب صنعتی باز می‌گردد بنابراین ارتقاء زیرساخت‌های تصفیه‌ی فاضلاب می‌تواند یک راهکار موثر به منظور مدیریت پساب صنعتی بحساب بیاید. علاوه بر این، ارتقاء زیرساخت‌های فاضلاب بستری برای پیاده‌سازی اقتصاد چرخشی و بازچرخانی آب را فراهم می‌آورد که به طور اخص در استان‌های دارای تنش آبی می‌تواند به کاهش فشار تقاضا از روی منابع آب زیرزمینی منتهی بشود و به طور غیرمستقیم کیفیت منابع آب زیرزمینی را افزایش بدهد. از آنجایی که بر اساس نتایج الگوسازی هر یک درصد افزایش در شاخص‌های ترکیبی توسعه‌یافتگی زیرساخت‌های تصفیه و جمع‌آوری فاضلاب به ترتیب ۰.۰۵ و ۰.۰۱ درصد شاخص کیفیت را کاهش می‌دهند بنابراین می‌توان گفت که ارتقاء این زیرساخت‌ها در عمل نیز توانسته تا آثار سوء ناشی از انواع پساب شهری و صنعتی را به طور معنی‌داری کاهش بدهد. به همین سبب می‌توان گفت که آثار سوء ناشی از جمعیت که هر یک درصد رشد آن به طور متوسط ۰.۷۹ درصد شاخص کیفیت را افزایش داده نیز از طریق افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های فاضلاب تا حدودی قابل مدیریت می‌باشد.

۵- پی‌نوشت

¹ Panel data

-
- ² Location-Scale families
 - ³ Independent and Identically Distributed (iid)
 - ⁴ Generalized Method of Moments (GMM).
 - ⁵ Location function
 - ⁶ Scale function
 - ⁷ Spatial weight matrix
 - ⁸ Contiguity
 - ⁹ Elasticity
 - ¹⁰ Quartile

نسخه آماده انتشار

- Abbasnia, A., Yousefi, N., Mahvi, A. H., Nabizadeh, R., Radfard, M., Yousefi, M., & Alimohammadi, M. (2019). Evaluation of groundwater quality using water quality index and its suitability for assessing water for drinking and irrigation purposes: Case study of Sistan and Baluchistan province (Iran). *Human and Ecological Risk Assessment: An International Journal*, 25(4), 988–1005.
- Amiri, V., Kamrani, S., Ahmad, A., Bhattacharya, P., & Mansoori, J. (2021). Groundwater quality evaluation using Shannon information theory and human health risk assessment in Yazd province, central plateau of Iran. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(1), 1108–1130.
- Amiri, V., Rezaei, M., & Sohrabi, N. (2014). Groundwater quality assessment using entropy weighted water quality index (EWQI) in Lenjanat, Iran. *Environmental Earth Sciences*, 72(9), 3479–3490.
- Badeenezhad, A., Tabatabaee, H. R., Nikbakht, H.-A., Radfard, M., Abbasnia, A., Baghapour, M. A., & Alhamd, M. (2020). Estimation of the groundwater quality index and investigation of the affecting factors their changes in Shiraz drinking groundwater, Iran. *Groundwater for Sustainable Development*, 11, 100435.
- Barzegar, R., Asghari Moghaddam, A., Soltani, S., Fijani, E., Tziritis, E., & Kazemian, N. (2019). Heavy metal(loid)s in the groundwater of Shabestar area (NW Iran): Source identification and health risk assessment. *Exposure and Health*, 11(4), 251–265.
- 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*.
- Choi, J., Hearne, R., Lee, K., & Roberts, D. (2015). The relation between water pollution and economic growth using the environmental Kuznets curve: a case study in South Korea. *Water International*, 40(3), 499–512.
- Danielopol, D. L., Griebler, C., Gunatilaka, A., & Notenboom, J. (2003). Present state and future prospects for groundwater ecosystems. *Environmental Conservation*, 30(2), 104–130.
- Dasgupta, S., Laplante, B., Wang, H., & Wheeler, D. (2002). Confronting the environmental Kuznets curve. *The Journal of Economic Perspectives*, 16(1).
- Ebrahimi, M., Kazemi, H., Ehtashemi, M., & Rockaway, T. D. (2016). Assessment of groundwater quantity and quality and saltwater intrusion in the Damghan basin, Iran. *Geochemistry*, 76(2), 227–241.
- Ghobaishavi, F., Akbari, A., Dadras Moghadam, & Hoseini, S. M. (2021). Urbanization, water pollution and economic growth in provinces of Iran with spatial panel approach. *Journal of Water and Wastewater*, 32(6), 48–57. (In Persian).
- Givi, M., Jahangiri-Rad, M., & Tashauoei, H. (2020). Assessment of groundwater quality in the Jajrood river basin, Tehran, Iran: A coupled physicochemical and hydrogeochemical study. *Journal of Advances in Environmental Health Research*, 9(3), 237–254.
- Glanville, K., Sheldon, F., Butler, D., & Capon, S. (2023). Effects and significance of groundwater for vegetation: A systematic review. *Science of The Total Environment*, 875, 162577.
- Gnangnon, S. K. (2023). Effect of the shadow economy on Tax reform in developing countries. *Economies*, 11(3), 96.
- Hosseinzadeh Talace, P. (2015). Analysis of groundwater quality in the northwest of Iran. *Desalination and Water Treatment*, 56(9), 2323–2334.
- Hosseinzadeh, M., Saghalian, 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.
- 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.
- Koch, J., Gottfredsen, J., Schneider, R., Troldborg, L., Stisen, S., & Henriksen, H. J. (2021). High resolution water table modeling of the shallow groundwater using a Knowledge-Guided Gradient Boosting Decision Tree model. *Frontiers in Water*, 3, 701726.

- Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1), 74–89.
- Land, E., & Peters, C. N. (2023). Groundwater impacts on stream biodiversity and communities: a review. *Journal of Freshwater Ecology*, 38(1).
- Lee, C. C., Chiu, Y. Bin, & Sun, C. H. (2010). The environmental Kuznets curve hypothesis for water pollution: Do regions matter? *Energy Policy*, 38(1), 12–23.
- 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.
- Li, H., Calder, C. A., & Cressie, N. (2007). Beyond Moran's I: Testing for spatial dependence based on the spatial autoregressive model. *Geographical Analysis*, 39(4), 357–375.
- Li, M., Wang, J., & Chen, Y. (2019). Evaluation and influencing factors of sustainable development capability of agriculture in countries along the Belt and Road route. *Sustainability*, 11(7), 2004.
- Li, P., Karunanidhi, D., Subramani, T., & Srinivasamoorthy, K. (2021). Sources and consequences of groundwater contamination. *Archives of Environmental Contamination and Toxicology*, 80(1), 1–10.
- Liu, H., & Song, Y. (2020). Financial development and carbon emissions in China since the recent world financial crisis: Evidence from a spatial-temporal analysis and a spatial Durbin model. *Science of The Total Environment*, 715, 136771.
- Machado, J. A. F., & Santos Silva, J. M. C. (2019). Quantiles via moments. *Journal of Econometrics*, 213(1), 145–173.
- Maghrebi, M., Noori, R., Partani, S., Araghi, A., Barati, R., Farnoush, H., & Torabi Haghighi, A. (2021). Iran's groundwater hydrochemistry. *Earth and Space Science*, 8(8).
- Mahaqi, A. (2021). Groundwater quality for drinking and agricultural purposes, Saleh Abad (NE Iran): geochemical and statistical approaches. *Carbonates and Evaporites*, 36(3), 58.
- Ministry of Agriculture Jihad. (2020). 2018-2019 Statistical yearbook of Agriculture, Retrieved from: <https://amar.maj.ir/page-amar/FA/65/form/pId3352>.
- Mirmohammad Sadeghi, M., Ebrahimi, B., & Pasandi, M. (2018). Groundwater depletion and stream-aquifer interaction (Case study: The Najafabad Aquifer in Zayandehroud River basin). *Water and soil science*, 22(2), 107-125. (In Persian).
- Mirzavand, M., Ghasemieh, H., Javad Sadatinejad, S., & Bagheri, R. (2020). Delineating the source and mechanism of groundwater salinization in crucial declining aquifer using multi-chemo-isotopes approaches. *Journal of Hydrology*, 586, 124877.
- 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.
- Nasrabadi, T., Nabi Bidhendi, G. R., Karbassi, A. R., Hoveidi, H., Nasrabadi, I., Pezeshk, H., & Rashidinejad, F. (2009). Influence of Sungun copper mine on groundwater quality, NW Iran. *Environmental Geology*, 58(4), 693–700.
- Nassiri, M., & Mehdinejad, M. H. (2022). Groundwater quality assessment of north of Iran (Golestan Province) using multivariate factor analysis and GIS techniques. *Water Practice and Technology*, 17(6), 1284–1293.
- Noori, R., Hooshyaripor, F., Javadi, S., Dodangeh, M., Tian, F., Adamowski, J. F., Berndtsson, R., Baghvand, A., & Klöve, B. (2020). PODMT3DMS-Tool: proper orthogonal decomposition linked to the MT3DMS model for nitrate simulation in aquifers. *Hydrogeology Journal*, 28(3), 1125–1142.
- Noori, R., Maghrebi, M., Mirchi, A., Tang, Q., Bhattarai, R., Sadegh, M., Noury, M., Torabi Haghighi, A., Klöve, B., & Madani, K. (2021). Anthropogenic depletion of Iran's aquifers. *Scientific Reports*, 11(8), 25.
- Pak, Z., & Mohseni Movahhed, S. (2017). The effects of excessive withdrawal and recent droughts on Saveh Plain aquifer. *Iran-Water Resources Research*, 13(4), 154-160. (In Persian).
- Paolo Miglietta, P., De Leo, F., & Toma, P. (2017). Environmental Kuznets curve and the water footprint: an empirical analysis. *Water and Environment Journal*, 31(1), 20–30.
- Pashaeifar, M., Dehghanzadeh, R., Ramazani, M. E., Rafieyan, O., & Nejaei, A. (2021). Spatial and temporal assessment of groundwater quality and hydrogeochemical processes in Urmia Lake Basin, Iran. *Water Supply*, 21(8), 4328–4342.

