نشریه علمی پژوهشی مهندسی آبیاری و آب ایران
سال نهم. شماره سی و ششم. تابستان ۱۳۹۸

ارزیابی علیت کرنلی بین استخراج منابع آب زیرزمینی و رشد تولید: کاربرد مدل رگرسیون ناپارامتریک نادارایا – واتسون

رامین خوچیانی[۱] سید پرویز جلیلی کامجو[۲]

تاریخ ارسال:۱۳۹۷/۰۵/۱۵
تاریخ پذیرش:۱۳۹۷/۰۷/۰۷

چکیده:

آب به عنوان نهاده اولیه در تابع تولید در بخش کشاورزی، صنعت و معدن، به عنوان کالای واسطه‌ای در بخش گردشگری، خدمات و بازرگانی، به عنوان کالا در سبد مصرفی خانوار و به عنوان مهم‌ترین فاکتور در بخش محیط زیست، شاید مهم‌ترین کالای اقتصادی- اجتماعی و محیط‌زیستی باشد و با توجه به افزایش تقاضا و کاهش عرضه آب که منجر به شدت کمیابی آب، به خصوص آب‌های زیرزمینی می‌شود، تاثیر این متغیر بر رشد اقتصادی و رابطه معکوس آن بسیار مورد توجه اقتصاددانان است. هدف این پژوهش ارزیابی علیت کرنلی بین استخراج منابع آب زیرزمینی و رشد اقتصادی با استفاده از مدل رگرسیون نادارایا – واتسون و ضریب همبستگی تعمیم‌یافته در دوره ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۴ برای اقتصاد ایران است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اگرچه علیت گرانجر، حاکی از عدم ارتباط بین مصرف آب و تولید ناخالص داخلی است؛ اما ضریب همبستگی تعمیم‌یافته و رگرسیون ناپارامتریک نشان از وجود علیت کرنلی یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف آب است. بنابراین افت سطح آب زیرزمینی و تهی شدن سفره‌های آب زیرزمینی به شدت می‌تواند رشد اقتصادی را متاثر کند.

کلیدواژه‌ها: برآورد ناپارامتریک، علیت کرنلی، آزمون هیوریستیک، منابع آب زیرزمینی.

[۱] . استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آیت ا... بروجردی؛ khochiany@abru.ac.ir. ۰۹۱۳۳۷۲۸۲۳۱ (نویسنده مسوول)
[۲] . استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آیت ا... بروجردی؛ parvizjalili@abru.ac.ir. ۰۹۱۸۵۰۰۳۵۹۷

مقدمه

آب از عوامل مهم رشد و توسعه جوامع بشری در قرن اخیر بوده است (Katz, 2014) به طوری که مقایسه کشورهای مختلف نشان می‌دهد که کمبود آب به‌ویژه آب با کیفیت خوب، یکی از عوامل مهم بازدارنده توسعه کشاورزی، اقتصادی و اجتماعی در اکثر کشورهای در حال توسعه است (خالدی و آل‌یاسین، ۱۳۷۹). آب مهم‌ترین عامل محدود کننده توسعه در کلان شهرها در چین است (Qiang, et al., 2018). Kuznets (2015) برای اولین به ارزیابی رابطه بین متغیرهای محیط‌زیست و رشد اقتصادی پرداخت و رابطه U معکوس را نشان داد. در بین متغیرهای محیط‌زیست مهم‌ترین متغیرهایی که مورد نظر اقتصاددانان بوده است آلودگی‌ها و آب بوده است. برآوردها نشان می‌دهد که بشر تاکنون بیش از نیمی از آب‌های شیرین دردسترس را مصرف نموده است (Postel, et al., 1996)، همین موضوع ممکن است رشد اقتصادی جهان را تحت تاثیر قرار دهد. امروزه با کاهش ریزش‌های جوی، کاهش سطح آب‌های زیرزمینی و خشک شدن آب‌های سطحی رقابت بر سر استفاده از منابع آب شدیدتر و شیوه تخصیص بهینه آب بین متقاضیان مختلف بسیار پیچیده و مهم‌تر شده‌است. خاورمیانه با داشتن بیش از ۵ درصد جمعیت جهان، فقط یک درصد از آب‌های جاری دنیا (وزارت نیرو، ۱۳۹۲) و چهار درصد از منابع آب و دو درصد باران دنیا را دارد (یزدی و همکاران، ۱۳۹۳) این امر تقابل آب و اهمیت تخصیص بهینه آب در این منطقه جغرافیایی را تشدید نموده است و اقتصاد خاورمیانه شدیدا تحت تاثیر آب خواهد بود. مسئله کم آبی و تخصیص بهینه آن در ایران و مخصوصا در فلات مرکزی ایران بسیار شدیدتر و پیچیده‌تر است. منابع آب شیرین کره زمین بخش کوچکی از کل ذخایر آب سطح کره زمین را تشکیل می‌دهد (حدود ۲/۵ درصد). در این میان، بدون یخچال‌های قطبی، تنها حدود ۰/۸ درصد (کمتر از یک درصد) از کل منابع آب موجود در کره زمین، شیرین و قابل استفاده است که عمده آن را منابع آب زیرزمینی تشکیل می‌دهد (Foster and Loucks, 2006). حجم منابع آب زیرزمینی شیرین کره زمین حدود ۱۰ میلیون کیلومتر مکعب است (یعنی دو برابر آب تجدیدپذیر سالانه کره زمین که از بارش‌ها حاصل می‌شود) (اندیشکده تدبیر آب ایران، ۱۳۹۳). با توجه به رشد جمعیت در ایران سرانه منابع آب تجدید شونده سالانه که در سال ۱۳۳۵، ۷۰۰۰ متر مکعب بوده، در سال ۱۳۷۵ به ۲۰۰۰ متر مکعب، در سال ۱۳۹۰ به ۱۷۰۰ مترمکعب و پیش بینی می‌شود که تا سال ۱۴۰۰ به حدود ۸۰۰ متر مکعب کاهش یابد که پایین‌تر از مرز کم آبی ۱۰۰۰ مترمکعب است (جفره و علیزاده، ۱۳۸۹).

