

آزمون فرضیه اثر خشکسالی تولید در استان‌های ایران: مدل فضایی SAR

سید پرویز جلیلی کامجو^{۱*}

۱- استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم انسانی دانشگاه آیت الله ... بروجردی

(تاریخ دریافت ۹۷/۱۰/۰۵ - تاریخ پذیرش ۹۷/۱۱/۲۶)

چکیده:

اثر خشکسالی به مفهوم کمبود آب ناشی از رخداد خشکسالی، به این موضوع می‌پردازد که با ثابت در نظر گرفتن سایر شرایط، یک درصد محدودیت در دسترسی به آب چند درصد رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. در دهه‌های اخیر اقتصاددانان محیط‌زیست در پی پاسخ به این سؤال بودند که آیا سطحی از مصرف و تخلیه منابع آب وجود دارد که تاثیر مثبت آب بر تولید را معکوس نماید؟ در این پژوهش با کاربرد مدل پانل پویای تصادفی با کاربرد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی SAR-DPD-GMM در دوره ۱۳۸۳-۱۳۹۶ در ۳۰ استان اثر آستانه‌ای استخراج منابع آب زیرزمینی بر تولید ناخالص داخلی حقیقی آزمون شد. نتایج نشان داد، منابع آب زیرزمینی در سطح و مجذور دارای ضریب ۵۵۶/۷۳۱۱ و ۰/۰۶۵- هستند، به طوری که حد آستانه استخراج ۴۲/۸۲۵ میلیارد مترمکعب در سال برآورد شد. استخراج بیش از این حد آستانه دارای تاثیرات منفی محیط‌زیستی، اقتصادی، اجتماعی و سیاسی در بین استان‌ها است که منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی حقیقی در بین استان‌های ایران می‌گردد. به این ترتیب فرضیه اثر خشکسالی در استان‌های ایران رد نمی‌گردد. همچنین ردپای بشر در منابع آب زیرزمینی قابل مشاهده است. متغیر فضایی SAR دارای ضریب ۰/۱۰۶۴ است که نشان داد تخلیه یک حوضه آبریز که موقعیت جغرافیای آن از بُعد محیط‌زیستی مستقل از تقسیمات سیاسی است، دارای تاثیرات فضایی بر تولید ناخالص داخلی حقیقی استان‌های مجاور است. پیشنهاد می‌گردد با کنترل رانت مجاز و غیر مجاز آب با بهره‌گیری از مالکیت موقت به جای مالکیت دائمی و استفاده از ابزار بازار آب با کنترل سمت تقاضا و تقویت تولید اقتصادی آب در سمت عرضه، استخراج منابع آب زیرزمینی در بین استان‌ها به کمتر از حد آستانه کاهش یابد، تا تبعات منفی استخراج مازاد منابع آب زیرزمینی صفر گردد.

کلید واژگان: اثر خشکسالی، عرضه و تقاضای آب، فرضیه ردپای بشر، مدل فضایی SAR.

۱. مقدمه

مبتنی بر تئوری‌های توسعه پایدار افزایش رشد اقتصادی به قیمت تخلیه منابع آب زیرزمینی یک گام به عقب محسوب می‌گردد (Duart *et al.*, 2014). تحلیل داده‌های آب در ایران نشان می‌دهد که ردپای بشر برای نیل به رشد اقتصادی بالاتر در منابع آبی ایران باقی‌مانده است. فرضیه ردپای بشر بیان می‌دارد که توسعه نباید دارای اثرات تخریب و تخلیه محیط‌زیستی باشد و نباید اثرات سوء حرکت بشر در مسیر توسعه در محیط زیست باقی بماند و به نسل‌های بعد منتقل گردد، که در حالت تخصصی‌تر همان مفهوم توسعه پایدار است. دسترسی به آب مسیر بلند مدت و چشم‌انداز توسعه یک کشور را تحت تاثیر قرار می‌دهد (Rowan *et al.*, 2018). تقاضای آب در بخش‌های ۵ گانه، سالیانه یک درصد رشد می‌کند و پیش‌بینی می‌شود این رشد تا دو دهه آینده ادامه داشته باشد (WWAP, 2018). به طوری که تقاضای آب در ۱۰۰ سال گذشته تقریباً ۶ برابر شده است (Wada *et al.*, 2016). به این ترتیب عدم توازن بین عرضه فیزیکی و عرضه اقتصادی آب با تقاضای آب در پنج بخش مسکونی- تجاری، صنعتی- معدنی، کشاورزی، گردشگری و محیط‌زیست، منابع آب زیرزمینی را به مهم‌ترین متغیر محیط‌زیستی تبدیل نموده است (Jalili, 2018). اثر خشکسالی به مفهوم کمبود آب ناشی از رخداد خشکسالی، موضوعی است که اقتصاددانان محیط‌زیست و طرفداران توسعه پایدار در دهه اخیر توجه ویژه‌ای به آن داشته‌اند و به این معنی است که یک درصد محدودیت دسترسی به آب (کمبود

آب)، با ثابت بودن سایر متغیرهای موثر در رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، چند درصد رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (Sadoff *et al.*, 2015). افزایش تقاضای آب به دلیل افزایش جمعیت، افزایش صنایع مصرف‌کننده آب، افزایش تولید محصولات کشاورزی، تمایل صعودی به صنعت گردشگری آبی و نا اطمینانی نزولات جوی، افزایش دمای زمین، انتقال بین حوضه‌ای آب و احداث سدهای بزرگ امنیت دسترسی به آب برای نیل به رشد اقتصادی پایدار را تحت تنش قرار داده است (Jalili, 2018). رابطه غیرخطی بین آب و رشد اقتصادی موضوع مهمی است که آینده اقتصاد کشورها به خصوص ایران تحت تاثیر آن است. Hemati و همکاران (۲۰۱۱) رابطه مثبت بین مصرف آب و رشد بخش صنعت در ایران را تایید نمودند. Khochiani و Jalili (۲۰۱۸) با استفاده از رگرسیون ناپارامتریک نادارایا - واتسون و علیت کرنلی نشان دادند که رابطه علیت در اقتصاد ایران از آب به رشد اقتصادی است. Gleick (۲۰۰۳) نشان داد که رابطه ضعیفی در سطح ملی بین آب و رشد اقتصادی وجود دارد. Xiangming و همکاران (۲۰۰۶)، نشان دادند که انتقال آب از جنوب به شمال می‌تواند سالیانه ۱/۵ درصد و تخصیص مجدد درون حوضه‌ای ۰/۳۸ درصد رشد اقتصادی چین را در دوره ۲۰۰۰-۲۰۶۰ افزایش می‌دهد. Duart و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از یک مدل تابع انتقال ملایم PSTR نشان دادند که فرضیه منحنی محیط‌زیستی آبی کوزنتس در داده‌های ترکیبی برای ۶۵ کشور رد نمی‌گردد. Katz (۲۰۱۵) رابطه غیرخطی بین آب و رشد اقتصادی را با استفاده از یک مدل ناپارامتریک در سرزمین‌های اشغالی اثبات نمود. Wada و همکاران

