

## اثر تخریب محیط زیست (افت سطح آب‌های زیرزمینی) بر نابرابری درآمدی در شهرستان جیرفت

ماشالله سالارپور<sup>۱</sup>، حمید محمدی<sup>۲</sup>، محمد جواد مهدی‌زاده رایینی<sup>۳\*</sup>

۱- استادیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

۲- استادیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

۳- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

\* ایمیل نویسنده مسئول: Javadmehdizadeh55@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۲/۲۵

### چکیده

تخریب محیط زیست و نابرابری درآمدی هر دو از چالش‌های جهانی هستند که مشترکات بسیاری دارند اما اغلب به طور جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرند. هدف از انجام این پژوهش اثر تخریب محیط زیست (افت سطح آب‌های زیرزمینی) بر نابرابری درآمدی در شهرستان جیرفت طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۷ می‌باشد. جهت بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای پژوهش از الگوی خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و روش تصحیح خطا (ECM) استفاده گردید. نتایج نشان داد که در اثر افزایش جمعیت به میزان یک درصد، شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در جیرفت به میزان ۰/۲۶ درصد کاهش می‌یابد. در اثر افزایش تخریب محیط زیست (افت آب‌های زیرزمینی) به میزان یک درصد، شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در جیرفت به میزان ۰/۳۶ درصد کاهش می‌یابد. و در اثر افزایش تولید محصولات کشاورزی به میزان یک درصد، شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در جیرفت به میزان ۰/۹۶ درصد افزایش می‌یابد. بر اساس نتایج به دست آمده ایجاد درآمد و فرصت استخدام افراد در بخش‌های کشاورزی، معدن و صنعت و خدمات برای کاهش فشار بر منابع طبیعی، توسط مسئولان دولتی پیشنهاد می‌گردد.

### کلمات کلیدی

"تخریب محیط زیست"، "آب‌های زیرزمینی"، "نابرابری درآمدی"، "الگوی (ARDL)"، "جیرفت".

## The Impact of Environmental Destruction (Groundwater Level Reduction) on Income Inequality in Jiroft

Mashallah Salarpour<sup>1</sup>, Hamid Mohammadi<sup>2</sup>, Mohammad Javad Mehdizadeh Rayeni<sup>3\*</sup>

<sup>3</sup> - Ph.D student in Agricultural Economics, Zabol University

\*Email Address: Javadmehdizadeh55@gmail.com

### Abstract

Environmental degradation and income inequality are both global challenges that have much in common but are often dealt with separately. The purpose of this study was to investigate the effect of environmental degradation (drop in groundwater level) on income inequality in Jiroft during the period of 1992-2019. To investigate the long-run and short-run relationship between the research variables, the ARDL model and the error correction method (ECM) were used. The results showed that as a result of population increase by one percent, income inequality index (Gini coefficient) decreased in Jiroft by 0.26 percent. As a result of environmental degradation (groundwater loss) by one percent, income inequality index (Gini coefficient) in Jiroft decreases by 0.36 percent. and as a result of agricultural production increase by one percent, income inequality index (Gini coefficient) in Jiroft increases by 0.96 percent. based on the results, government officials are proposing to create income and employment opportunities for people in the agricultural, mining and industrial sectors and services to reduce pressure on natural resources.

### Keywords

"Environmental degradation", "Ground Water", "Income inequality", "ARDL Model", "Jiroft".

## ۱- مقدمه

تخریب محیط زیست ناشی از بهره‌برداری‌های ناپایدار افراد فقیر از منابع محیطی است، که به شکل‌های مختلفی مانند برداشت بی‌رویه آب‌های زیرزمینی، استفاده از منابع طبیعی (هیضم، فضولات حیوانی و مانند اینها) برای سوخت، چرای بی‌رویه دام، تغییر کاربری اراضی جنگلی و مرتعی به زراعی، استفاده از کود شیمیایی برای حاصلخیزی زمین و برداشت بیشتر محصول که آلودگی محیط زیست و به ویژه آب‌های جاری را موجب می‌شود (Agudelo et al., 2003). امروزه بسیاری فقر و نابرابری درآمدی را عاملی عمده و تأثیرگذار بر مشکلات زیست محیطی قلمداد می‌کنند. طرفداران دیدگاه‌های مذکور، عمدتاً معتقدند که فقرا در تلاش برای بقا، بیش از حد از منابع طبیعی استفاده می‌کنند و در نتیجه، فشار زیادی بر محیط زیست وارد می‌آورند. اما این، فقط بخشی از موضوع است. در رویکردهای جدیدتر درباره نابرابری درآمدی و محیط زیست، بر تأثیر شرایط زیست محیطی و اقلیمی بر وخیم‌تر شدن وضعیت زیست فقرا تأکید می‌شود. گسیختگی رابطه انسان با طبیعت، در نتیجه توسعه فناوری - دانسته یا نادانسته - در بسیاری از موارد منجر به برهم خوردن تعادل محیط و نابودی جلوه‌های مختلف زیست محیطی شده است. با این همه، تا پیش از توسعه صنعت مدرن، سیطره طبیعت بر زندگی انسان، بسیار بیشتر از سلطه بشر بر طبیعت بود. امروزه، انسان چنان بر محیط زیست خود یورش آورده که هیچ فرایند طبیعی از تأثیر فعالیت‌های وی مصون نمانده است (فیروزآبادی و عظیم‌زاده، ۱۳۹۱). ارتباط بین فقر و محیط زیست، نخستین بار به عنوان بحثی مناقشه بر انگیز در کنفرانس استکهلم سازمان ملل متحد درباره محیط زیست انسانی در سال ۱۹۷۴ مطرح شد، جایی که نخست وزیر پیشین هند، ایندرا گاندی<sup>۱</sup>، آلودگی را در وهله اول، به فقر و عدم توسعه نسبت داد. در گزارش مذکور، تصریح شده که رشد جمعیت و فقدان دسترسی به زمین، فشاری بر مردم فقیر وارد می‌کند که آن‌ها را به بهره‌برداری فزاینده از محیط زیست حاشیه‌ای روستاها و شهرها، برای بقا در کوتاه مدت مجبور می‌کند و این روند، موجب تخریب منابع می‌شود. این امر خود در فرایندی چرخش‌وار، مجدداً موجب خلق فقر و به خطر افتادن بقا در بلندمدت خواهد شد (UNEP & UNDP, 2010). فقر و نابرابری درآمدی پدیده‌ای اجتماعی و اقتصادی و فرهنگی است که از فقدان تأمین حداقل نیازهای اساسی برای زیستن و سیر به سوی سعادت ناشی می‌شود. فقر پدیده‌ای چندبعدی است؛ یعنی نه تنها شامل بُعد اقتصادی برای ارضای نیازهای اساسی بلکه شامل بُعد انسانی، فیزیکی، زیست محیطی، اجتماعی و سیاسی نیز هست. بانک جهانی دلایل فقر اقتصاد روستایی را در عواملی چون پایین بودن میزان درآمد سرانه، بازدهی کم زمین و فرصت‌های محدود شغلی برشمرده‌اند؛ و دلایل فقر اجتماعی روستایی را در سطح پایین سواد و بالا بودن بعد خانوار که خود کاهش پس انداز و صرف هزینه هنگفت برای بهداشت، آموزش، مصرف غذایی و مسکن را به دنبال دارد، می‌داند (شریفی‌نیا و مهدوی حاجیلویی، ۱۳۹۰). مسئله تخریب محیط زیست و فقر هر دو از مسائل ضروری جهانی‌اند، که مشترکات بسیاری دارند، اما اغلب به طور جداگانه مورد بررسی قرار می‌-