این ارقام در مورد منابع آب زیرزمینی بسیار شدیدتر است. میانگین بارش سالانه در ایران با یک توزیع غیریکنواخت گسترده، ۲۵۰ میلی متر است که یک سوم میانگین جهانی است (وزارت نیرو، ۱۳۹۲). در ایالات متحده ارزش هر مترمکعب آب زیرزمینی دو برابر ارزش آب سطحی است (جلیلی، ۱۳۹۶). آب زیرزمینی تجدیدپذیر حدود ده هزار کیلومتر مکعب در سال است(نزدیک به یک چهارم کل آب تجدیدشونده) که ۲۰ درصد آن با منشاء نفوذ مستقیم بارش و ۸۰ درصد حاصل نفوذ جریانات آب سطحی است. این منابع که بخشی از چرخه آبدر زمان حاضر را تشکیل می‌دهد نسبت به حجم آب زیرزمینی که در یک دوره طولانی دراعماق چند هزارمتری سطح زمین ذخیره شده‌اند، بسیار اندک است (یعنی ۰/۱ درصد کل ذخایر آب زیرزمینی). بنابراین، فقط بخش بسیار کوچکی از حجم کل ذخایر آب زیرزمینی در هر سال تجدید می‌شود. این موضوع سرراست‌ترین پاسخی است که به معمای منابع آب زیرزمینی"عظیم اما محدود"، می‌توان داد (اندیشکده آب ایران، ۱۳۹۳). در دهه اخیر با ریزش‌های جوی و درپی آن کاهش سطح آب‌های زیرزمینی و خشک شدن آب‌های سطحی رقابت بر سر استفاده از منابع آب شدیدتر و تخصیص بهینه آب بین متقاضیان متعدد بسیار پیچیده شده‌است. در سال ۲۰۰۷ برای اولین بار مقدار برداشت

منابع آب برای کل کره زمین بیش از توانایی ارائه آب از طریق منابع تجدیدپذیر شد (گرباچف،۲۰۰۹). نتایج مطالعات مصرف آب در بخش‌های مختلف اقتصادی نشان می‌دهد که آب یک نهاده مکمل در بخش کشاورزی، صنعت و معدن، تجاری و حتی مسکونی به عنوان عرضه‌کننده سایر نهاده‌ها است (جلیلی و خوش‌اخلاق، ۱۳۹۶). به این ترتیب تولید در ایران یک تولید آب‌بر است و این فرضیه اصلی این پژوهش است. البته مطالعات مختلف رابطه U معکوس بین آب و رشد اقتصادی را نتیجه می‌گیرند (Matthew, 2006). اما سئوال اصلی این پژوهش این است که آیا رابطه‌ای بین استخراج منابع آب زیرزمینی و رشد تولید در اقتصاد ایران وجود دارد؟ و رابطه علیت بین این دو متغیر مهم در کدام جهت است؟ ساختار این پژوهش به این ترتیب خواهد بود که در بخش دوم پیشینه پژوهش ارایه می‌گردد. بخش سوم به مبانی نظری پژوهش اختصاص دارد. مدلسازی اقتصادسنجی در بخش چهارم صورت خواهد گرفت. برآورد مدل در بخش پنجم ارایه خواهد شد و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارایه می‌گردند.

پیشینه پژوهش

بخش برنامه ارزیابی آب جهان وابسته به سازمان ملل متحد برای اولین مرتبه در گزارش سال ۲۰۰۳ اعلام نمود که کمبود آب یک اتفاق عمومی در بیشتر کشورهای درحال توسعه شده‌است. برآورد می‌گردد که بیش از دو میلیارد نفر از کمبود آب در بیش از ۴۰ کشور درحال توسعه رنج می‌برند به طوری که ۵۰ درصد این افراد حتی از آب آشامیدنی کافی نیز برخوردا نیستند (UNWWAP, 2016). کمبود نسبی آب با تغییر توزیع جغرافیایی و موقتی بارش‌های جوی وخیم‌تر شده‌است (Al Radif, 1994). جهان شمول بودن کمیابی نسبی آب و عدم تخصیص بهینه جهانی آب، دسترسی به مطالعات مختلف از جنبه‌های مختلف در بیشتر مناطق و کشورهای جهان را ممکن ساخته است. حیدری (۱۳۹۵) در یک مطالعه بین کشوری برای ۶۰ کشور در دوره ۱۹۹۲-۲۰۱۲ به ارزیابی اثر رشد اقتصادی بر مصرف منابع آب در چارچوب منحنی زیست محیطی کوزنتس پرداخت. نکته مورد توجه رابطه معکوس از رشد اقتصادی به آب است که در این مطالعه مورد ارزیابی قرار گرفته است. در صورتی که امروزه اقتصاددانان آب به تاثیر مصرف آب بر رشد اقتصادی می‌پردازند. نتایج مطالعه فوق نشان داد که متغیرهای کنترلی جمعیت و سطح زیرکشت کشاورزی به ترتیب تاثیر معنی‌دار و بی‌معنی بر منحنی کوزنتس هستند و در نهایت منحنی U معکوس کوزنتس بین آب و رشد اقتصادی در ایران رد نمی‌گردد. متیو (۲۰۰۶) یک رابطه U معکوس را بین رشد اقتصادی و مصرف آب اثبات نمود. همتی و همکاران (۲۰۱۱) به ارزیابی رابطه بین مصرف آب و رشد بخش صنعت در کشورهای درحال توسعه پرداختند و در حوزه بخشی نیز منحنی کوزنتس را برآورد نمودند. Kocsis (2012)با استفاده از اطلاعات محرمانه مصرف آب به ارزیابی رابطه بین انسان و محیط زیست با استفاده از معیارهای جمعیت‌شناختی، محیط‌زیستی، هدانیک و اقتصادی پرداخت و رابطه مثبت بین مصرف اب و رشد اقتصادی را نشان داد. Duarte, et al., (2013) با استفاده از یک فرم خلاصه‌شده با درنظر گرفتن متغیر بارش به آزمون منحنی کوزنتس با استفاده از مدل اثرات ثابت و مدل رگرسیون پراکندگی مسطح شده پانل[1](PSTR) که ادعا می‌شود برای رابطه بین آب و رشد اقتصادی مناسب است، پرداختند. آنها منحنی U معکوس را برای سرانه آب مصرفی و نرخ رشد سرانه اثبات نمودند. Katz (2014) به ارزیابی رابطه رشد اقتصادی و مصرف آب با تاکید بر برآورد مجدد منحنی محیط‌زیستی کوزنتس پرداخت. به طوری که علاوه بر رابطه فوق با استفاده از مدل‌ها ناپارامتریک رابطه بین مصرف آب زیرزمینی و رشد اقتصادی سرانه در سرزمین‌های اشغالی را نشان داد. Melnikovova (2017) تنش آب را به علت تاثیر آن بر رشد و توسعه اقتصادی می‌داند و حل

[1] . panel smooth transition regressions (PSTR)