دهه‌های اخیر منابع تجدیدناپذیر (ذخایر استراتژیک) نیز مورد استفاده قرار گرفته است، که ممکن است نتایج غیرقابل جبران در پی داشته باشد (Shahedi & Talebi, 2017). تقریباً از ۱۹۸۰ به بعد محدودیت آب رشد اقتصاد جهان را کند کرده است و در ابعاد منطقه‌ای، برای رفع این مشکل سرعت استخراج شدیداً افزایش یافته است (Duarte et al., 2014). این محدودیت می‌تواند ناشی از عدم تخصیص بهینه منابع آب یا تخلیه منابع به دلیل استخراج غیر اقتصادی- محیط‌زیستی در دوره‌های قبل باشد (Katz, 2015). یکی از انتقادات کلاسیک‌های بدبین مانند مالتوس بر اصول اقتصاد کلاسیک، شکاف مالتوسین یا شکاف بین رشد محصولات کشاورزی و رشد جمعیت بود (Tafazoli, 2017)، امروز این نظریه قابل تعمیم به آب است. شکاف آبی مالتوس در حال وقوع است، زیرا رشد تقاضای نمایی آب به دلایل ذکر شده بسیار سریع‌تر از رشد عرضه آب رخ می‌دهد (Duarte et al., 2014)، و به دلیل محدودیت منابع آب، این شکاف عمیق‌تر و محسوس‌تر خواهد شد. تداوم شکاف آبی مالتوس، منجر به عدم تامین تقاضای آب، تخلیه گسترده منابع آبی که در طول میلیون‌ها سال ذخیره شده است و خشکسالی‌های متداوم خواهد شد که کاهش سود سرمایه‌داران، رفاه مردم، تخریب محیط‌زیست را در پی دارد و در نهایت ورشکستگی آبی اقتصاد را در پی خواهد داشت. Ricardo (۱۸۷۲) نیز انتقاد خود بر تئوری‌های اقتصاد کلاسیک را با محدودیت دسترسی به زمین مرغوب در مقابل زمین نامرغوب، نصیب صاحب زمین خواهد شد و افزایش شدت محدودیت زمین‌های مرغوب، رانت

(۲۰۱۶) با مدل‌سازی شرایط اقلیمی در قرن ۲۱ نشان دادند که با توجه به افزایش دمای زمین، کاهش عرضه فیزیکی آب و تقاضای صعودی آب، تنها راه نجات، راه حل مبتنی بر طبیعت (NBS) است. Dadson و همکاران (۲۰۱۸) رابطه U معکوس بین سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های آب و دسترسی به آب را برآورد نمودند. Rowan و همکاران (۲۰۱۸) نشان دادند که انتقال از تخصیص دولتی آب به تخصیص بازاری منجر به افزایش کارایی آب و تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی در استرالیا شده است. جمع‌بندی نتایج پیشینه پژوهش نشان داد که رابطه مثبت بین استخراج منابع آب و رشد اقتصادی در تمام مطالعات اثبات شده است. اما با توجه به کمبود آب در برخی مناطق، استخراج بیش از حد بهینه، دارای اثرات محیط‌زیستی، اجتماعی و سیاسی است که منجر به کاهش رشد اقتصادی مناطق مورد تنش شده است. نتایج رابطه علیت بین آب و رشد اقتصادی نیز در مطالعات مختلف نتایج متناقضی در پی داشته است. به این ترتیب نوآوری این پژوهش در سه سطح استفاده از داده‌های استانی آب، کاربرد مدل^۱ SAR-GMM-DPD و برآورد غیرخطی رابطه بین آب و تولید ناخالص داخلی است. رابطه غیرخطی بین آب و رشد اقتصادی در بیشتر مطالعات تایید شده است زیرا قیده‌های محیط‌زیستی و اقتصادی که به دلیل کمیابی آب بر اقتصاد تحمیل می‌گردد منجر به کاهش تولید و رشد اقتصادی بعد از حد آستانه خواهد شد (Sachs et al., 2004). تقاضای آب در ایران باید متناسب با عرضه منابع آب تجدیدپذیر باشد اما در

1- Spatial Auto Regressive General Momentums Model Dynamic Panel Data.

مالکیت این زمین‌ها را آنچنان افزایش خواهد داد که سود سرمایه‌گذار به صورت رانت نصیب مالک زمین خواهد شد (Tafazoli, 2017). امروز مهم‌ترین تمایز زمین‌های مرغوب و نامرغوب که قابل کشت و حاصلخیز هستند، دسترسی به آب است (Grey & Sadoff, 2006). مالکیت آب و مجوز دولتی برای دسترسی به آب در اقتصاد ایران که عموماً بدون پرداخت هزینه فرصت و بدون محدودیت مصرف است، مهم‌ترین منبع رانت ریکاردویی است. رانت دسترسی به آب، سود سرمایه‌گذاران در بخش کشاورزی، معدن، گردشگری، صنایع تبدیلی و برخی خدمات را به نفع مالک آب منحرف نموده و امکان سکونت در بیشتر مناطق روستایی را تحت تاثیر قرار داده است. این رانت در گذشته با اسراف در تخلیه منابع و امروز با عدم تخصیص بهینه منابع کمیاب منجر به کاهش رشد اقتصادی و شکست نظام اقتصادی خواهد شد. به این ترتیب سؤال اصلی این پژوهش این است که با توجه به اینکه آب یک کالای نهایی در تابع مطلوبیت و نهاده تولیدی در تابع تولید است که در مجموع اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی حقیقی دارد، آیا کمیابی آب محدودیتی برای رشد اقتصادی بالاتر خواهد بود؟ یعنی آیا اثر خشکسالی به مفهوم کمبود آب ناشی از رخداد خشکسالی وجود دارد؟ آیا سطحی از تخلیه منابع آب زیرزمینی وجود دارد که این رابطه معکوس گردد؟ رابطه غیرخطی آب و رشد اقتصادی به این صورت است که در مراحل اول استخراج آب بر رشد اقتصادی تاثیر مثبت دارد و بعد از گذشت از حد آستانه این رابطه منفی می‌شود. الف) کانال‌های اثرگذاری مثبت استخراج

منابع آب زیرزمینی و مصرف منابع آب سطحی بر رشد اقتصادی:

۱- اولین کانال اثرگذاری آب بر رشد اقتصادی از طریق تابع مطلوبیت مصرف‌کننده است. آب در بخش مسکونی به عنوان یک کالای نهایی مهم دارای سهم عمده‌ای در سبد مصرفی خانوار است (Barbier, 2004). همچنین دسترسی به آب مهم‌ترین متغیر ارزیابی بهداشت عمومی در جامعه است (HSBC, 2012) که به طور مستقیم بر GDP و رشد اقتصادی موثر است. همچنین مطلوبیت خانوار به عنوان عرضه‌کننده نهاده‌های نیروی کار و سرمایه تحت تاثیر آب است (Xiangming et al., 2006). در ایران تقریباً ۳ درصد کل آب استحصال شده توسط بخش شهری (مسکونی، تجاری، عمومی، فضای سبز شهری) مصرف می‌شود. این آمار در دنیا ۱۰٪ است (WWAP, 2018). ۲- تقاضای مسکونی آب علاوه بر مصرف خانوار شامل مصرف تجاری، خدمات و فضای سبز شهری است که به طور مستقیم تولید ناخالص داخلی را تحت تاثیر قرار می‌دهد (Barbier, 2004). ۳- برآوردها نشان داد سهم بخش کشاورزی از منابع آب سطحی و زیرزمینی در ایران ۹۱ درصد است. میانگین جهانی این آمار ۷۰٪ است (WWAP, 2018). آب در بخش کشاورزی یک نهاده با کشش جانشینی پائین است (Jalili & Khoshakhlagh, 2016). به خصوص برای تولیدات با سهم آب بالا مانند برنج، سیفی‌جات، حبوبات، شیلات و دامداری. به این ترتیب ارزش افزوده و رشد بخش کشاورزی به طور مستقیم تحت تاثیر آب است (Dadson et al., 2018). امنیت دسترسی به آب در بخش کشاورزی می‌تواند منجر به شکستن دوره‌های باطل فقر گردد (Sachs et al.,