گیرند. محیط را نمی‌توان به حال خود رها کرد، و انسان‌ها نه تنها در برابر یکدیگر بلکه در برابر محیط خود نیز مسئول‌اند؛ و اگر به محیط آسیب نرسد، مدت‌های طولانی پایدار خواهد بود. اقشار فقیر معمولاً فشار فزاینده‌ای بر منابع طبیعی وارد می‌آورند، که این امر در نتیجه رشد جمعیت، دسترسی محدود به زمین یا دسترسی به زمین‌هایی با کیفیت پایین و منابع اندک برای سرمایه‌گذاری و مدیریت منابع پایدار است. این اقشار، چه به خاطر فشاری که به دولت برای برآوردن نیازهایشان می‌آورند و چه به خاطر فعالیت‌های اجتماعی اقتصادی گسترده‌ای که بر روی زمین‌های سست و ضعیف انجام می‌دهند غالباً به نوعی به مثابه مشکل اصلی در دستیابی به توسعه پایدار به‌شمار می‌آیند (Chokor, 2004). با تغییر جهت‌گیری برنامه‌ریزان اقتصادی کشورهای مختلف در طول دو دهه اخیر، رشد سریع اقتصادی جای خود را به توسعه، کاهش فقر و نابرابری داده است. این موضوع، حساسیت پیرامون ریشه‌های مواجهه با فقر را افزایش داده است و محققان به صورت گسترده در زمینه یافتن میزان و نیز عوامل موثر بر آن تلاش کرده‌اند. یافتن میزان فقر و نابرابری از طریق ضریب جینی به عنوان یکی از پارامترهای اندازه‌گیری میزان نابرابری، از درجه اعتبار بالایی برخوردار است. در این بین، تخریب محیط زیست را می‌توان به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر سطح درآمد مردم منطقه دانست. استفاده از منابع آب در بسیاری از مناطق کشور به حدی رسیده است که باعث بیلان منفی و افت آب‌های زیرسطحی شده است. بهره‌برداری از منابع آب زیرزمینی در مناطق خشک و نیمه‌خشک برای مصارف شرب و کشاورزی امری متداول است. اما، با بهره‌برداری بیش از حد از سفره‌های آب زیرزمینی آثار جانبی منفی به‌وجود می‌آورد که مشکلات زیادی را به دنبال دارد. براساس گزارش‌های فائو در سال ۱۹۹۸، نزدیک به یک میلیارد نفر در فقر به سر می‌برند، بنابراین موضوع فقر و اندازه‌گیری آن و نیز پارامترهای متأثر از فقر، جایگاه ویژه‌ای دارد و این جایگاه در دهه‌های اخیر اهمیت بیشتری در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی کشورهای دنیا و به‌ویژه کشورهای درحال توسعه پیدا کرده است (پیرائی و شهسوار، ۱۳۸۸). بر همین اساس برخی از رهیافت‌های محلی‌گرایی در تحلیل رابطه بین فقر و تغییرات زیست‌محیطی، بیان می‌کنند که تخریب محیط زیست به‌عنوان چالشی بسیار بزرگ در دنیا مطرح و بسیاری از اقتصاددانان آن را اصلی‌ترین عامل کاهش فقر در کوتاه‌مدت و ایجاد افزایش فقر در بلندمدت می‌دانند. آب‌های زیرزمینی یک منبع بسیار مهم برای تأمین نیازهای خانگی، صنعتی و فعالیت‌های کشاورزی است. در بسیاری از مناطق جهان، آب‌های زیرزمینی تنها منبع عرضه قابل اطمینان می‌باشند و در سایر مناطق، به دلیل سهولت در قابلیت دسترسی از این منبع استفاده می‌شود. سطح آب‌های زیرزمینی تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر رشد محصول، گسترش پوشش گیاهی و انتقال املاح دارد (Nayak et al., 2006). از این رو، توجه به پایداری منابع آب امری ضروری است. اما، آلودگی و تخلیه آب‌های زیرزمینی در بسیاری از کشورها گسترش یافته است. گسترش روزافزون سیستم‌های آبیاری، فقدان زهکشی طبیعی و مصنوعی، نشت آب از کانال‌های آبیاری، تراوش از مزارع آبیاری و بهره‌برداری از آب‌های زیرزمینی باعث کاهش سطح این منبع آبی شده است (Singh, 2014). عواقب