تنش‌های آب بین‌المللی را یک مبحث اقتصادی-محیط‌زیستی می‌داند و تاثیر آب بر رشد اقتصادی کشورها را متغیر اساسی در مذاکرات و تئوری‌های حل اختلافات آبی می‌داند. به طور نمونه در حل تنش آبی حوزه آبریز سیردارایا[1] بین قزاقستان و ازبکستان تاثیر آب بر رشد اقتصادی یک متغیر تاثیرگذار بر منافع نهایی بازی آب است. Misra, (2017) به ارزیابی مصرف آب و تخصیص مجدد این نهاده برای نیل به رشد اقتصادی هدف در حوضه آبریز راجستان هند پرداخت. نتایج نشان داد که محدودیت آب، رسیدن به رشد اقتصادی مورد نظر چشم انداز منطقه، را به تاخیر خواهد انداخت. Zhao, et al., (2017) به ارزیابی وجود رابطه منحنی U معکوس کوزنتس بین رشد اقتصاد و مصرف آب در یک مطالعه ترکیبی در استان‌های چین پرداختند. مدل درجه دو، درجه سه و رگرسیون غلتطکی در دوره ۲۰۰۳- ۲۰۱۴ در دو بُعد منطقه‌ای و ملی مورد برآورد قرار گرفت. جمعیت، منابع ذخیره‌ای آب و تکنولوژی مهم‌ترین متغیرهای موثر بر مصرف آب در چین هستند. همچنین نتایج نشان داد که در سال ۲۰۲۱ چین به نقطه اانحنای رابطه کوزنتس بین آب و رشد اقتصاد خواهد رسید. Qiang, et al. (2018) به تجزیه سهم مصرف آب شهری در رشد اقتصادی شهرهای گوانژو، شانگهای و بیجینگ پرداختند. نتایج نشان داد که آب مهم‌ترین محدودیت در توسعه و رشد اقتصادی این شهرها است. مصرف آب شهری بیشترین تاثیر را در رشد اقتصادی شهر گوانژو داشته است. در داخل ایران فقط مطالعه حیدری (۱۳۹۵) در غالب پایان‌نامه کارشناسی ارشد به ارزیابی رابطه از سمت رشد اقتصادی به آب پرداخته است. به این ترتیب مهم‌ترین نوآوری این پژوهش ارزیابی رابطه علیت کرنلی بین آب و رشد اقتصادی با استفاده از یک مدل رگرسیون ناپارامتریک نادارایا – واتسون که به لحاظ نتایج آماری برتری‌های متعددی نسبت به سایر مدل‌های اقتصادسنجی پارامتریک دارد که در قسمت مدلسازی توضیح داده خواهد شد.

مبانی نظری

آب به عنوان یک کالای اقتصادی دارای عرضه فیزیکی و اقتصادی است. عرضه فیزیکی، عرضه طبیعی و اولیه آب است و عرضه اقتصادی منحنی هزینه نهایی بلندمدت تولید کالای اقتصادی آب است (خوش‌اخلاق، عمادزاده و نورعلیزاده، ۱۳۷۹). تقاضای آب بر حسب کاربردهای وسیع آن، مانند استفاده بخش آب شرب؛ بخش کشاورزی؛ بخش صنعت و معدن؛ بخش گردشگری و محیط‌زیست، متمایز شده‌است (جلیلی و خوش‌اخلاق، ۱۳۹۵). در ایران سالانه بیش از ۸۰ میلیارد مترمکعب آب از منابع آب زیرزمینی به‌صورت ۱۳۵۷۶۰ چشمه، ۳۷۲۴۰ رشته قنات و ۶۴۰۹۰۰ حلقه چاه استخراج می‌گردد. متوسط ریزش‌های جوی سالانه در سطح کشور ۴۱۱ میلیارد متر مکعب است که تنها ۱۳۰ میلیارد مترمکعب آن (معادل ۳۱/۶ درصد) جزو منابع تجدید پذیر محسوب می‌شود (وزارت نیرو، ۱۳۹۲). بطور کلی عرضه آب یا به صورت عرضه آب‌های سطحی و آب‌های زیرزمینی یا به صورت عرضه فیزیکی و عرضه اقتصادی در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرد. اما آب به شکل‌های مختلف در طبیعت وجود دارد و بشر نیز به قوت تکنولوژی آب‌های با کیفیت مختلفی را عرضه می‌دارد. آب‌های زیرزمینی، رودخانه‌ها، دریاچه‌ها، آب انبارها، سیل-آب‌ها، شیرین کردن آب (نمک زدایی)[2] تصفیه آب و آب‌های برگشتی که برحسب مورد برای بخش‌های مختلف عرضه می‌گردد (خوش‌اخلاق، ۱۳۸۷).

آب یک منبع طبیعی است و منبع طبیعی قابل تولید نیست، اما عرضه آب تحت تاثیر نهاده‌ها و تکنولوژی است که در تولید آب نقش دارند (خوش‌اخلاق، ۱۳۸۳) مانند: دسترسی به آب‌های زیرزمینی، جمع‌آوری نزولات آسمانی و آب‌های سطحی، انتقال آب و تصفیه پساب‌ها. عرضه آب

[1] . Syrdarya

[2]. Desalinated water

به دو بخش عرضه فیزیکی و عرضه اقتصادی قابل تقسیم است Vaux and Howitt (1984) عرضه فیزیکی در طول زمان به سمت کشش صفر حرکت می‌نماید و عمودی می-گردد. در قسمت بی‌کشش منحنی عرضه فیزیکی با اندکی افزایش در تقاضای آب، قیمت آب شدید افزایش می‌یابد. بدین ترتیب در مقادیر بیشتر عرضه فیزیکی به دلیل کاهش کشش عرضه آب فیزیکی، ناگزیر به عرضه اقتصادی آب روی می‌آوریم. عرضه اقتصادی آب، عرضه‌ای است که تابعی از تکنولوژی و نهاده‌های تولید آب است (جلیلی، ۱۳۹۵). منابع آب تجدید شونده در جهان حدود ۴۲۳۷۰ میلیارد مترمکعب است که ایران سهم ۰/۰۳ درصدی دارد۹۵ درصد از این میزان بصورت منابع آب سطحی جریان پیدا می‌کند و ۵ درصد باقیمانده، مربوط به نفوذ مستقیم بارش‌ها به آبخوان‌ها است (صادقی و همکاران،۲۰۱۰). بنابراین منابع آب سطحی و رودها توزیع‌کننده اصلی آب تجدیدپذیر محسوب می‌شوند (اندیشکده تدبیر آب ایران، ۱۳۹۳). سرانه منابع آب تجدیدپذیر ۷۶۰۰ مترمکعب در سال است که این آمار در ایران ۱۷۰۰ مترمکعب در سال است (صادقی و همکاران،۲۰۱۰).