- Paudel, K. P., Zapata, H., & Susanto, D. (2005). An empirical test of environmental Kuznets curve for water pollution. *Environmental and Resource Economics*, 31(3), 325–348.
- 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.
- Saatsaz, M., Sulaiman, W. N. A., Eslamian, S., & Mohammadi, K. (2013). Hydrogeochemistry and groundwater quality assessment of Astaneh-Kouchesfahan Plain, Northern Iran. *International Journal of Water*, 7(1/2), 44.
- Sadeghi, S. H., Nouri, H., & Faramarzi, M. (2017). Assessing the spatial distribution of rainfall and the effect of altitude in Iran (Hamadan Province). *Air, Soil and Water Research*, 10.
- Seidmohammadi, A., Sharifi, Z., Faradmal, J., Norouzi, H. A., Rafati, Lida, Aleseyyed, S. B., & Asadi, F. (2020). Assessment of groundwater quality in west metropolitan of Iran: An application of GIS and modeling. *Environmental Quality Management*, 29(4), 59–72.
- Sheikhy Narany, T., Ramli, M. F., Aris, A. Z., Sulaiman, W. N. A., & Fakharian, K. (2014). Spatiotemporal variation of groundwater quality using integrated multivariate statistical and geostatistical approaches in Amol–Babol Plain, Iran. *Environmental Monitoring and Assessment*, 186(9), 5797–5815.
- Shin, J., You, H., Kaown, D., Koh, E. H., Lee, S., Lim, C. Y., & Lee, K. K. (2021). Investigating distribution of nitrate concentration using ensemble nonparametric quantile regression. *Science of The Total Environment*, 777, 146098.
- Tarawneh, M. S. M., Janardhana, M. R., & Ahmed, M. M. (2019). Hydrochemical processes and groundwater quality assessment in North eastern region of Jordan valley, Jordan. *HydroResearch*, 2, 129–145.
- Thompson, A., & Thompson, A. (2014). Environmental Kuznets curve for water pollution: The case of border countries. *Modern Economy*, 5(1), 66–69.
- Uhl, A., Hahn, H. J., Jäger, A., Luftensteiner, T., Siemensmeyer, T., Döll, P., Noack, M., Schwenk, K., Berkhoff, S., Weiler, M., Karwautz, C., & Griebler, C. (2022). Making waves: Pulling the plug—Climate change effects will turn gaining into losing streams with detrimental effects on groundwater quality. *Water Research*, 220, 118649.
- Uribe, J. M., & Guillen, M. (2020a). *Quantile regression: A methodological overview*. In *Quantile Regression for Cross-Sectional and Time Series Data* (pp. 13–19). Cham: Springer.
- Uribe, J. M., & Guillen, M. (2020b). *Why and when should quantile regression be used?* In *Quantile Regression for Cross-Sectional and Time Series Data* (pp. 1–5). Cham: Springer.
- Vesali Naseh, M., Noori, R., Berndtsson, R., Adamowski, J., & Sadatipour, E. (2018). Groundwater pollution sources apportionment in the Ghaen plain, Iran. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15(1), 172.
- Waldmann, E. (2018). Quantile regression: A short story on how and why. *Statistical Modelling*, 18(3–4), 203–218.
- World Health Organization. (1997). *Guidelines for drinking water quality. Recommendations* (4th ed.). World Health Organization.

Quantification of anthropogenic factors affecting Iran's groundwater quality: Application of method of moments quantile regression

Soorena Naderi³ | Ali Moridi⁴✉

Abstract

Until now, various studies have been conducted regarding the quality of groundwater resources in Iran, however, few researchers have paid attention to the assessment of the role of different anthropogenic factors in the decrease of the quality of these resources. In this study, in order to fill this gap, the groundwater quality index was first calculated for all provinces of Iran between 2013 to 2019, and then by using a novel approach in estimating quantile regression, the influences of anthropogenic factors on the quality index were measured. Furthermore, to investigate the role and impact of sewage infrastructures on the quality of groundwater, two composite indices for the development of sewage treatment and collection infrastructures have been calculated by Entropy method. The findings of the study illustrate that in areas with high quality groundwater, the main factor affecting the quality of groundwater is the population, so that one percent growth in it increases the quality index by 0.71 percent. In places with medium and low-quality groundwater, the main factor in the quality decline of these resources is the economic growth of the agricultural sector. In fact, each percent growth in the economy of the agricultural sector amplifies the quality index by more than 2.5 percent. Other influential factors in these areas are population growth and economic growth of industry and mining sector. One percent growth in the composite indicators of the development of sewage treatment and collection infrastructure has also lessened the quality index by 0.05 and 0.01 percent on average. According to the results of the study, reducing input intensity in the agricultural sector and upgrading the sewage infrastructure are the main possible solutions regarding the quality management of groundwater resources in Iran.

Keywords: Composite Index - Generalized Method of Moments - Groundwater Quality Index - Sewage Infrastructures

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