<sup>1</sup> Indira Gandhi

مسیر به کاهش فقر کمک کند. کاساهان و همکاران (Kassahun et al., 2008) در بررسی تخریب مراتع در تولید، تخریب محیط زیست را باعث افزایش تولید محصولات کشاورزی و کاهش فقر در طول زمان دانستند. مهرگان و زمان شبخانه (۱۳۹۲) مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثر افزایش جمعیت شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران با تاکید بر نظریه کوزننس انجام دادند. نتایج نشان داد که اثر رشد شهرنشینی بر توزیع درآمد به شکل یک رابطه غیرخطی بوده و به روند صنعتی شدن جامعه و تبعات ناشی از رشد شهرنشینی بستگی دارد. این مطالعه نشان داد رشد شهرنشینی ابتدا باعث کاهش نابرابری اقتصادی و پس از یک حد معین، نابرابری اقتصادی را افزایش می‌دهد. تقی‌زاده رنجبری و زارع مهرجردی (۱۳۹۲) مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثر تخریب محیط زیست بر فقر (مطالعه موردی شهرستان کرمان) انجام دادند. نتایج نشان داد، افزایش تخریب محیط زیست، افزایش جمعیت و افزایش تولید محصولات زراعی تأثیر منفی و معنی دار بر ضریب جینی داشته است. فیروزآبادی و عظیم‌زاده (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی فقر روستایی و تخریب محیط زیست در روستاهای سرخون و بیدله از توابع استان چهارمحال و بختیاری پرداخته‌اند. نتایج پژوهش بیانگر این واقعیت است که تخریب محیط زیست در منطقه مورد بررسی، نه تنها کاملاً ناشی از طرز عملکرد خانوارهای فقیر نبوده است، بلکه حتی نقش فقرا در تخریب محیط در مقابل آثار مخربی که فعالیت‌های صنعتی تاکنون در منطقه داشته، بسیار ناچیز بوده است. شجری و همکاران (۱۳۹۶) مطالعه‌ای با عنوان آقار برداشت بی‌رویه از آب‌های زیرزمینی در استان فارس: مطالعه موردی دشت داراب انجام دادند. نتایج معادله رگرسیون خطی بین ارتفاع تراز مخزن و سال‌های زراعی نشان دهنده افت شدید ارتفاع مخزن با شیب نسبتاً تند و منفی است. بر اساس نتایج، درآمد کشاورزان ۹۱ درصد کاهش یافته است. اما باید دانست که رابطه تخریب محیط زیست و نابرابری درآمد (فقر) مسئله‌ای بی‌علاج نیست بلکه از ایجاد فرصت‌های اشتغال، توزیع عادلانه منابع و درآمد تأثیر می‌پذیرد (Sanderson, 2005). اگر قرار است راه‌حلی برای این مساله پیدا شود، لازم است که، ارتباط تخریب محیط زیست و نابرابری درآمد بررسی و آنالیز شود و سیاست‌هایی برای کاهش یا رفع کامل این دو مشکل تعیین گردد. رابطه تخریب محیط زیست (افت سطح آب‌های زیرزمینی) و نابرابری درآمدی موضوعی پیچیده بوده و در تحلیل آن بایستی طیف گسترده‌ای از نتایج حاصله مورد بررسی قرار گیرد. به طور کلی هدف از مطالعه حاضر تأثیر سطح آب‌های زیرزمینی به عنوان شاخص تخریب محیط زیست بر نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در شهرستان جیرفت می‌باشد.

## ۲- روش تحقیق

موضوع فقر و اندازه‌گیری آن و نیز راه‌های مختلف فقرزدایی در ادبیات اقتصادی و توسعه، جایگاه ویژه‌ای دارد و این جایگاه در دهه‌های اخیر اهمیت بیشتری در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی کشورهای دنیا به‌ویژه کشورهای توسعه نیافته، پیدا کرده است. در ایران نیز توجه به مسئله فقر و فقرزدایی، متأثر از یک موج جهانی بود که کشورهای توسعه نیافته را بیش از سایر کشورها تحت تأثیر قرار داده است. شاخصی که گسترده‌ترین مورد استفاده را در