منابع آب زیرزمینی در مقایسه با منابع آب سطحی، ویژگی‌های خاصی دارند، مانند کیفیت خوب میکروبیولوژیکی و نیاز کمتر به تصفیه و پالایش، تاثیرپذیری کمتر در برابر خشکسالی، سرمایه‌گذاری اولیه کمتر و نیاز به طرح‌ها و نقشه‌های محدودتر . به علاوه، توسعه آنها به اقدامات جمعی گسترده وابسته نیست. از همه مهم‌تر در شرایطی که عرضه آب سطحی در اغلب موارد انطباق لازم را با نیازها در سطح نقاط مصرف و مزارع ندارد، استحصال آب زیرزمینی از طریق پمپاژ، با کنترل و مدیریت عرضه می‌تواند در انطباق با تقاضاها باشد. بنابراین، منابع آب زیرزمینی در بسیاری از مناطق خشک و نیمه خشک جهان، به عنوان منبع حیاتی برای تامین آب مطرح هستند، به طوریکه آب مورد نیاز برای مصارف مختلف همچون شرب، کشاورزی، صنعت و محیط‌زیست را، به ویژه در زمان خشکسالی فراهم می‌کنند. از ۴۳۳۰ میلیارد مترمکعب آب شیرین که سالانه مورد استفاده قرار می‌گیرد، آب زیرزمینی یک ششم برداشت ازکل آب شیرین را تشکیل می‌دهد. این سهم در کشورهای مختلف بسیار متفاوت است. مثلا در لبنان ۳۰ تا ۴۰ درصد، در نیوزیلند ۴۲ درصد، ایران ۵۵ درصد، استرالیا ۷۰ درصد و مغولستان ۹۰ درصدگزارش شده است (اندیشکده تدبیر آب ایران، ۱۳۹۳). نیمی از نیروی کار جهانی در هشت صنعت مبتنی بر منابع طبیعی و آب مشغول هستند، شامل: کشاورزی، جنگلداری، شیلات، انرژی، تولیدات مبتنی بر منابع طبیعی، بازیافت، ساختمان و حمل و نقل. تقریبا یک میلیارد نفر در سه صنعت اول شاغل هستند (سازمان ملل متحد، ۲۰۱۶). کاهش کمی و کیفی منابع آب زیرزمینی از چهار جهت بر رشد اقتصادی موثر خواهد بود:

۱- آب به عنوان یک نهاده تولید در تابع تولید وارد می‌شود. کاهش حجم منابع آب زیرزمینی علاوه بر کاهش کشش عرضه آن که منجر به افزایش قیمت می‌گردد، به دلیل پائین بودن کشش جانشینی آب در صنعت و به خصوص کشاورزی با سایر نهاده‌های تولید به طور مستقیم بر سطح تولید موثر خواهد بود. ۶۷ درصد منابع آب زیرزمینی در بخش کشاورزی و ۱۱ درصد در بخش صنعت و معدن استفاده می‌گردد (اندیشکده تدبیر آب ایران، ۱۳۹۳).

۲- آب به عنوان یک کالای مصرفی در تابع مطلوبیت خانوار و نیروی کار وارد می‌شود و در سبد مصرفی فقر مطلق یک کالای ضروری است و به عنوان یک خدمت و نهاده تولید در بخش گردشگری ایجاد ارزش افزوده می‌نماید. ۲۲ درصد منابع آب زیرزمینی در بخش مصارف خانگی مورد استفاده قرار می‌گیرد (جلیلی، ۱۳۹۶).

۳- آب زیرزمینی در بخش محیط زیست تعیین کننده کیفیت محیط زندگی برای بخش تولید و مصرف برای ادامه حیات است که مستقیما بر تولید ناخالص سبز موثر است. همچنین کاهش کمی منابع آب زیرزمینی از

طریق برهم خوردن توازن آب شور و شیرین در مناطق ساحلی و افزایش املاح آب شیرین در مناطق خشک، بر کیفیت آب زیرزمینی موثر خواهد بود و هزینه‌های استحصال را افزایش خواهد داد.

۴- کاهش منابع آب زیرزمینی منجر به افزایش مناقشات تخصیص آب خواهد شد و هزینه مبادله صعودی به سیستم اقتصادی تحمیل خواهد نمود که این هزینه‌ها در مناطق مرزی شدت بسیار بیشتری خواهند داشت و مناقشات جنبه سیاسی و نظامی نیز پیدا خواهد نمود (ملینکوفوفا، ۲۰۱۷).

بررسی‌ها نشان می‌دهد که برداشت‌ها در طول ۵۰ سال گذشته با نرخ رشد سالانه ۱ تا ۲ درصد، سه برابر شده است. متوسط نرخ رشد تخلیه آب غیرتجدیدپذیردر قرن بیستم حدود ۶ تا ۷ درصد برآورد می‌شود (Van der Gun, 2012). مطالعات رابطه بین رشد اقتصادی و آب در کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که در مراحل اول توسعه‌یافتگی این رابطه برقرار بوده است و آب علت رشد اقتصادی بوده است، اما در طول زمان با حرکت در مسیر توسعه این کشورها این رابطه را قطع نموده‌اند و امروز با مدیریت تقاضای کل آب و کاربرد تلکنولوژی‌های نوین مصرف و تصفیه، با کاهش مصرف آب رشد اقتصادی بالاتر و رفاه بالاتر را تجربه می‌نمایند. استرالیا در فاصله ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۹ حدود ۴۰ درصد از مصرف آب خود را کاهش داده‌است. این در حالی است که تولید ناخالص داخلی این کشور در همین فاصله حدود ۳۰ درصد افزایش پیدا کرده‌است. آمریکا در عرض ۳۰ سال مصرف آب خود را کاهش داده‌است این در حالی است که اقتصاد این کشور در همین فاصله ۳ برابر شده‌است. ایران، قزاقستان و مصر جزو کشورهایی هستند که تولید ناخالص داخلی آن‌ها طبق مطالعات بانک جهانی همراه با افزایش مصرف آب بوده‌است. مطالعات دانشگاه استنفورد در مورد ایران نشان می‌دهد این کشور تا سال ۲۱۰۰ حدود ۵۸ درصد از تولید ناخالص داخلی خود را به دلیل تنش آبی از دست خواهد داد (اتاق بازرگانی، صنایع و معادن ایران، ۱۳۹۶). ۷۵ درصد از شغل‌های کاربر در دنیا وابسته به آب هستند (بانک جهانی، ۲۰۱۶). Matthew (2006) یک رابطه U معکوس را بین رشد اقتصادی و مصرف آب اثبات نمود. رابطه U معکوس بین آب و رشد اقتصادی نیز در اقتصاد ایران رد نشده است (حیدری، ۱۳۹۵). حل تنش آبی بین‌المللی بستگی به تاثیر آب در رشد اقتصادی کشورهای درگیر دارد (Melnikovova, 2017). محدودیت آب می‌تواند اهداف رشد اقتصادی را به تاخیر اندازد (Misra, 2017).

مدلسازی اقتصادسنجی

در این مقاله برای بررسی تاثیر متقابل آب و رشد اقتصادی از روش همبستگی تعمیم‌یافته[۱] و علیت کرنل[۲] استفاده می‌شود. با توجه به نوین بودن روش محاسبه لازم است ابتدا توضیح لازم در این باره داده شود.