بر رشد اقتصاد تاثیر منفی خواهد داشت. ب) کانال‌های اثرگذاری منفی افزایش استخراج منابع آب زیرزمینی و مصرف منابع آب سطحی بر رشد اقتصادی:

۱- گذشتن از حد آستانه، می‌تواند نشان‌دهنده اسراف و مصرف بیش از حد منابع آب باشد. اسراف آب یعنی عدم تخصیص بهینه آب و مصرف آب در بخشی که کارایی کمتری دارد (Grey & Sadoff, 2006). همین امر با تجمیع در سطح ملی و در افق بلندمدت، رشد اقتصادی را تحت تاثیر منفی قرار می‌دهد. ۲- گذر از حد آستانه استخراج آب با منفی شدن انتظارات (بدبین شدن) نسبت به آینده منابع آب و افزایش ناطمینانی در دسترسی پایدار به این منبع، مبتنی بر نظریه چرخه‌های تجاری حقیقی (RBC)، به دلیل تاثیر منفی بر سمت عرضه اقتصاد، بر رشد اقتصادی تاثیر منفی خواهد داشت. حتی منفی شدن انتظارات نسبت به منابع آبی در بلندمدت ممکن است منجر به تغییر کاربری اراضی کشاورزی و حتی مهاجرت‌های گسترده گردد که دارای تاثیرات منفی بر بخش عرضه اقتصاد است (Grey & Sadoff, 2006). ۳- عرضه آب به دو صورت فیزیکی و اقتصادی صورت می‌گیرد. عرضه فیزیکی آب، آبی است که بدون دخالت بشر، طبیعت در اختیار قرار می‌دهد. عرضه اقتصادی (منحنی هزینه نهایی آب)، منابع آبی است که توسط انسان ارایه می‌گردد مانند بارور کردن ابرها، شیرین کردن آب، انتقال بین‌حوضه‌ای یا انتقال بین بخشی آب (Jalili, 2017). به این ترتیب با توجه به کاهش منابع آب زیرزمینی بعد از حد آستانه، هزینه عرضه اقتصادی آب، به دلیل بی‌کشش شدن منحنی هزینه نهایی آب افزایش می‌یابد (Duarte et al., 2014). همچنین

2004). ۴- بخش صنعت و معدن با مصرف تقریباً ۶ درصد منابع آب در ایران، از آب به عنوان یک نهاده با کثرت جانشینی کم استفاده می‌نماید (Hemati et al., 2011). میانگین تقاضای آب صنعت ۲۰٪ است که پیش‌بینی می‌شود در دوره ۲۰۵۰-۲۰۰۰ میزان ۴۰٪ رشد نماید (WWAP, 2018). به این ترتیب ارزش افزوده و رشد بخش صنعت و معدن شدیداً تحت تاثیر آب خواهد بود (Barbier, 2004). ۵- بخش گردشگری از آب به عنوان یک نهاده با کثرت جانشینی کم استفاده می‌نماید و زیربخش اکوتوریسم شدیداً تحت تاثیر آب است. همچنین شهرهای گردشگرپذیر مانند اصفهان و همدان که گردشگری مبتنی بر آب دارند، در منطقه قرمز آب قرار دارند (Jalili & Khoshakhlagh, 2016). ارزش افزوده بخش گردشگری نیز تحت تاثیر آب قرار دارد، هر چند پیش‌بینی می‌گردد سهم آب در ارزش افزوده این بخش نسبت به سایر بخش‌ها کمتر باشد (Jalili et al., 2016). ۶- تقاضای بخش محیط‌زیست برای آب نیز شامل آب مورد نیاز تالاب‌ها، دریاچه‌ها، جنگل‌ها، رودخانه‌ها، حیوانات و میزان تبخیر طبیعی آب مورد نیاز اقلیمی و زیبایی ناشی جریان آب در محیط‌زیست به طور مستقیم تابع رفاه و مطلوبیت بشر را تحت تاثیر قرار می‌دهد که بر رشد اقتصادی موثر است (Duarte et al., 2014). ۷- سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های آبی مانند سدهای ذخیره‌ای (تولید برق)، شبکه‌های انتقال، سیستم‌های تصفیه و هدایت پساب‌ها منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌گردد (Dadson et al., 2018). بعد از گذشتن از حد آستانه، تخلیه بیشتر از حد آستانه منابع آب زیرزمینی و مصرف بیشتر منابع آب سطحی

هزینه استخراج منابع آب فیزیکی نیز افزایش خواهد یافت. در مجموع موارد فوق باعث افزایش هزینه نهاده و فشار سمت عرضه اقتصاد خواهد شد که تاثیر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. ۴- استفاده بیش از حد از منابع آب زیرزمینی منجر به خشک شدن چشمه‌ها و قنات‌ها خواهد شد که خشکی تالاب‌ها و رودخانه‌ها را در پی خواهد داشت که منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی سبز خواهد شد (Khoshakhlagh, 1999).

۵- افزایش شکاف عرضه فیزیکی و تقاضای آب با گذر از حد آستانه، منجر به افزایش تولید اقتصادی آب به دلیل افزایش قیمت واقعی آب و انحراف سرمایه‌گذاری‌های مولد به سمت تولید اقتصادی آب خواهد شد. همین افزایش هزینه فرصت تولید آب بالاتر از حد آستانه و کم کشش بودن تابع سرمایه‌گذاری، بخش‌های حیاتی اقتصاد با کمبود سرمایه مواجه گردد و این عوامل رشد اقتصادی را تحت تاثیر منفی قرار خواهد داد. این موضوع در مورد انحراف نیروی کار و هزینه‌های تحقیق و توسعه (R&D) به سمت تولید اقتصادی آب صدق می‌نماید. برای نمونه هزینه‌های سنگین ذخیره، تصفیه، انتقال و بازیافت افزایش مصرف آب در بخش مسکونی (Dadson et al., 2018). ۶- با تعمیم نظریه رانت ریکاردو به اقتصاد آب، با گذر از حد آستانه و احتمال کاهش منابع آب، افرادی که دارای مجوز حفر و استفاده از چاه و قنات را دارند به این منبع طبیعی دسترسی خواهند داشت. همچنین داشتن مجوز آب، یکی از ویژگی‌های برای تفکیک زمین‌های مرغوب و نامرغوب خواهد شد و با شدت کمیابی آب، رانت افراد دارای سهمیه آب افزایش و سود سرمایه‌گذار کاهش خواهد یافت، به طوری که با صفر شدن سود