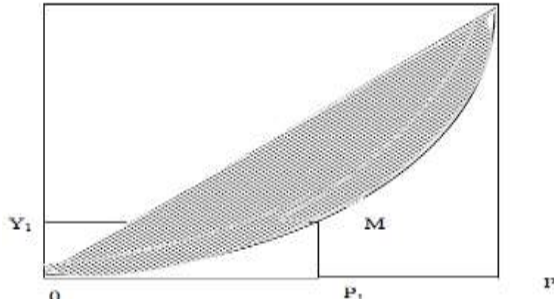
متعدد استفاده ناپایدار از منابع آب زیرزمینی در حال تبدیل شدن به یک مسأله جدی در سطح جهانی است و این امر در کشورهای در حال توسعه مصداق بیشتری دارد (Adamowski & Chan., 2011). در بسیاری از مناطق، میزان استحصال از آب‌های زیرزمینی بسیار بیشتر از تغذیه طبیعی آن‌ها است که از پیامدهای آن می‌توان به کاهش سطح آب، درگیری میان استفاده‌کنندگان آب‌های زیرزمینی و سطحی، سهمیه‌بندی منطقه‌ای آب، خشک شدن چاه‌ها، کاهش آب رودخانه‌ها و دریاچه‌ها، تغییرات غیرقابل پیش‌بینی کیفیت آب، افزایش هزینه پمپاژ، تغییرات در الگوهای جریان آبی، فرونشست زمین و کاهش بازدهی اشاره نمود. از این رو مشکلات شدید زیست محیطی، اجتماعی و اقتصادی در بسیاری از حوزه‌های آب‌خیز مشاهده می‌شود. با افزایش تقاضای آب، فشار بر منابع زیرزمینی در دوره‌های کوتاه مدت و بلندمدت افزایش می‌یابد. افزون بر این، تغییرات آب و هوایی اثرات قابل توجهی بر کمیت و کیفیت منابع آب زیرزمینی دارد (Adamowski & Chan., 2011; Nayak et al., 2006). در مجموع می‌توان استدلال نمود که تغذیه مجدد آب‌های زیرزمینی به میزانی کمتر از حالت طبیعی در طول دوره‌های خشکسالی باعث می‌شود که عرضه یا سطح منابع آبی کاهش یابد (Nayak et al., 2006). آب‌های زیرزمینی به طور کلی تحت تأثیر فرآیندهای مختلفی از جمله بارش، تبخیر و تعرق، استفاده از زمین، خصوصیات خاک و توپوگرافی منطقه قرار می‌گیرند (Mackay et al., 2014; Suryanarayana et al., 2014). ارزیابی نحوه اثرگذاری این عوامل بر سطح آب‌های زیرزمینی امری پیچیده است. به همین جهت اندازه‌گیری منظم و بلندمدت سطح آب‌های زیرزمینی یک معیار مناسب برای بررسی رفتار جریان و ذخیره‌ی یک سفره‌ی آب زیرزمینی می‌باشد و امکان مدیریت منابع آبی را فراهم می‌آورد (Mackay et al., 2014). در همین راستا یکی از مسائلی که همواره طی سال‌های اخیر مورد توجه محققان و دانشمندان قرار گرفته است توجه به مباحث زیست محیطی می‌باشد که با توجه به نگرانی‌هایی که در مجامع جهانی ایجاد کرده به عنوان مبحثی مهم و ضروری شناخته شده است. اگرچه مطالعات و جلسات متعددی در باره توجه به مسائل زیست محیطی و بررسی آن صورت گرفته اما هنوز هم بحران‌های زیست محیطی کاهش نیافته است و تمامی مباحث در یک سطح فراملی باقی مانده و در سطح ملی و محلی غالباً در حد بسیار ضعیف بدان‌ها پرداخته شده است. این مسئله در اغلب کشورهای در حال توسعه بیشتر به چشم می‌خورد. آنتوسی و همکاران (Antocia et al., 2009)، در بررسی اهمیت تخریب محیط زیست به این نتیجه رسیدند که درآمد روستاییان به شدت وابسته به منابع طبیعی است. هنگستیک و همکاران (Hengsdijk et al., 2010) در مطالعه‌ای با عنوان فقر و تنوع اقلیمی در تولید محصولات کشاورزی و توسعه روستایی در چین، وجود بازار برای ارائه خدمات آبیاری در زمینه آب‌های زیرزمینی در تولیدات کشاورزی را باعث کاهش استفاده کشاورزان از آب‌های زیرزمینی و عدم تخریب این منابع دانستند. پاگیولا و همکاران (Pagiola et al., 2005) بررسی پرداخت برای خدمات زیست‌محیطی و تأثیر آن بر فقر به این نتیجه رسیدند که مدیریت آب کشاورزی و عدم تخریب منابع آب زیرزمینی می‌تواند از چندین

جایی که  $n$  تعداد دهک‌ها و  $q_i$ ،  $i$ امین سهم درآمد را نشان می‌دهد. در هیچ کجای دنیا عملاً  $G = 0$  مشاهده نشده است بلکه عملاً  $G$  بین  $0/2$  تا  $0/8$  قرار داشته است. معمولاً اگر  $G < 0/3$  باشد آن جامعه را به لحاظ توزیع، متعادل در نظر می‌گیرند و اگر  $G$  بین  $0/3$  تا  $0/5$  باشد عدم تعادل در حد متوسط است و  $G$  بزرگ‌تر از  $0/5$  عدم تعادل شدید را نشان می‌دهد (جلایی و همکاران، ۱۳۸۹). فقر تحت تاثیر عوامل متعددی مثل افزایش تولید، تخریب محیط زیست و رشد جمعیت قرار دارد. پس از اندازه‌گیری فقر در شهرستان کرمان، با شاخص ضریب جینی، به هدف دوم این مطالعه یعنی عوامل تاثیرگذار بر فقر که با توجه به مطالعات انجام شده مورد بررسی قرار گرفت، در منطقه پرداخته می‌شود. اولین عامل تاثیرگذار بر فقر تخریب محیط زیست است. استفاده از منابع طبیعی برای ایجاد درآمد امروزه به یکی از عوامل جلوگیری از فقر و بهبود وضعیت زندگی افراد تبدیل شده است. با توجه به اینکه مالکیت برداشت از آب‌های زیرزمینی به صورت عمومی و مشترک است و در سال‌های اخیر خشکسالی‌های مداوم وجود داشته است، برداشت از آب‌های زیرزمینی به شدت افزایش یافته و باعث تخریب منابع زیرزمینی شده است (Duraiappah, 1998). بنابراین با توجه به مطالعات انجام شده می‌توان افت آب‌های زیرزمینی را به عنوان یکی از پارامترهای تخریب محیط زیست دانست. دومین عامل تاثیرگذار بر فقر تولیدات کشاورزی است. افزایش تولید را نیز می‌توان به عنوان یکی از عوامل موثر بر کاهش فقر منطقه‌ای دانست (Bekalo & Bangay, 2002). این رابطه‌ای بدیهی تقریباً در همه مناطق مصداق دارد و بنابراین تولیدات کشاورزی نیز به عنوان یکی از متغیرهای تاثیرگذار بر فقر منطقه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد. افزایش جمعیت نیز به عنوان یکی از عوامل موثر بر افزایش ظرفیت‌های اقتصادی و تاثیرگذار بر فقر دانست. تاثیر جمعیت بر فقر تاکنون به صورت مستدل و کامل مورد پژوهش قرار نگرفته است، در موارد محدود، کاساهان و همکاران (Kassahun et al., 2008)، در بررسی تخریب مراتع در تولید، معیشت و برداشت گله‌داران سومالی، فقر را تابع مستقیمی از جمعیت دانستند. در مطالعه پیش رو جمعیت نیز به عنوان یکی از عوامل تاثیرگذار بر فقر مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین با توجه به عوامل موثر بر فقر، مدل شماره ۵ برای بررسی رابطه بین تخریب محیط زیست و فقر در نظر گرفته می‌شود.

$$F = \alpha P + \beta H + \delta Y \quad (5)$$

که  $F$  نشان دهنده فقر با استفاده از ضریب جینی،  $P$  جمعیت،  $H$  شاخص تخریب محیط زیست افت آب‌های زیرزمینی،  $Y$  تولید (تن) می‌باشد.