همبستگی تعمیم‌یافته

پیرسون (۱۹۸۰) پیشگام معرفی ضریب همبستگی[۳] r(x,y) است. این رابطه ضریب همبستگی خطی بین دو متغیر تصادفی را می‌سنجد. مقدار این ضریب بین ۱- تا ۱ تغییر می‌کند؛ که ۱ به معنای همبستگی مثبت کامل، (۰) به معنای عدم همبستگی و ۱- به معنای همبستگی منفی کامل است. رابطه شناخته شده ضریب همبستگی به صورت زیر است.

$$\gamma_{x,y} = \frac{\mathrm{cov}(x, y)}{\delta_x \delta_y} \qquad (۱)$$

مهمترین پیش‌فرض محاسبه همبستگی پیرسون عبارت است از این که داده ها از توزیع نرمال پیروی

۱. Generalized Correlation

۲. Kernel Causality

۳. Correlation Coefficient

می‌کنند. به عبارت دیگر به دنبال یک رابطه خطی و نرمال بین دو متغیر تصادفی است حال آنکه رابطه بین دو متغیر می‌تواند یک رابطه غیرخطی باشد و یا حتی داده‌ها دارای توزیع غیرنرمال باشند؛ به طوری که ضریب همبستگی نتواند رابطه واقعی را برآورد کند. مزیت بارز برآوردهای ناپارامتریک این است که منجر به حداقل فروض به منظور فرآیند تولید داده‌ها می‌شود. Vinod, (2014) ضریب همبستگی جدیدی با عنوان ضریب همبستگی تعمیم یافته معرفی کرده است و آن را با $r^*(Y|X)$ و $r^*(X|Y)$ نشان داده است. او نشان می‌دهد که ضریب همبستگی تعمیم یافته بر خلاف ضریب همبستگی پیرسون اولا به صورت ناپارامتریک برآورده می‌شود و ثانیا ماتریس همبستگی نیز متقارن نخواهد بود. یعنی این که $r^*(Y|X) \neq r^*(X|Y)$.

به عبارت دیگر اگر $r^*(Y|X) > r^*(X|Y)$ در این صورت X علیت کرنل Y خواهد بود.

۲-۴- علیت کرنل

مبنای علیت کرنل، مدل رگرسیون کرنل نادارایا – واتسون[۱] است. (Vinod, 2008 بخش ۴-۸)

اولین مقاله در زمینه رگرسیون ناپارامتری در سال ۱۹۶۴ توسط نادریا و واتسون منتشر شد .آنان به مرور کارهای انجام شده در زمینه برآورد چگالی احتمال و ایده‌گرفتن از برآورد هسته برای چگالی احتمال، ایده تعمیم برآوردگر هسته را به منحنی رگرسیون ارائه دادند .آنان در حالتی که X متغیر تصادفی است تابع ذیل را برآورد کردند (محمود، ۱۳۹۳).

$$m(x) = E(Y \left| X = x \right) \int y \frac{f(x,y)}{f(x)} dx \qquad (۲)$$

و به جای f(x,y) و f(x) برآوردگرهای هسته کرنل آنها را قرار داده و پس از ساده کردن عبارت حاصل با توجه به شرایطی که برای تابع هسته کرنل در نظر گرفتند به برآوردگری رسیدند که به برآوردگر نادارایا-واتسون مشهور است. (لازم به ذکر است که تابع هسته کرنل یک تابع حقیقی، پیوسته و متقارن حول صفر است که انتگرال آن برابر یک می‌باشد. آنان همچنین سازگاری برآوردگر مورد نظر و توزیع جانبی نرمال از این برآورد را یافته و مساله را به رگرسیون چندمتغیره و سری‌های زمانی تعمیم دادند.

به طور کلی این مدل رگرسیون به صورت زیر است:

$$Yt = G_1(x_t) + \varepsilon_1 t \quad t = 1, \dots, T \qquad (۳)$$

که فرم تابعی $G_1(.)$ ناشناخته بوده و تنها فرض می‌شود که یک تابع یکنواخت است. g_1 (که $G_1(.)$ را تخمین می زند)، توسط مدل رگرسیون کرنل نادارایا – واتسون با استفاده از نسبت چگالی مشترک[۲] به چگالی حاشیه‌ای[۳] تخمین زده می‌شود. این تخمین با استفاده از روش هموارسازی کرنل[۴] صورت می‌گیرد. به طوری که چگالی مشترک $f(x,y)$ بر چگالی حاشیه‌ای $f(x)$ تقسیم شده و به صورت زیر بازنویسی می‌شود.

$$g_1(x) = \frac{\sum_{t=1}^{T} y_t k(\frac{x_t - x}{h})}{\sum_{t=1}^{T} k(\frac{x_t - x}{h})} \qquad (۴)$$

که $k(.)$ تابع کرنل گوسین و h پارامتر طول باند[۵] است. اثبات می شود که با در نظر گرفتن دو فرض

الف) $G_1(x) \in \mathcal{G}$ جزء توابع قابل اندازه‌گیری بورل[۶]

ب) $E(x^2) < \infty$

$G_1(x)$ یک پیش‌بینی‌کننده بهینه بر مبنای میانگین مربع خطاها (MSE) است. (اثبات Li and Racine, 2007)

مدل می‌تواند با اضافه‌شدن رگرسیون‌های دیگر x_s به عنوان متغیرهای کنترل توسعه و تعمیم یابد. البته برای سادگی بحث فعلا از آن استفاده نمی‌شود. لازم به توضیح است که اگر چه رگرسیون نادارایا-واتسون از سال ۱۹۶۴ معرفی و استفاده شده است؛ تمرکز مقاله حاضر بر محاسبه علیت ناپارامتریک کرنلی مبتنی بر رگرسیون نادارایا-واتسون است که به علیت تعمیم یافته مشهور شده و از سال ۲۰۱۴

۱. Nadaraya-Watson Kernel regression
۲. Joint Density
۳. Marginal Density
۴. Kernel Smoothing
۵ Bandwidth Parameter
۶. Class Of Borel Measurable Functions

توسط وینود معرفی و توسعه پیدا کرد. مدل رگرسیون ۲ نیز به صورت ذیل است.

$$X_t = G_2(\mathrm{y_t}) + \varepsilon_2 \mathrm{t} \qquad \mathrm{t} = 1, \dots, \mathrm{T} \qquad (۵)$$

که $G_2(\mathrm{y_t})$ دقیقا شبیه $G_1(\mathrm{x_t})$ است. به عبارت دیگر علیت کرنل منجر به انتخاب مدل بین دو رگرسیون کرنل $E(\mathrm{Y|X}) = \mathrm{g_1(x)}$ و $\mathrm{E(X|Y) = g_2(x)}$ می شود. (وینود، ۲۰۱۵).

اگر X علیت کرنل Y باشد در آن‌صورت حداقل دو مورد از ۳ مورد ذیل می‌بایست برقرار باشد.

الف) $\left|\frac{\partial g_1(Y|X)}{\partial X}\right| < \left|\frac{\partial g_2(X|Y)}{\partial Y}\right|$

ب) $(|\hat{\epsilon}_{1t}|) < (|\hat{\epsilon}_{2t}|)$

ج) $R_1^2 > R_2^2$

مبنای مقاله حاضر، معیار سوم خواهد بود. به عبارت دیگر متغیر X علیت کرنل متغیر Y می‌باشد. یا $X \to Y$ در صورتی‌که رابطه (۲) نسبت به رابطه (۴) قابلیت توضیح‌دهندگی بالاتری داشته باشد.مزایای علیت کرنل به جای علیت گرنجر

دو فایده عمده رگرسیون کرنل و به تبع آن علیت کرنل نسبت به علیت گرینجر عبارتند از:

۱)رگرسیون کرنل معمولا بهتر و قوی‌تر از رگرسیون‌های خطی یا غیرخطی پارامتریک برازش می‌کنند. برای مثال اگر همبستگی پیرسون rx,y باشد؛ ثابت می‌شود که: $r_{x,y} < \mathrm{r^*(X|Y)}$ و $r_{x,y} < \mathrm{r^*}(Y|\mathrm{X})$.