سرمایه‌دار و تبدیل کامل آن به رانت آب، رشد اقتصادی صفر خواهد شد. در سال آبی ۱۳۹۵ تعداد ۱۹۴۸۲۲ حلقه چاه عمیق، ۵۹۹۱۷۸ حلقه چاه نیمه‌عمیق و ۴۱۱۶۹ رشته قنات در دشت‌های ایران وجود دارد که تقریباً ۶۲ میلیون مترمکعب آب از آنها استخراج می‌گردد (Statistical Yearbook, 2016). برآوردها نشان می‌دهد که ۷۰ هزار حلقه چاه غیرمجاز در ایران وجود دارد. ۷- گذر از حد آستانه مصرف آب، می‌تواند کیفیت منابع آب را کاهش دهد که منجر به کاهش کیفیت یک کالای نهایی در سبد مصرفی خانوار و یک نهاده تولید در تابع تولید کشاورزی، صنعت، معدن، گردشگری و خدمات گردد. به این ترتیب کاهش کیفیت به دلیل افزایش استخراج و گذر از حد آستانه منجر به کاهش رشد اقتصادی در بلندمدت خواهد شد (Rowan et al., 2018). ۸- گذر از حد آستانه مصرف آب و احتمال ورود به بحران آب، انگیزه کافی برای دخالت دولت در تخصیص منابع آبی و کاهش قدرت بازار و بخش خصوصی را در تخصیص آب در پی خواهد داشت که طبق اصول اقتصاد نئوکلاسیک (اقتصاد متعارف) منجر به کاهش کارایی تخصیص منابع آب خواهد شد و کاهش رشد اقتصاد را در پی خواهد داشت (Rowan et al., 2018; Jalili & Khoshakhlagh, 2016). ۹- گذر از حد آستانه آب، تنش‌های بین حوضه‌ای را در سطح محلی و بین‌المللی افزایش خواهد داد که هزینه‌های مبادله سنگین و افت سطح سرمایه‌اجتماعی را در پی خواهد داشت که منجر به کند شدن روند رشد اقتصادی خواهد شد ۱۰- افزایش استفاده از آب و در حالت افراطی گذر از حد آستانه، رقابت بر استفاده از منابع آبی را افزایش خواهد داد

(Shahedi & Talebi, 2017). پیش‌بینی می‌گردد که تقاضای آب برای آبیاری کشاورزی تا سال ۲۰۵۰ نسبت به سال ۲۰۱۰ بین ۲۳ تا ۴۲٪ رشد نماید (Burek *et al.*, 2016). تقاضای مازاد بر توان حوضه آبریز منجر به انتقال آب بین حوضه‌ای بدون توجه به توزیع طبیعی آب و بر اساس تقسیمات جغرافیایی و قدرت سیاسی منجر به تسریع خشکسالی، افت منابع آب زیرزمینی، کاهش تنوع زیستی گیاهان و حیوانات، فرونشست زمین خواهد شد و تاثیرات منفی بر رشد اقتصاد دارد (Duart *et al.*, 2014). ۱۱- اگر رابطه علیت از رشد به آب فرض شود، با تاکید بر گزاره معروف توسعه، که بدون توسعه، محیط‌زیست بی‌پناه خواهد ماند. پس از رشد و توسعه اقتصادی و نیل به پیشرفت‌های صنعتی و افزایش کارایی، رشدهای بالاتر با کاهش تخریب و تخلیه محیط‌زیست همراه است، که آب هم جزیی از آن است. زیرا اقتصاد از یک شرایط مبتنی بر صنایع سنگین به سمت تولیدات کارخانه‌ای سبک با تکنولوژی بالا و گسترش بخش خدمات پیش خواهد رفت (Matthew, 2004).

۲. مواد و روش‌ها

۱.۲. متغیرها، داده‌ها، قلمرو مکانی و زمانی

پژوهش

در این پژوهش به منظور برآورد مدل از برآوردگرهای مرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند مدل پانل پویایی تصادفی با استفاده از روش گشتاوری‌های تعمیم‌یافته با کاربرد مدل فضایی SAR استفاده خواهد شد. متغیرهای پژوهش شامل متغیر وابسته تولید ناخالص داخلی حقیقی به میلیون ریال $rgdp$ ، $Rgdp-L1$ ، وقفه اول

متغیر وابسته به دلیل استفاده از مدل GMM-DPD. وقفه فضایی اول متغیر وابسته $w1y_rgdp$ (یا هموارکننده فضایی SAR) که از حاصل ضرب ماتریس وزنی فضایی در بردار متغیر وابسته بدست می‌آید. wat استخراج منابع آب زیرزمینی (قنات، چشمه، چاه عمیق و نیمه عمیق) به میلیون مترمکعب، $wat2$ توان دوم منابع آب زیرزمینی به منظور ارزیابی اثر آستانه‌ای، منابع آب سطحی استان‌ها به میلیون مترمکعب wra ، un نرخ بیکاری، inf نرخ تورم، $inf2$ توان دوم نرخ تورم به منظور در نظر گرفتن اثرات غیرخطی تورم بر تولید ناخالص داخلی، gc بودجه هزینه‌ای استانی به منظور ارزیابی تاثیر سیاست‌های مالی دولت در دوره ۱۳۸۳-۱۳۹۶ است. داده‌های این پژوهش از سالنامه‌های استانی مرکز آمار ایران، بانک مرکزی ایران، وزارت امور اقتصاد و دارایی، وزارت نیرو و شرکت مدیریت منابع آب استخراج شد. به منظور تشکیل ماتریس مجاورت بین استانی در مدل‌های فضایی روش‌های متفاوتی وجود دارد: مجاور رخ مانند، خطی، فیل مانند، خطی دو طرفه، رخ مانند دو طرفه و ملکه (Anselin & Griffith, 1988). در این پژوهش برای تعیین ماتریس مجاورت از روش مجاورت و همبستگی استفاده شد. در ماتریس متقارن مجاورت w عناصر روی قطر اصلی برابر صفر هستند (خود مجاورتی)، سایر عناصر ماتریس اگر مناطق با همدیگر مجاور باشند، یک و در صورتی که مجاور نباشند صفر است. پس از تشکیل ماتریس مجاورت، باید با استفاده از ضرب این ماتریس در هر متغیر، متغیر تأخیر فضایی آن را ایجاد نمود. متغیر تأخیر فضایی میانگین مشاهدات ناشی از مناطق مجاور را نشان می‌دهد. بر اساس آخرین نقشه جغرافیایی مورد

همسایه یا مجاور بر مشاهدات بردار متغیر وابسته را اندازه‌گیری می‌کند. ρ مثبت و منفی نشانگر وابستگی فضایی مثبت و منفی بین مشاهدات است. τ ضریب وقفه اول متغیر وابسته است. جزء اخلاص مدل دارای ۳ بخش است: جزء اخلاص بین گروهی v_{it} ، جزء اخلاص درون گروهی γ_t ، و جزء اخلاص در طول زمان a_i . اگر $\tau=0$ باشد مدل‌ها ایستا و اگر $\tau \neq 0$ باشد مدل‌ها پویا خواهند بود یعنی متغیر وابسته تأخیری نیز وارد مدل خواهد شد که پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی (SGMM) خواهد بود. مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی SAR ($\theta=\lambda=0$): (Lesage, 1999)