بین شاخص‌های سنجش نابرابری تاکنون داشته است، ضریب جینی می‌باشد. از این شاخص به عنوان متداول‌ترین روش اندازه‌گیری وضعیت توزیع درآمد در جوامع مختلف استفاده می‌شود. ضریب جینی عبارت است از نسبت اندازه نابرابری توزیع درآمد جامعه به حداکثر اندازه نابرابری درآمد ممکن در یک توزیع درآمد کاملاً ناعادلانه. از نظر ترسیمی ضریب جینی عبارت است از مساحت منطقه هاشور خورده در شکل ۱ به کل منطقه زیر خط برابری کامل توزیع درآمد.



شکل ۱. توضیح نموداری چگونگی محاسبه ضریب جینی

منطقه هاشور خورده، سطح بین منحنی لورنز و خط برابری کامل توزیع درآمد را نشان می‌دهد (تودارو، ۱۳۶۴). بنابراین ضریب جینی به صورت فرمول ۱ تعریف می‌شود:

$$0 < G < 1 \quad (1)$$

مساحت زیر خط ۴۵ درجه / مساحت بین منحنی لورنز و خط  $G=45$  در صورتی که  $G$  مقدار صفر را اختیار کند توزیع کاملاً برابر و اگر  $G$  مقدار یک را اختیار کند توزیع کاملاً نابرابر است. برای محاسبه ضریب جینی در حالتی که داده‌ها به صورت خام و دهک‌بندی نشده در دسترس باشند می‌توان از فرمول ۲ استفاده کرد. در صورتی که  $X_i$  نقطه ای روی محور  $X$  ها و  $Y_i$  نقطه‌ای روی محور  $Y$  ها باشد، آن گاه:

$$Gini = 1 - \sum_{i=1}^N (x_i - x_{i-1})(y_i + y_{i-1}) \quad (2)$$

هنگامی که  $N$  طبقه مساوی روی محور  $X$  ها وجود داشته باشد، فرمول به حالت زیر تبدیل می‌شود:

$$Gini = 1 - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i + y_{i-1}) \quad (3)$$

جایی که  $X_i$  خانوارهای نمونه و  $Y_i$  درآمد متناظر هر خانوار است. برای محاسبه ضریب جینی در حالتی که داده‌ها به صورت دهک‌بندی شده در دسترس باشند می‌توان از فرمول ۴ استفاده کرد:

$$G = 1 - \frac{2}{n-1} \left[ \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)q_i \right] \quad (4)$$

ضمن این که روش ARDL قادر به برآورد هم زمان ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت و تعیین جهت علیت بین متغیرهای الگوست. یک الگوی (P, q1, q2, ..., qk) در شکل ساده به صورت زیر نشان داده می شود.

$$\alpha(L, P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^K \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta W_t + \mu_t \quad (6)$$

که در آن  $\alpha_0$  مقدار ثابت،  $Y_t$  متغیر وابسته و  $L$  عملگر وقفه است. برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی)، نظیر عرض از مبدا، متغیر روند، متغیر مجازی و یا متغیر های برون زا با وقفه های ثابت است.  $P$  تعداد وقفه های به کار رفته برای متغیر وابسته و  $q_i$  تعداد وقفه های به کار رفته برای متغیرهای مستقل یا  $X_{it}$  است. همچنین در الگوی بالا:

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^q \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (7)$$

تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک، شوارتزیبیزین و حنان کوئین تعیین کرد. در بلند مدت  $Y_t = Y_{t-1} = \dots = Y_{t-p}$  و  $X_{it} = X_{it-1} = \dots = X_{it-q}$  است، که بیانگر وقفه  $P$  ام از متغیر  $Y$  است و  $X_{it-q}$  بیانگر وقفه  $q$  ام از متغیر  $X$ ، ام است. بدین ترتیب معادله بلندمدت برای الگوی ARDL به صورت زیر بیان می شود:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^K \theta_i X_{it} + \gamma W_t + V_t \quad (8)$$

که در این رابطه :

$$\alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1, P)}$$

$$\gamma = \frac{\delta}{\alpha(1, P)}$$

$$\theta_i = \frac{\beta_i(1, q)}{\alpha(1, P)} = \frac{\sum_{j=1}^q \beta_{ij}}{\alpha(1, p)} \quad (9)$$

$$V_t = \frac{\mu_t}{\alpha(1, P)}$$

نرم افزار Eviews مدل فوق را بر اساس OLS و به تعداد  $m^{k+1}$  (1+) بار برآورد می کند. حداکثر تعداد وقفه ها ( $m$ ) توسط محقق تعیین شده و  $k$  بیانگر متغیرهای توضیحی در مدل می باشد که بر اساس یکی از ضوابط آکائیک یا شوارتزیبیزین یکی از رگرسیون های فوق انتخاب می شود. چنانچه مجموعه ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیرهای وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند

به منظور بررسی رابطه بین ضریب جینی و دیگر متغیرهای مطرح شده در الگوی فوق از الگوی خودتوضیح با وقفه های توزیعی ARDL استفاده شده است. الگو از این مزیت برخوردار است که لازم نیست کلیه متغیرها از یک درجه تجمعی یکسان برخوردار باشند. همچنین، علاوه بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلند مدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی تعادلی کوتاه مدت به تعادل بلند مدت ارائه می دهد. به طور کلی روش هایی مثل انگل-گرنجر در مطالعاتی که با نمونه های کوچک تعداد مشاهدات کم سروکار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند. چرا که برآوردهای حاصل از آن بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره های آزمون معمول مثل  $t$  معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویای کوتاه مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق تری از الگو شوند؛ مورد توجه قرار می گیرند. بکارگیری تکنیک های سنجی، مبتنی بر فرض ساکن پذیری متغیرهای سری زمانی است. بر اساس این فرض میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت و مستقل از زمان بوده و کوواریانس بین هر دو متغیر از سری زمانی نیز تابعی از زمان نمی باشد. اکثر بررسی های انجام گرفته موید این مطلب است که در بسیاری از موارد متغیرهای سری های زمانی وابسته به زمان بوده و غیر ساکن می باشند، لذا آماره ها  $t$  و  $f$  حاصله گمراه کننده بوده و در حالت کلی نتایج بدست آمده از رگرسیون نادرست و غیر قابل اطمینان می باشند. در چنین شرایطی بایستی از روش جدید هم جمعی به منظور آزمون وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها و تخمین پارامتر های مربوطه استفاده نمود. یک راه متداول و ساده برای تبدیل یک سری غیر ساکن به ساکن به دست آوردن تفاضل اول ارقام سری غیر ساکن می باشد. معمولاً تفاضل گیری اول، یک یا چند بار، یک سری غیر ساکن را به ساکن تبدیل می نماید. به یک سری غیر ساکن که با  $d$  بار تفاضل گیری اول به یک سری ساکن تبدیل شود هم جمع از درجه  $d$  گفته می شود و به  $I(d)$  نمایش داده می شود. دو آزمون دیکی فولر (DF) و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) از رایج ترین آزمون های تعیین درجه همگرایی سری های غیر ساکن می باشند. برای آزمون ساکن پذیری سری های مورد مطالعه از آماره، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است (نوفرستی، ۱۳۸۹). برای تخمین رابطه های قسمت ساختار الگو، از روش الگوی خود توضیح با وقفه های توزیع شده با ARDL استفاده می شود. این روش یکی از الگوهای پویای متناسب با رابطه ایستای بلند مدت است که برآوردهای به نسبت بدون تورش از ضرایب بلند مدت به دست می دهد. برخلاف سایر تکنیک های رایج در روش تحلیل هم انباشتگی، همانند روش انگل گرنجر، در این مدل از ابتدا نیازی به آگاهی از درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه نیست.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 U_{t-1} + e_t$$

$$e_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (13)$$

الگوی فوق به الگوی تصحیح خطا (ECM) معروف است. که در آن تغییرات در  $y_t$  به خطای تعادل دوره قبل ارتباط داده شده است. روش کار بدین صورت است که پارامترهای الگوی بلند مدت از طریق ARDL برآورد می‌شود، سپس جمله تصحیح خطا که همان خطای رگرسیون الگوی ایستای بلند مدت است با یک وقفه به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در الگوی ECM مورد استفاده قرار می‌گیرد. ضریب ECM سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد و انتظار می‌رود از نظر علامتی منفی باشد (رهبر و رباطی، ۱۳۸۹).

### ۳- نتایج

در این مطالعه پس از محاسبه شاخص نابرابری درآمد (ضریب جینی) با روش مذکور، ضمن بهره‌گیری از آمار و ارقام مرتبط با افت آب‌های زیرزمینی طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ از سازمان آب منطقه‌ای شهرستان جیرفت، اطلاعات مربوط به تولید محصولات زراعی از سازمان جهاد کشاورزی جنوب کرمان و نیز اطلاعات مربوط به جمعیت شهرستان جیرفت از سرشماری‌های صورت گرفته حاصل شد. داده‌های به دست آمده در مدل یاد شده، با استفاده از نرم افزار Eviews10 مورد تحلیل قرار گرفت.

#### تخمین به روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده ARDL

یکی از مزیت‌های بزرگ ARDL نسبت به دیگر روش‌های هم‌جمعی این است که توانایی برآورد روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت را در شرایطی که حتی متغیرهای مدل پایا از مرتبه صفر نباشند و پایا از درجه یک باشند را نیز دارا می‌باشند و برآوردهای کارآمد و سازگاری را ارائه می‌دهد. با توجه به نتایج به دست آمده در جدول ۱، تمامی متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری پایا شدند.

مدت گرایش خواهد یافت. بنابراین برای آزمون هم‌جمعی لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد.

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0 \quad (10)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0$$

آماره مورد نظر برای آزمون فرضیه فوق (به عنوان آماره  $t$ ) به صورت زیر است:

$$t = \frac{(\sum_{i=1}^p \alpha_i) - 1}{\sum_{i=1}^p s_i \alpha_i} \quad (11)$$

که مقدار آماره فوق با کمیت بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر مقایسه شده و اگر مقدار آماره فوق از کمیت بحرانی بیشتر باشد فرضیه  $H_0$  رد شده و در نتیجه این قضیه به اثبات می‌رسد که الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد یافت (رهبر و رباطی، ۱۳۸۹). در صورتی که در مرحله اول روش ARDL وجود رابطه بلند مدت تایید شود. در مرحله دوم، دو گام دیگر برای تخمین الگوی ARDL طی می‌شود. در اولین گام تعداد وقفه‌های الگوی ARDL، براساس یکی از معیارهای آکائیک، شوارتزیبیزین و حنان کوئین تعیین می‌شود و در گام دوم، الگوی انتخاب شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود. وقتی دو متغیر هم‌جمع هستند یک رابطه تعادل بلند مدت بین آن‌ها وجود دارد. البته در کوتاه مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد. در این صورت می‌توان جمله خطای رابطه زیر را به عنوان خطای تعادل تلقی کرد.

$$y_t = BX_t + U_t \quad (12)$$

$$U_t = y_t - BX_t$$

اکنون می‌توان این خطا را برای پیوند دادن رفتار کوتاه مدت  $y_t$  با مقدار تعادلی بلند مدت آن مورد استفاده قرار داد. برای این منظور می‌توان الگویی به صورت زیر تنظیم کرد.