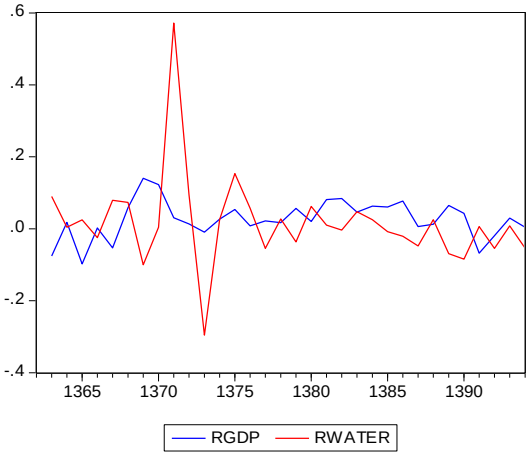
۲) رگرسیون‌های کرنل، هیچ گونه محدودیت غیرضروری بر توابع انتظاری شرطی نامعلوم ایجاد نمی‌کند (Shaw, 2014). برای مثال در رگرسیون پارامتریک حتما می بایست $\sum \hat{e}_t = 0$ باشد.

توصیف داده‌ها

برای ارزیابی اثرات متقابل مصرف آب و رشد اقتصادی در این پژوهش از داده های سالانه سری زمانی تولید ناخالص داخلی و منابع آب زیر زمینی از سال ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۴ استفاده شده است. به همین منظور داده‌ها با تواتر سالانه از سایت رسمی مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج گردید. همچنین آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول شماره ۱- توصیف داده‌های پژوهش.

متغیر	مصرف منابع آب زیرزمینی (میلیون متر مکعب)	تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)
میانگین	۶۴/۸۶۲	۱۳۶۳۱۴۳
انحراف معیار	**۱۲/۱۱۹**	**۴۷۰۰۱۵**
چولگی	-۰/۳۶۰۸	۰/۳۵۱۸
کشیدگی	**۱/۷۹۵**	**۱/۶۱۷**
آماره جاگ برا	۲/۷۱ (۰/۲۵۷)	۳/۳۰۸ (۰/۱۹۱)



***منبع: محاسبات پژوهش **نکته: داده‌ها تواتر سالانه دارند.**

شکل شماره ۱- رشد تولید، رشد مصرف منابع آب زیرزمینی.

***منبع: محاسبات پژوهش ***

با توجه به آماره جاک برا و مقدار احتمال آن، هر دو متغیر تولید ناخالص داخلی و مصرف منابع آب زیرزمینی از توزیع نرمال برخوردارند. همچنین کشیدگی متغیر مصرف منابع آب زیرزمینی بیشتر از تولید ناخالص داخلی است. متغیر منابع آب زیرزمینی چوله به چپ و تولید ناخالص داخلی چوله به راست می‌باشند.

براورد مدل

آزمون معنی داری علیت کرنل مصرف آب و تولید ناخالص داخلی

در صورتی که توابع G_1وG_2 در روابط ۲ و ۴ هر دو خطی باشند و یا تابع چگالی مشترک f(x,y) نرمال باشد؛ در آن صورت R^2 در هر دو درگرسیون همان مجذور ضریب همبستگی رگرسیون خواهد بود. بنابراین

$$\delta = r^*(X|Y) - r^*(Y|X) \approx 0 \qquad (۶)$$

اما اگر δ غیرصفر معنادار باشد، در آن‌صورت توابع یکنواخت G_1وG_2 نرمال و خطی نبوده و علیت یک طرفه معنا خواهد داشت. برای آزمون معناداری δ روش‌های مختلفی وجود دارد. در این پژوهش به دلیل این که حجم نمونه کوچک است از روش بوت استرپ[۱] برای آزمون معناداری δ استفاده می‌شود. در روش بوت استرپ به تعداد بسیار زیادی (مثلا ۱۰۰۰ بار) بازنمونه‌گیری[۲] انجام گرفته و δ محاسبه می‌شود. برای انجام این آزمون، وینود (۲۰۱۵) رابطه زیر را تعریف می‌کند.

$$P(cause) = \max\{P^*(\delta_j < 0), P^*(\delta_j > 0)\} \qquad (۷)$$

هر قدر $P(cause)$ بزرگ‌تر باشد بهتر است. به عبارت دیگر عدد بزرگ‌تر، مطلوب‌تر است چرا که نشان دهنده δ بزرگتر از صفر است. در این مقاله n=999 بار بازنمونه‌گیری انجام گرفت و نتایج زیر استخراج گردید.

P(cause)= ۰/۹۶۷۹۶۸

این عدد نشان دهنده معناداری δ و در نتیجه صحیح بودن علیت کرنل یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف آب است.

آزمون دیگری برای معنا داری δ (علیت کرنل)؛ آزمون هیوریستیک[۳]

آزمون هیوریستیک یکی دیگر از آزمون‌های معناداری δ است، که به لحاظ محاسبه راحت‌تر از روش بوت استرپ است. در سال ۱۹۲۱ فیشر برای ضریب همبستگی یک تبدیل استاندارد شده به صورت زیر ارائه کرد که به صورت تابع هایپربولیک است.

$$r = \tanh\left[(z) \rightarrow z = \left[\tanh\right]^{(-1)}(r) = 1/2 \log\left[(1+r)/(1-r)\right]\right] \qquad (۸)$$

اگرچه از این آزمون می‌توان برای معناداری تفاوت دو ضریب همبستگی پیرسون استفاده کرد؛ اما به صورت تقریبی نیز می‌توان برای رابطه زیر استفاده کرد.

$$t\ stat = paired.r\ (r^*_{xy}, r^*_{Yx}, yz = \min(|r^*_{xy}|, |r^*_{Yx}|, n)) \qquad (۹)$$

که n حجم نمونه می‌باشد. مقدار این آزمون همانند توزیع نرمال اگر بزرگ‌تر از ۲ بود δ معنادار و در غیر این

۱. Boot Strap
۲. Resampling
۳. Heuristic Test

صورت معنادار نخواهد بود. آزمون هیدروسیک در جدول زیر ارائه شده است.

جدول شماره۵- آزمون هیوریستیک.

آزمون	آماره T	مقدار احتمال
آزمون هیوریستیک	-۲/۶۷	۰/۰۱

***منبع: محاسبات پژوهش ***

نتایج جدول شماره ۵ و مقدار آماره t، حاکی از معناداری δ و در نتیجه متفاوت بودن ضریب همبستگی تعمیم یافته مصرف منابع آب زیرزمینی و تولید ناخالص داخلی و ضریب همبستگی تعمیم یافته تولید ناخالص داخلی و مصرف منابع آب زیرزمینی است. به عبارت دیگر علیت از سمت تولید ناخالص داخلی به مصرف منابع آب زیرزمینی دوباره در این قسمت تایید می شود.