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{itk} + a_i + \gamma_t + v_{it}$$

$$v_{it} = u_{it}, i=1, \dots, n, t=1, \dots, T \quad (3)$$

روش پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته زمانی کاربرد دارد که تعداد مقاطع بیشتر از تعداد سری‌های زمانی باشد و متغیر وابسته تأخیری در مدل معنی‌دار باشد (Baltagi, 2008). مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته توسط Arellano و Bond (۱۹۹۱) به منظور رفع واریانس‌های بزرگ به دلیل ورود متغیرهای ابزاری پیشنهاد شد. این روش به واسطه انتخاب ابزارهای صحیح و با اعمال یک ماتریس وزنی برای شرایط ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی‌های ناشناخته برآوردگر پرتوانی ارائه می‌دهد (Meshki, 2011). همچنین کاربرد GMM با داده‌های پانل پویا مزیت‌هایی مانند لحاظ ناهمسانی انفرادی، حذف تورش‌ها در رگرسیون‌های مقطعی و در نتیجه برآوردگرهایی با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر خواهد

تایید وزارت کشور، استان‌هایی که به لحاظ جغرافیایی همجوار بودند در ماتریس ۳۰ در ۳۰ یک قرار داده شد و در غیر اینصورت صفر. فقط به دلیل نبود اطلاعات، استان البرز با استان تهران ادغام گردید.

۲.۲. روش پژوهش و مدل‌سازی اقتصادسنجی

برای ارزیابی داده‌های فضایی چهار مدل وجود دارد. مدل وقفه فضایی^۱ (SAR)، مدل خطای فضایی^۲ (SEM)، وقفه خطای فضایی (SARMA) و مدل فضایی دوربین (SDM). در مدل SAR یک متغیر جدید به نام متغیر وقفه فضایی وابسته وارد مدل می‌گردد که متغیر همواره‌کننده فضایی^۳ است و از حاصل ضرب ماتریس وزنی فضایی در بردار متغیر وابسته به دست می‌آید. فرم کلی مدل وقفه فضایی به این ترتیب است:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon,$$

$$y = (I - \rho W)^{-1} X \beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (1)$$

در این رابطه نتایج تخمین OLS دارای تورش و ناسازگار است. به منظور تصریح مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی (SGMM)، مدل‌های ۴ گانه فضایی در قالب یک مدل پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) به شکل زیر خواهد بود: (۲)

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it}$$

W ماتریس وزنی فضایی است که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است. ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY است که وابستگی فضایی و متوسط اثر مشاهدات

- 1 - Spatial Lag Model
- 2 - Spatial Error Model
- 3 - Spatial Smoother

داشت (Nadiri & Mohamadi, 2011). Arellano و Bond (۱۹۹۵)؛ Bond و Blundell (۱۹۹۸) با لحاظ تغییراتی در روش تفاضلی مرتبه اول GMM مدل گشتاورهای تعمیم یافته متعامد را پیشنهاد دادند. تفاوت این دو روش براساس شیوه‌ای است که تاثیرات فردی در مدل لحاظ می‌شود (Nadiri & Mohamadi, 2011).

۳. نتایج

۱،۳. آزمون مانایی متغیرهای پانل و آزمون

هم‌انباشتگی پانل پدرونی

در این پژوهش از آزمون‌های ریشه واحد پانل ضریب لاگرانژ هادری و هم‌انباشتگی پانل فیشر- پدرونی استفاده شد. نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که مدل ترکیبی از متغیرهای مانا و نامانا است. به این ترتیب به منظور اطمینان از وجود حداقل یک رابطه بلندمدت باید از آزمون مانایی پانلی استفاده شود Pedroni (۲۰۰۴) هفت آماره دورن و بین‌گروهی پدرونی در جدول ۲ نشان می‌دهد که بین ۸ متغیر مستقل و وابسته مدل حداقل یک رابطه در بلندمدت وجود دارد.

۲،۳. برآورد ضرایب دو مرحله‌ای آرلانو- باور/

بوندل- باند گشتاورهای تعمیم یافته فضایی دورین

برآورد ضرایب دو مرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند با مدل پانل پویای تصادفی با روش گشتاورهای تعمیم یافته فضایی SAR-DPD-GMM نشان می‌دهد که وقفه اول متغیر وابسته دارای تاثیر مثبت است و معنی‌دار است که موید استفاده از مدل GMM است. متغیر وابسته تاخیری فضایی SAR نیز دارای تاثیر مثبت و

معنی‌دار است که نشان می‌دهد وابستگی فضایی مثبت بین استان‌های ایران وجود داشته است. متغیر تخلیه منابع آب زیرزمینی با ضریب ۵۵۶/۷۳۱۱ دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی حقیقی rgdp است. یعنی افزایش استخراج هر مترمکعب منابع آب زیرزمینی مبتنی بر مبانی ذکر شده، منجر به ۵۵/۶ تومان افزایش در تولید ناخالص داخلی حقیقی می‌گردد. این رابطه مثبت تا حد آستانه استخراج صادق است و مبتنی بر مبانی ذکر شده بعد از گذر از حد آستانه افزایش استخراج منابع آب زیرزمینی منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی حقیقی می‌گردد، زیرا تخلیه بیشتر از حد آستانه دارای تاثیرات محیط‌زیستی، اقتصادی، اجتماعی و سیاسی است که منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی حقیقی می‌گردد. متغیر مجذور استخراج منابع آب زیرزمینی دارای ضریب منفی و معنی‌دار است که موید اثر آستانه‌ای و غیرخطی استخراج آب بر تولید ناخالص داخلی حقیقی است. آستانه برآورد شده ۴۲/۸۲۵ میلیارد مترمکعب است. با فرض در نظر نگرفتن آب‌های برگشتی و نفوذ از جریان‌های سطحی، اقتصاد ایران در ۴ دهه اخیر به طور کامل از حد آستانه عبور کرده است و افزایش استخراج منابع آب زیرزمینی بیشتر از حد آستانه، نه تنها تاثیر مثبت بر اقتصاد ندارد بلکه دارای تاثیر منفی و جبران‌ناپذیر است. با توجه به معنی‌دار بودن متغیر تاخیری فضایی SAR استان‌های همجوار دارای تاثیرات فضایی بر یکدیگر نیز هستند که این موضوع می‌تواند تاییدی بر تخصیص حوضه‌های مشترک منابع آب زیرزمینی فارغ از تقسیمات سیاسی و جغرافیایی است.