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی متغیرها بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

تفاضل مرتبه اول				سطح			متغیر	
مقدار بحرانی ۱۰٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار آماره محاسباتی ADF	مقدار بحرانی ۱۰٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار آماره محاسباتی ADF	
۲/۶۰	۲/۹۲	۳/۵۷	۷/۵۸	۲/۵۹	۲/۹۱	۳/۵۵	۱/۵۸	F
۲/۵۹	۲/۹۱	۳/۵۴	۷/۶۴	۲/۵۹	۲/۹۱	۳/۵۴	-۰/۲۰	P
۲/۵۹	۲/۹۱	۳/۵۴	۷/۵۰	۲/۵۹	۲/۹۱	۳/۵۴	۱/۷۸	H
۲/۵۹	۲/۹۱	۳/۵۴	۷/۴۸	۲/۵۹	۲/۹۱	۳/۵۴	۱/۲۳	Y

ماخذ: محاسبات تحقیق

صرفه جویی می‌کند و در این تحقیق تعداد وقفه های بهینه بر اساس SBC انتخاب می‌شود که با توجه به جدول ۲، وجود یک وقفه، وقفه بهینه در این مدل می‌باشد.

برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، معیارهای مختلفی از جمله معیارهای نسبت درست نمایی، آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین وجود دارد. با توجه به مطالب گفته شده، وقفه بهینه توسط معیارهای آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین تعیین می‌گردد. معمولاً SBC در تعداد وقفه‌ها

جدول ۲. تعیین وقفه با استفاده از سه معیار آکائیک، شوارتز، حنان کوئین

وقفه	آزمون نسبت درست‌نمایی (LR)	آکائیک (AIC)	شوارتز بیزین (SBC)	حنان کوئین (HQC)
۰	NA	-۱۳/۱۵	-۱۲/۹۷	-۱۳/۰۸
۱	۴۷۲/۳۷	-۱۳/۱۵	*-۲۰/۷۹	*-۲۱/۴۶
۲	۹/۳۰	-۲۱/۱۹	-۱۹/۱۸	-۲۰/۴۱
۳	۱۶/۴۶	-۲۰/۷۰	-۱۷/۷۸	-۱۹/۵۷

ماخذ: محاسبات تحقیق

با مشخص شدن وقفه متغیرهای الگو، نتیجه برآورد مدل به روش ARDL به صورت جدول ۳، است.

جدول ۳. نتایج برآورد رابطه بین متغیرها به روش ARDL(1,1,1,1)

متغیر	ضریب برآورد شده	انحراف معیار	آماره T (احتمال)
F (-1)	۰/۶۶	۰/۰۹	۶/۶۶(۰/۰۰۰۰)
P	۰/۳۰	۰/۱۶	-۱/۷۸(۰/۰۰۰۸)
P(-1)	۰/۲۱	۰/۱۴	۱/۴۸(۰/۰۴۴)
H	-۰/۴۵	۰/۱۸	-۲/۳۸(۰/۰۲۱)
H(-1)	۰/۳۲	۰/۱۶	۲/۰۲(۰/۰۰۸۰)
Y	۰/۹۶	۰/۰۳	۳۱/۶۲(۰/۰۰۰۰)
Y(-1)	-۰/۶۳	۰/۱۰	-۶/۱۵(۰/۰۰۰۰)
C	-۰/۴۲	۰/۴۶	-۰/۹۲(۰/۳۶)
F= ۱۶۲۵۵/۲۲(۰/۰۰۰)	DW= ۱/۸	$\bar{R}^2 = ۰/۹۸۷$	$R^2 = ۰/۹۸۸$

ماخذ: محاسبات تحقیق

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p \delta \hat{\alpha}_i} = \frac{0/66 - 1}{0/09} = -3/77 \quad (14)$$

از طرفی برای ارزیابی روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، رابطه بلندمدت میان متغیرها را با آزمون هم‌جمعی یوهانسون نیز مورد بررسی قرار داده شده است. برای انجام آزمون یوهانسون باید تمامی متغیرهای مدل از درجه انباشتگی یکسانی برخوردار باشند. نتایج آزمون یوهانسون در جدول ۴، خلاصه شده است.

حال بلافاصله بعد تخمین معادله پویا باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را انجام داد. برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته (F) از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم شود. آماره محاسباتی ۳/۷۷- به دست می‌آید. به دلیل آن که این عدد (۳/۷۷-) از نظر قدر مطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (۳/۲۷-) بزرگ‌تر است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود در نتیجه رابطه بلندمدت وجود دارد. آماره محاسباتی به صورت زیر حاصل شده است:

جدول ۴. نتایج آزمون یوهانسون

مقادیر بحرانی	آزمون حداکثر مقدار ویژه	مقادیر بحرانی	آزمون Trance	فرضیه
۲۸/۶۵۳۱۰۸	۷۱/۲۹۰۸۷	۶۴/۸۷۰۵۱	۸۹/۰۷۶۱	R=0
۲۸/۲۹۹۹۶۲	۲۳/۸۹۰۳۰	۴۴/۱۸۸۷۵	۳۶/۸۰۸۸۱	R≤1
۱۵/۸۹۰۱۰	۹/۵۹۰۹۱۲	۲۰/۲۰۸۸۴	۱۲/۹۰۸۵۱	R≤2
۹/۱۶۶۰۴۶	۴/۳۹۸۱۹۸	۹/۱۶۷۱۴۶	۵/۳۸۶۱۹۸	R≤3

ماخذ: محاسبات تحقیق

می‌شود اما در سطرهای بعد نمی‌توان فرضیه صفر را رد نمود؛ بنابراین آزمون یوهانسون وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌نماید. پس از اطمینان از وجود رابطه بلند مدت این رابطه همجمله‌ای توسط مدل ARDL با وقفه‌های مشخصی زیر تخمین زده شد. نتایج تخمین رابطه بلند مدت در جدول ۵، نشان داده شده است.