نتیجه‌گیری

مهم‌ترین مزیت این مطالعه نسبت به سایر مطالعات خارجی و حتی تنها مطالعه داخلی حیدری (۱۳۹۵) این است که در تشخیص رابطه علیت قیدهای محدودکننده علیت گرنجری که منجر به نتایج و ضرایب با کارایی ناشی از قیدهای اعمال شده می‌بود، را نخواهد داشت و نتایج این مطالعه قابل اتکاتر خواهد بود، زیرا علیت کرنلی صرفا رابطه خطی را بررسی نمی‌کند، که به خصوص برای تحلیل در مقیاس‌های زمانی متفاوت بسیار قابل کاربرد است به خصوص در بلندمدت که سری‌های زمانی گرایش به رابطه‌های غیرخطی دارند. همچنین فرض نرمال بودن توزیع جملات خطا و پارمترها دیگر بر روابط علیت تحمیل نمی‌گردد که ضرایب برآورد شده را قابل اتکا می‌نماید. همچنین باتوجه به اینکه علیت کرنل یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف آب است، یعنی رشد اقتصادی علت خطی و غیرخطی افزایش مصرف منابع آب زیرزمینی بوده است نشان می‌دهد که کالاهای تولید شده در ایران آب‌بر بوده است و آب زیرزمینی یک نهاده مهم در تابع تولید کالاها و خدمات (خدمات مانند صنعت گردشگری) سهیم در تولید ملی محسوب می‌گردد. بنابراین افت سطح آب زیرزمینی و تهی شدن سفره‌های آب زیرزمینی و پیامدهای آن از جمله افزایش هزینه‌های استحصال آب، نشست زمین و کاهش کیفیت آب مانند بیشتر مناطق مختلف دنیا (همچون آمریکا، ایتالیا، ژاپن، انگلستان، چین، تایلند، تایوان و مکزیک) در ایران نیز منجر به افزایش قیمت آب زیرزمینی خواهد شد و می‌تواند شدیدا رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد. در مقایسه با منابع آب سطحی، آثار و پیامدهای پمپاژ و بهره‌برداری بی‌رویه منابع آب زیرزمینی به آرامی و در طول زمان خود را نشان می‌دهد به این ترتیب شاید در کوتاه‌مدت با تخلیه منابع آب زیرزمینی رشد اقتصاد مثبت مشهود بوده است اما در بلندمدت حتما تاثیرات منفی کاهش منابع آب زیرزمینی بر رشد اقتصادی مشاهده خواهد شد. همچنین روند احیای این منابع در مقایسه با منابع آب سطحی کندتر است، ممکن است رکود عمیق بر اقتصاد کشور حاکم گردد. در حال حاضر از ۶۰۹ محدوده مطالعاتی (دشت) کشور ۲۹۴ محدوده که مهم‌ترین دشت‌های کشور را نیز شامل می‌شود، ممنوعه هستند و بطور میانگین سالانه بیش از ۵ میلیارد مترمکعب از منابع آب زیرزمینی کشور اضافه برداشت انجام می‌شود. این اضافه بهره‌برداری علاوه بر افت مستمر سطح آب در دشت‌ها و کاهش حجم ذخایر آب زیرزمینی و نشست زمین منجر به افزایش املاح و کاهش کیفیت آب‌ها نیز شده است، که با توجه به علیت کرنلی رشد اقتصادی به آب کاهش کمیت و کیفیت آب زیرزمینی منجر به رکود اقتصادی بلندمدت در اقتصاد ایران خواهد شد. همچنین با توجه به اینکه رشد اقتصادی ایران تحت تاثیر نهاده آب است و کمبود آب نیز روند صعودی شدید در اقتصاد ایران دارد، امکان جایگزینی آب با استفاده از تکنولوژی‌های جدید، امری زمان‌بر است که می‌تواند منجر به رکود شدید بر اقتصاد ایران گردد، به این ترتیب پیشنهاد می‌گردد که هم در سبد صادراتی و هم در سبد مصرفی داخلی به سمت تولید کالاهای کمتر آب‌بر سیاست‌گذاری

گردد و با استفاده از تئوری آب مجازی، کالاهای آب بر وارد گردند و از تکنولوژی‌های تولید کالاهای آب‌بر با صرفه‌جویی بشتر استفاده گردد. مطالعه حیدری (۱۳۹۵) نشان داد که علیت از رشد اقتصادی به سمت مصرف آب در بین ۶۰ کشور جهان در دوره ۱۹۹۲-۲۰۱۲ و به خصوص ایران وجود دارد. نتایج این مطالعه نیز به نتایج مشابهی برای ایران در دوره ۱۹۸۴- ۲۰۱۶ دست یافت. همچنین نتایج این پژوهش با نتایج مطالعات متیو (۲۰۰۶)، همتی و همکاران (۲۰۱۱)، کاتز (۲۰۱۴) و کیانگ و همکاران (۲۰۱۸) مطابق است و رابطه علیت را از رشد اقتصاد به آب نشان می‌دهد، اما رابطه علیت اثبات شده در این مطالعه در جهت عکس رابطه اثبات شده توسط ملینکوفوفا (۲۰۱۷) است. به منظور مطالعات آتی پیشنهاد می‌گردد معمای هکچر- اوهلین در مورد کالاهای آب در تجارت خارجی ایران مورد ارزیابی قرار گیرد. زیرا آمارها نشان می‌دهد که ایران یک کشور دارای محدودیت نهاده آب است اما صادرات محصولات آب‌بر سهم چشمگیری در اقتصاد آن دارد. همچنین در صورت دسترس بودن اطلاعات دقیق مربوط به آب‌های سطحی و زیرزمینی در استان‌های مختلف کشور، تاثیر مصرف آب بر رشد اقتصادی منطقه‌ای نیز مورد مطالعه قرار گیرد.

منابع

اندیشکده تدبیر آب ایران (۱۳۹۳). آشنایی با منابع آب زیرزمینی.

حیدری، م. (۱۳۹۵). اثر رشد اقتصادی بر مصرف منابع آب (در چارچوب منحنی زیست محیطی کوزنتس)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

جفره، م.، س. علیزاده. ۱۳۸۸. بررسی نقش بازار در تخصیص بهینه منابع آب، علوم اقتصادی، دوره ۲، شماره ۸، ص. ۷۹۵.

جلیلی کامجو، س. پ. ۱۳۹۵. کاربرد نظریه طراحی مکانیسم و نظریه تطبیق در طراحی بازار آب: رویکرد نهادی، مجله اقتصاد و الگوسازی، سال هفتم، شماره ۲۶، ص. ۱۲۱-۱۳۸.

جلیلی کامجو، س. پ.، ر.، خوش اخلاق. ۱۳۹۵. استفاده از نظریه بازی‌ها در تخصیص بهینه آب در زاینده‌رود، مجله مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران، سال ۵، شماره، ۱۸، ص. ۵۳-۸۰.