جدول ۱- آزمون مانایی فیشر- پدرونی و آزمون مانایی ضریب لاگرانژ هادری

Hadry LM Stationrity			Fisher- type based pedroni									آزمون
مانایی	احتمال	Z	مانایی	احتمال	P _m	احتمال	L*	احتمال	Z	احتمال	P	متغیر
I	۰/۰۰۰	۴/۶۶۶	I	۲۰۲/۰	۰/۸۳۱	۰/۱۳۸	-۱/۰۹۰	۰/۱۷۸	-۰/۹۱۹	۰/۱۹۶	۶۹/۱۰۷	Rgdp
I	۰/۰۰۰	۱۹/۲۵۰	I	۰/۰۰۰	۵/۸۱۴	۰/۰۰۰	-۴/۶۲۷	۰/۰۰۲	-۳/۵۴۰	۰/۰۰۰	۱۲۳/۶۹۸	Wat
I	۰/۰۰۰	۲۱/۱۱۴	I	۰/۰۰۰	۸/۹۵۴	۰/۰۰۰	-۶/۳۲۵	۰/۰۰۰	-۳/۹۶۴	۰/۰۰۰	۱۵۸/۰۹۴	Wra
I(1)	۰/۰۰۰	۱۲/۹۳۰	I(0)	۰/۰۰۰	۵/۳۲۴	۰/۰۰۰	-۴/۲۸۲	۰/۰۰۰	-۳/۸۵۵	۰/۰۰۰	۱۱۸/۳۳۰	Un
I(0)	۰/۲۸۲	۰/۵۷۴	I(0)	۰/۰۰۰	۵/۸۱۴	۰/۰۰۰	-۴/۶۲	۰/۰۰۱	-۳/۵۴	۰/۰۰۰	۱۲۳/۶۹	Inf
I(0)	۰/۳۳۸	۰/۴۱۵	I(0)	۰/۰۹۱	۱/۳۳۰	۰/۰۰۳	-۲/۷۰۲	۰/۰۰۱	-۳/۰۰۹	۰/۰۹۷	۷۴/۵۷۰	inf2
I(1)	۰/۰۰۰	۲۸/۷۰۸	I(0)	۰/۰۰۰	۴/۸۱۱	۰/۰۰۰	-۴/۵۸۲	۰/۰۰۰	-۴/۵۲۴	۰/۰۰۰	۱۱۲/۷۰۸	Gc

جدول ۲- آزمون هم‌انباشتگی پانلی پدرونی

آماره‌های آزمون	آماره‌های Panel	آماره‌های Group
	-۳/۸۲۱**	-
	۸/۳۶۸**	۱۰/۲۸**
	-۴/۱۶۸**	-۴/۸۱۴**
	۷/۹۲۹**	۹/۶۲۴**

** معنی‌دار در سطح ۵ درصد * تمام آماره‌های آزمون پدرونی دارای توزیع نرمال (0, 1) هستند.

جدول ۳- برآورد ضرایب دو مرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند

برآورد فاصله‌های ۹۵٪		احتمال آزمون	آماره t	ضریب	متغیر
۹۶۳/۸۷۸۷	۱۴۹/۵۸۳۵	۰/۰۰۷	۲/۶۹	۵۵۶/۷۳۱۱	Wat
-۰/۰۰۱۶	-۰/۰۱۱۴	۰/۰۰۹	-۲/۶۴	-۰/۰۰۶۵	wat2
۰/۰۲۹۴	-۰/۰۰۷۷	۰/۲۵۲	۱/۱۵	۰/۰۱۰۸	Wra
۴۹۹۱/۳۶	-۱۰۱۳۷۱/۵	۰/۰۷۶	-۱/۷۸	-۴۸۱۹۰/۰۸	Un
۱۰۴۴۷۸/۸	-۵۶۹۱۹/۵۹	۰/۵۶۳	۰/۵۸	۲۳۷۷۹/۶۲	Inf
۱۱۶۴/۲۶	-۲۵۱۰/۵۷	۰/۴۷۲	-۰/۷۲	-۶۷۳/۱۵	inf2
۰/۴۲۷۹	۰/۲۷۰۴	۰/۰۰۰	۸/۷۲	۰/۳۴۹۲	Gc
متغیرها وقفه اول GMM و وقفه اول فضای SAR					
۰/۸۲۸۸	۰/۷۳۳۶	۰/۰۰۰	۳۲/۲۹	۰/۷۸۱۲	rgdpL1
۰/۲۰۶۵	۰/۰۰۶۳	۰/۰۳۷	۲/۰۹	۰/۱۰۶۴	wly_rgdp

که موید معنی‌داری اثرات تورم است. یعنی سیاست‌های مالی دولت و سیاست‌های پولی که تحت تاثیر دولت در ایران است، بر متغیرهای حقیقی تاثیر معنی‌دار دارند. آزمون سارگان برای برآوردگرهای دو مرحله‌ای آرلانو-باور/بوندل-باند مشخص می‌کند که آیا شرایط گشتاوری بیش از حد مشخص معتبر هستند؟ و آیا ابزارهای به کار رفته اعتبار و صحت لازم را دارند (Arellano & Bond, 1991). آماره آزمون سارگان نشان‌دهنده انتخاب درست متغیرهای ابزاری مورد استفاده، معتبر بودن ماتریس متغیرهای ابزاری و عدم وجود محدودیت بیش شناسایی در تخمین است. بدین ترتیب هیچ همبستگی معنی‌داری بین متغیرهای ابزاری و اجزای جمله خطا وجود ندارد. ضرایب نیکوئی برازش گشتاوری و فضایی نیز نشان می‌دهند که مدل به خوبی تصریح شده است و نوسانات متغیرهای وابسته فضایی قادر به توضیح نوسانات متغیر وابسته فضایی است.

یعنی تخلیه یک حوضه آب زیرزمینی مشترک توسط یک استان دیگر بر تولید ناخالص داخلی استان‌های همجوار بعد از گذر از حد آستانه دارای تاثیر منفی است. متغیر منابع آب سطحی دارای تاثیر مثبت بر rgdp است اما این متغیر دارای تاثیر معنی‌دار نیست. نرخ بیکاری با ضریب $0.08/0.1948$ در سطح ده درصد دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی حقیقی است که نشان می‌دهد یک درصد افزایش در بیکاری 0.048 میلیارد تومان تولید ناخالص داخلی را به صورت حقیقی کاهش می‌دهد. نرخ تورم بر متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی دارای تاثیر مثبت است. طبق تئوری مکتب پول‌گرایان سیاست‌های پولی در کوتاه مدت و طبق نظر مکتب کینزی همیشه کارا است. آستانه نرخ تورم در این مدل $0.66/17$ برآورد می‌گردد. اما متغیر تورم و مجذور آن دارای تاثیر معنی‌دار بر rgdp نیستند. بودجه استانی با ضریب 0.3492 دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی حقیقی است

جدول ۵- آزمون‌های تصریح مدل GMM-DPD

احتمال	ضریب	نوع آزمون
0.0371	4/376	آزمون والد
0.000	986/2357	آماره فیشر F(9, 390)
-	2048994	Root MSE (Sigma)
0.000	378/872	آزمون بیش‌شناسایی سارگان
آماره‌های نیکوئی برازش		
0.9314	0.9840	Raw Moments R^2
0.9300	0.9837	Raw Moments \bar{R}^2
0.7159	0.9588	(Buse, 1973) R^2
0.7100	0.9580	(Buse, 1973) \bar{R}^2

۳.۳. آزمون وجود اثرات خود همبستگی پانل

فضایی و واریانس ناهمسانی فضایی

با توجه به اینکه در مدل SAR-GMM-DPD متغیر تاخیری وابسته و متغیر تاخیری فضایی وابسته به صورت دو متغیر مجزا وارد مدل شد. بین جملات اخلاص اولیه و فضایی با متغیر وابسته باید اثراتی از وجود خودهمبستگی باشد، تا ورود متغیرهای فوق قابل توجیه باشد. در این پژوهش از سه نوع آزمون به منظور وجود اثرات فضایی استفاده شد. آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلاص و برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته و آزمون خودهمبستگی فضایی همزمان.