خالدی، ه.، م. آل یاسین. ۱۳۷۹. عرضه و تقاضای آب در جهان از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۵ (سناریو و مسایل) نشریه شماره ۳۴ کمیته ملی آبیاری و زهکشی ایران.

خوش‌اخلاق، ر. ۱۳۷۸. اقتصاد منابع طبیعی، انتشارات جهاد دانشگاهی.

خوش‌اخلاق، ر. ۱۳۸۳. "اقتصاد آب"، ماهنامه اقتصاد ایران، شماره ۶۶، مرداد.

خوش‌اخلاق، ر.، م. عمادزاده، ل. نورعلیزاده. ۱۳۷۹. تخمین تابع عرضه اقتصادی درازمدت آب درحوضه آب‌ریز رودخانه زاینده‌رود، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هشتم، شماره ۳۰، ص ۴۳-۶۱.

محمود، ح. ۱۳۹۳. مدل بندی رگرسیون در راه آهن، مرکز آموزش تحقیقات راه‌آهن جمهوری اسلامی ایران، انتشارات جهانتاب.

وزارت نیرو. ۱۳۹۲. مطالعات بهنگام سازی طرح جامع آب کشور با رویکرد مدیریت بهم پیوسته منابع آبی.

یزدی، س. ع.، آ. احمدی، ع. نیکوئی. ۱۳۹۳. بکارگیری ابزارهای اقتصادی در افزایش بهره‌وری آب، مطالعه موردی زاینده‌رود، پژوهشات منابع آب ایران، سال دهم، شماره یک.

Al Radif, A. 1999. Integrated water resources management) IWRM): An approach to face the challenges of the next century and to avert future crises. Desalination, 124 (1-3), 145-153.

Duarte, R., V. Pinilla, A. Serrano. 2013. Is there an Environmental Kuznets Curve for water use? A panel smooth transition regression approach. Econ. Model. 31, 518-527.

Foster, S., D. P. Loucks. 2006. Non-Renewable Groundwater Resources, a guidebook on socially-sustainable management for water-policy makers, IHP-IV GROUWATER SERIES NO 10, UNESCO.
Granger, C. W. J. 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Methods and Cross Spectral Methods, Econometrica, 37, 424-438.
Hemati, A., M. Mehrara, A. Sayehmiri. 2011. New vision on the relationship between income and water withdrawal in industry sector. Nat. Resour. 2 (3), 191-196.
Katz, D. 2104. Water use and economic growth: reconsidering the Environmental Kuzne ts Curve (EKC) relationship, Journal of Cleaner Production, 20, P. 1-9.
Kocsis, T. 2012. Looking through the dataquadrate: characterizing the human-environment relationship through economic, hedonic, ecological and demographic measures. J. Clean. Prod. 35, 1-15.
Kuznets, S. 1955. Economic Growth and Income Inequality, American Economic Review, 45, 1-2.
Melnikovova Li, Q. J. S. Racine. 2007. Nonparametric Econometrics, Princeton University Press.
Misra, S. 2017. Water Use and Reallocation Implications for Economic Growth: A Case Study of Rajasthan. World Bank, Washington, DC. World Bank.
Matthew A. C. 2006. Economic growth and water use, Journal of Applied Economics Letters, Volume 11, Issue 1, P. 1-4.
, L. 2017. Can game theory help to mitigate water conflicts in the Syrdarya basin? Acta university agriculturae et silviculturae mendelianae brunesis, Number 4.
Postel, S. L., G. C. Daily, P. R. Ehlich. 1996. Human appropriation of renewable fresh water. Science 271 (5250), 785-788.
Qiang, W., J. Rui, L. Rongrong. 2018. Decoupling analysis of economic growth from water use in City: A case study of Beijing, Shanghai, and Guangzhou of China, Sustainable Cities and Society, Volume 41, Pages 86-94.
Sadeghi, A Gha., M. zali, J. Attari. 2010. Estimation of Irrigation Water Demand for Barley in Iran, journal of agricultural science, 31- 40.
Shaw, P. 2014. A nonparametric approach to solving a simple one-sector stochastic growth model, Economics Letters, 125, 447-450.
UNWWAP (United Nations, World Water Assessment Programme), 2003-2017. UN World Water Development Report: Water for People, Water for Life. UNESCO and Berghahn Books.
Van der Gun, J. 2012. Groundwater and global change: UNITED NATIONS WORLD WATER ASSESSMENT PROGRAMME, Unesco.
Vaux, H.J., R. E. Howitt. 1984. Managing water scarcity: an evaluation of interregional transfers. Water Resources Research 20, 785–792.
Vinod, H. D. 2015. Generalized Correlation and Kernel Causality with Applications in Development Economics, Communications in Statistics – Simulation and Computation, accepted Nov. 10.
Vinod, H. D. 2008. Hands-on Intermediate Econometrics Using R: Templates for Extending Dozens of Practical Examples, Hackensack, NJ: World Sci- enti_c, ISBN 10-981-281-885-5.
Vinod, H. D. 2014. Matrix Algebra Topics in Statistics and Economics Using R, inHandbook of Statistics: Computational Statistics with R, Vol. 34, , eds. Ra o, M. B. and Rao, C. R., New York: North Holland, Elsevier Science, pp. 143-176.
Zhao, X., X. Fan, J. Liang. 2017. Kuznets type relationship between water use and economic growth in China, Journal of Cleaner Production, Volume 168, Pages 1091-1100.

Evaluation of kernel Causality between Groundwater Extraction and Economic Growth: Application of Nadaraya-Watson kernel Regression Model

Ramin Khochiany[1], Seyed Parviz Jalili Kamjo[2]

Abstract:
Water is as the primary input in the production function of agriculture, industry, and mining, as an intermediate commodity in tourism, services, and commerce, as a commodity in the consumer basket of households and as the most important factor in the environmental sector. it is also perhaps the most important commodity- Social and environmental factors. Considering the increasing demand and the decrease in water supply, which leads to the scarcity of water, especially groundwater, the impact of this variable on economic growth and its reciprocal relationship is highly regarded by economists. The purpose of this study was to evaluate the kernel causality between extraction of groundwater resources and economic growth using the Nadaraya-Watson regression model and the generalized correlation coefficient for Iran's economy from 1982 to 2015. The results of the research show that although Granger's causality indicates that there is no relation between water consumption and GDP, the generalized correlation coefficient and nonparametric regression show the existence of unidirectional kernel causality from consumption of water to GDP. Therefore, the drop in groundwater levels and the depletion of groundwater aquifers can greatly affect economic growth.

Keyword: **Nonparametric Estimation, Kernel Causality, Heuristic Test, Groundwater Resources.**

1.Assistant Professor, Department of Economics, Ayatollah Boroujerdi University. khochiany@abru.ac.ir. (Corresponding Author)
[2] Assistant Professor, Department of Economics, Ayatollah Boroujerdi University. parvizjalili@abru.ac.ir