نتایج نشان داد برآورد مدل بدون لحاظ اثرات فضایی منجر به تورش ضرایب برآورد خواهد شد. همچنین آزمون‌های مختلف واریانس ناهمسانی نشان داد که مدل دچار واریانس ناهمسانی فضایی است. پس باید از برآوردگرهای وزنی به منظور رفع واریانس ناهمسانی فضایی استفاده شود. بدون در نظر گرفتن فرض واریانس ناهمسانی، کارایی ضرایب کاهش می‌یابد و تورش‌دار خواهند بود. از بین ۳ روش رفع واریانس ناهمسانی که شامل استفاده از برآوردهای وزنی شامل $1/w$ ، $1/w^2$ و روش وزنی سوم منجر به رفع واریانس ناهمسانی فضایی شد.

جدول ۶- آزمون وجود اثرات خود همبستگی پانل فضایی

نام آزمون	نماد	آماره	احتمال	نتیجه آزمون
آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلاص				
موران MI عمومی	GLOBAL Moran MI	۰/۰۹۰۳	۰/۰۳۹۴	پذیرش فرضیه صفر که ناشی می‌دهد جملات اخلاص دارای خودهمبستگی فضایی هستند.
گری GC عمومی	GLOBAL Geary GC	۰/۷۶۰۶	۰/۶۳۷۳	
گتیس-اوردز G0	GLOBAL Getis-Ords	-۰/۰۹۰۳	۰/۰۳۹۴	
موران MI اخلاص	Moran MI Error Test	۱/۸۷۳۴	۰/۰۶۱۰	
LM (بوریدج)	LM Error (Burridge)	۲/۸۴۶۹	۰/۰۹۱۵	
LM (روبوست)	LM Error (Robust)	۱۶۱/۸۴۸۶	۰/۰۰۰	
آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته				
وقفه LM (آنسلین)	LM Lag (Anselin)	۱۶۰/۵۴۷۹	۰/۰۰۰	وجود خودهمبستگی فضایی وقفه متغیر وابسته
وقفه LM (روبوست)	LM Lag (Robust)	۳۱۹/۵۵۱۴	۰/۰۰۰	
آزمون خودهمبستگی فضایی همزمان جملات اخلاص و وقفه متغیر وابسته				
LM SAC (LMerr + LMLag_R)		۳۲۲/۳۹۸۴	۰/۰۰۰	وجود خودهمبستگی فضایی همزمان

۴. بحث و نتیجه گیری

نتایج پژوهش نشان داد که یک درصد استخراج بیشتر از ۴۲/۸۲۵ میلیارد مترمکعب در سال دارای تاثیرات منفی محیط‌زیستی، اقتصادی، اجتماعی و سیاسی است که منجر به کاهش ۰/۰۰۶۵ درصد تولید ناخالص داخلی حقیقی در بین استان‌های ایران می‌گردد به این

ترتیب به دلیل سوء مدیریت و عدم تخصیص بهینه منابع آب زیرزمینی، اثر خشکسالی به مفهوم کمبود آب ناشی از رخداد خشکسالی، که ناشی از کسری مخزن و اضافه برداشت از منابع آب زیرزمینی است، در بین استان‌های ایران تایید می‌گردد. همچنین فرضیه این پژوهش که تاثیر آستانه‌ای و غیرخطی استخراج منابع

مدیریت سمت تقاضا و ایجاد انگیزه در سمت عرضه برای تولید اقتصادی آب بهره‌گیری گردد تا استخراج منابع آب زیرزمینی به کمتر از حد آستانه بازگردد. متغیر تاخیری فضایی وابسته نیز دارای ضریب مثبت و معنی‌دار ۰/۱۰۶۴ است که نشان می‌دهد تخلیه یک حوضه آبریز که موقعیت جغرافیای آن از بُعد محیط زیستی مستقل از تقسیمات سیاسی است، دارای تاثیرات فضایی بر تولید ناخالص داخلی حقیقی استان‌های مجاور است. به این ترتیب پیشنهاد می‌شود مدیریت منابع آب از وظایف شرکت‌های آب منطقه‌ای که استانی عمل می‌کنند، خارج شود و مشابه کشورهای استرالیا، اسپانیا و شیلی به صورت ملی، مدیریت و تخصیص داده شود تا از اثرات خارجی فضایی- مکانی آن کاسته شود. متغیرهای منابع آب سطحی و نرخ تورم دارای تاثیر معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی حقیقی نیستند. عدم معنی‌داری نرخ تورم به این دلیل است که متغیر وابسته به صورت حقیقی وارد شده است که نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی موثر نیستند و سیاست پولی در بلندمدت کارایی ندارد. عدم معنی‌داری منابع آب سطحی نیز شاید به این دلیل است که مطالعه در سطح ملی انجام شده است و ممکن است در سطح استانی نتایج متفاوت باشد، زیرا در سطح کشور بارش‌های جوی دارای پراکندگی بالا و نوسان زیاد هستند که اصولاً برای زراعت دیم مناسب است و در مقابل حجم گسترده استخراج منابع آب زیرزمینی تاثیر معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی استان‌ها نداشته است. البته منابع آب سطحی دارای اثر غیرمستقیم بر تولید ناخالص داخلی حقیقی هستند زیرا منابع آب سطحی، منبع اصلی تغذیه منابع آب زیرزمینی هستند

آب زیرزمینی بر تولید ناخالص داخلی حقیقی بود رد نمی‌گردد. با توجه به منفی شدن مجذور استخراج منابع آب زیرزمینی و همچنین این موضوع که میانگین استخراج منابع آب زیرزمینی در دوره ۱۳۵۱-۱۳۹۶ سالیانه ۵۷/۵۲۶ میلیارد مترمکعب بوده که ۳۴/۳۳ درصد بیشتر از حد آستانه ۴۲/۸۲۵ میلیارد مترمکعب است، فرضیه ردپای بشر در منابع آب زیرزمینی در بین استان‌های ایران نیز رد نمی‌گردد. یعنی افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی با تخلیه بیش از آستانه منابع آب زیرزمینی همراه بوده است. نتایج این پژوهش با نتایج مطالعات Khochiani و Jalili (۲۰۱۸) و Hemati و همکاران (۲۰۱۱) در ایران و Xiangming و همکاران (۲۰۰۶) در چین، Katz (۲۰۱۵) در سرزمین‌های اشغالی و Rowan و همکاران (۲۰۱۸) در استرالیا مطابقت دارد و با نتایج پژوهش‌های Duart و همکاران (۲۰۱۳) و Gleick (۲۰۰۳) در تناقض است، زیرا این مطالعات رشد اقتصادی را علت افزایش مصرف آب می‌دانند. نتایج مدل نشان داد که استخراج منابع آب زیرزمینی در مرحله اول دارای تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی است و افزایش استخراج هر مترمکعب منابع آب زیرزمینی توسط یک استان مبتنی بر مبانی ذکر شده، منجر به ۵۵/۶ تومان افزایش در تولید ناخالص داخلی حقیقی هر استان می‌گردد. اما این رابطه مثبت مبتنی بر مبانی ذکر شده تداوم نخواهد داشت. افزایش هزینه‌های محیط‌زیستی، اقتصادی، اجتماعی و سیاسی- امنیتی استخراج بیش از ظرفیت اقتصادی حوضه‌های آبریز تاثیرات منفی بر تولید ناخالص داخلی استان‌ها دارد. به این ترتیب مبتنی بر نتایج پژوهش پیشنهاد می‌گردد از کارایی بازار آب به منظور تخصیص بهینه،

مزایای کارمندان دولت می‌گردد نمی‌تواند بر تولید ناخالص داخلی حقیقی استان‌ها تاثیر چشم‌گیر داشته باشد. برای مطالعات آتی پیشنهاد می‌گردد که حد آستانه با استفاده از یک تابع انتقال ملایم PSTR و به صورت پویا بر هر سال محاسبه گردد زیرا در این پژوهش حد آستانه به صورت ایستا برآورد شد. همچنین پیشنهاد می‌گردد ظرفیت طبیعی نیز در استخراج این حد آستانه لحاظ گردد.

References:

Arellano, M., & Bond, S., 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment. *Rev. Econ. Stud.* 58: 277-297.

Arellano, M., & Bover, O., 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics* 68: 29-51.

Barbier, E. B., 2004. Water and economic growth, *Economic Record*, 80: 1-16.

Burek, P., Satoh, Y., Fischer, G., Kahil, M. T., Scherzer, A., Tramberend, S., Nava, L. F., Wada, Y., Eisner, S., Flörke, M., Hanasaki, N., Magnuszewski, P., Cosgrove, B. and Wiberg, D., 2016. *Water Futures and Solution: Fast Track Initiative*. IIASA Working Paper. Laxenburg, Austria, International Institute for Applied Systems Analysis.

Gleick, P., 2003. Water Use, *Annual Review of Environment and Resources* 28: 275-314.

Blundell, R., & Bond, S., 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87: 115-143.

Center for Statistics of Iran., 2018. *Statistical Yearbook of the provinces*. (in Persian).

Central Bank of Islamic Republic of Iran., 2018. *Economic indicators*. (in Persian).

و حتی در برخی استان‌ها مانند خوزستان، گیلان و مازندران نسبت به منابع آب زیرزمینی بیشتر مصرف می‌شود. متغیر نرخ بیکاری دارای تاثیر معنی‌دار است و یک درصد افزایش بیکاری منجر به کاهش ۴۸۱۹۰ میلیون ریال تولید ناخالص داخلی حقیقی می‌گردد. بودجه هزینه‌ای استان‌ها نیز دارای تاثیر مثبت است اما ضریب آن $0/3492$ بسیار کوچک است که نشان می‌دهد بودجه‌های هزینه‌ای که عموماً صرف حقوق و

Dadson, S., Hall, W., Garrick, D., Sadoff, C., Grey, D. & Whittington, D., 2018. Water security, risk and economic growth: insights from a dynamical systems model, Working paper.

Duarte, R., Pinilla, V. & Serrano, A., 2014. Looking backward to look forward: water use and economic growth from a long-term perspective, *Applied Economics*. 46(2): 212-224.

Grey, D. & Sadoff, W. C., 2006. Water for Growth and Development, A Thematic Documents of the IV World Water Forum. Commission National del Agua: Mexico City.

Hemati, A., Mehrara, M., Sayehmiri, A., 2011. New vision on the relationship between income and water withdrawal in industry sector. *Natural Resources*. 2 (3): 191-196.

HSBC., 2012. Exploring the links between water and economic growth, a report prepared for HSBC by Frontier Economics: Executive Summary. Corporate Sustainability, HSBC Holdings plc, London.

Jalili Kamju, S. P. & Khoshakhlagh, R., 2016. Using game theory optimal allocation of water in the river, *Journal Studies of Applied Economics*, 5 (18): 1-29. (in Persian).

Jalili Kamju, S. P., 2017. Mechanism design theory and the theory of matching the design of the water in

the river basin, Journal - economic management and modeling martyr Beheshti, 7 (26): 121- 158. (in Persian).

Jalili Kamju, S. P., 2018. The economic value of groundwater resources by farmers in the plain of Hamedan - bahar, the Journal of Environmental research. accepted. (in Persian).

Jalili Kamju, S. P., Maboudi, R, Khochiani, R. & Nademi, Y., 2016. conditional logit: a new model for estimating WTP in the river ecosystem services, Journal of Environmental Research, 7 (14): 115-126. (in Persian).

Katz, D., 2015. Water use and economic growth: reconsidering the Environmental Kuznets Curve relationship. Journal of Cleaner Production. 88: 205–213.

Khochiani, R. & Jalili Kamju, S. P., 2018. Evaluation Causality between Groundwater and Production Growth: Nadaraya - Watson. Water Engineering and Irrigation, at the time of printing in the summer of 1398. (in Persian).

Khoshakhlagh, R., 1999. Economics sources normal, Publishers Jihad University. (in Persian).

Lesage, J., 1999. Spatial Econometrics. Department of Economics University of Toledo.

Matthew A. C., 2004. Economic growth and water use, Applied Economics Letters, 11: 4-11.

Meshki, M., 2011. Determining the Factors Affecting the Performance of Bourse Companies, Journal of Accounting Progress of Shiraz University, 3 (1): 119-91. (in Persian).

Nadiri M. & Mohammadi, T., 2011. Investigating the Influence of Institutional Structures on Economic

Growth by GMM Data Dynamic Data Model, Quarterly Journal of Economic Modeling, 3 (5): 24-1.

WWAP. United Nations (UN)., 2018. The United Nations World Water Development Report 4. UNESCO.

Rowan, R., Nicole, M. & Justin, D., 2018. Water and Australia's future economic growth, Working paper.

Sachs, J. D., J. W. McArthur, G. Schmidt-Traub, M. Kruk, C. Badahur, M. Faye, & McCord, G., 2004. Ending Africa's poverty trap, Brookings Papers on Economic Activity, 1: 1-240.

Sadoff C., Hall, J., Grey, D., Aerts, J., AitKadi, M., Brown, C., Dadson, S., Garrick, D., Kelman, J., McCornick, P., Ringler, C., Rosegrant, M., Whittington, D. & Wiberg, D., 2015. Securing Water, Sustaining Growth: Report of the GWP/OECD Task Force on Water Security and Sustainable Growth, University of Oxford, 180pp.

Shahedi, M. & Talebi, F., 2017. Introduction to Basic Concepts in Water Resources Systems, Journal of Water and Sustainable Development . 3 (2): 117-120. (in Persian).

Tafazoli, F., 2017. History of Economic Thoughts, Release, Tehran, Iran. 1-753. (in Persian).

Wada, Y., Flörke, M., Hanasaki, N., Eisner, S., Fischer, G., Tramberend, S., & Satoh, Y., 2016. Modelling global water use for the 21st: The Water Futures and Solutions (WfS). Geoscientific Model Development, 9: 175-222.

Xiangming, F., Terry, L. & Rodney B., 2006. Water Shortages, Water Allocation and Economic Growth: The Case of China, China Agricultural Economic Review, 1(4): 459-471.