با توجه به جدول ۴، آزمون یوهانسون نیز وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌نماید. فرضیه صفر در آزمون یوهانسون عدم وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. همانطور که در سطر اول مشخص است؛ مقدار آزمون محاسبه شده از مقادیر بحرانی در سطح خطا ۰/۰۵ بزرگ‌تر است و این یعنی فرضیه صفر آزمون رد شده و وجود یک رابطه بلندمدت تأیید

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد الگوی بلندمدت

متغیر	ضریب برآورد شده	انحراف معیار	آماره T (احتمال)
P	-۰/۲۶	۰/۱۳	-۱/۹۲ (۰/۰۰۶)
H	-۰/۳۶	۰/۱۵	۲/۴۲ (۰/۰۱۹۴)
Y	-۰/۹۶	۰/۰۰۶	۱۵۹/۴۷ (۰/۰۱۹۴)

ماخذ: محاسبات تحقیق

در صورت، وجود رابطه هم‌جمله‌ای بین مجموعه‌ای از متغیرها می‌توان از الگوی تصحیح خطای برداری یا ECM استفاده کرد، که رابطه کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. با توجه به جدول ۶ این ضریب در مدل مذکور معادل ۰/۳۳- برآورد شده که از نظر آماری کاملاً معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه-مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتاً زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلند-مدت می‌باشد. به طوری که در هر دوره بیش از ۳۳ درصد شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌گردد.

بنابراین نتایج حاصل از تخمین الگوی بلندمدت به شرح زیر است: در اثر افزایش جمعیت به میزان یک درصد، شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در جیرفت به میزان ۰/۲۶ درصد کاهش می‌یابد. و ضریب این متغیر معنی‌دار نیز می‌باشد. در اثر افزایش تخریب محیط زیست (افت آب‌های زیرزمینی) به میزان یک درصد، شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در جیرفت به میزان ۰/۳۶ درصد کاهش می‌یابد. و ضریب این متغیر معنی‌دار نیز می‌باشد. در اثر افزایش تولید محصولات کشاورزی به میزان یک درصد، شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در جیرفت به میزان ۰/۹۶ درصد افزایش می‌یابد. و ضریب این متغیر معنی‌دار نیز می‌باشد.

جدول ۶. نتایج ضرایب مدل تصحیح خطا (ECM)

متغیر وابسته	متغیر مستقل	ضریب	t آماره
F	عرض از میدا	۲/۸	۰/۹۷
	ECM(-1)	-۰/۳۳	-۲/۲۲
	P	-۰/۳۰	۳/۷۷
	H	-۰/۴۵	۳/۱۱
	Y	-۰/۹۶	۲/۴۸

ماخذ: محاسبات تحقیق

اشتغال توسط دولت، بهبود وضعیت صنعت و کشاورزی در شهرستان، افزایش قیمت محصولات و افزایش تولید، باعث کاهش فقر منطقه‌ای در شهرستان جیرفت شده است. از طرف دیگر افزایش تولید محصولات کشاورزی در شهرستان جیرفت نیز بر طبق مطالعه انجام شده باعث کاهش ضریب جینی و کاهش نابرابری و فقر شده است. توسعه جریانی چند بعدی است که باید با تغییراتی اساسی در ساخت اجتماعی، و طرز تلقی توده‌ها و نهادهای ملی، موجب رشد اقتصادی و در نتیجه کاهش نابرابری و ریشه‌کن کردن فقر شود. به همین ترتیب می‌توان برنامه‌ریزی توسعه را به عنوان تفکر و عمل سنجیده در راستای دستیابی به زمینه‌ها و اهداف فوق تعریف کرد. دولت باید برنامه‌ریزی شهری و روستایی را مورد توجه قرار دهد و اهدافی عمده برای برنامه آن مطرح کند از جمله ایجاد فرصت‌های اشتغال، بالا بردن سطح زندگی، توجه به عقب ماندگی

#### ۴- نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه اثر تخریب محیط زیست (افت سطح آب‌های زیرزمینی) بر نابرابری درآمدی در شهرستان جیرفت بود. نتایج حاصل شده تخریب محیط زیست که با کاهش سطح آب‌های زیرسطحی مورد سنجش قرار گرفت، باعث کاهش ضریب جینی و در نتیجه کاهش نابرابری در توزیع درآمد و بهبود وضعیت اقتصادی مردم می‌شود. یکی از دلایل اصلی تخریب منابع آب و برداشت بیش از حد و ناتوانی بازار در حقوق مالکیت است. تخریب منابع باعث شده است که تولید محصولات کشاورزی در شهرستان جیرفت زیاد شود و این مهم کاهش فقر را به دنبال داشته است. همچنین رابطه بین افزایش جمعیت و ضریب جینی نیز معکوس و معنی‌دار برآورد شد، به این منظور که افزایش جمعیت به دلیل ایجاد فرصت‌های شغلی جدید، ایجاد زیرساخت‌های بهتر برای



پیوسته بر روی زمین‌های زراعی و در نتیجه افزایش میزان برداشت از آب‌های زیرزمینی، احیای مجدد آیش در تناوب زراعی از طریق اقدامات ترویجی و در صورت لزوم انگیزه‌های مالی پیشنهاد می‌شود. همچنین ایجاد درآمد و فرصت استخدام افراد در بخش‌های کشاورزی، معدن و صنعت و خدمات برای کاهش فشار بر منابع طبیعی، توسط مسئولان دولتی نیز پیشنهاد می‌گردد.

زندگی اقتصادی و اجتماعی، جلوگیری از تخریب مناظر زیبا و طبیعی شهر و روستا. همچنین با توجه به کاهش ذخایر آبی و در نتیجه اضافه برداشت از آب‌های زیرزمینی و محدودیت ایجاد شده برای توسعه کشاورزی، به منظور گسترش فضای کسب و کار و سرمایه‌گذاری، توسعه صنایع غذایی به ویژه در فرآوری و بسته‌بندی محصولات مرکبات در شهرستان جیرفت توصیه می‌شود. همچنین با توجه به انجام کشت

#### منابع

- پیرائی، خ.، شهسوار، م.، ۱۳۸۸. بررسی وضعیت فقر در مناطق شهری و روستایی استان فارس. پژوهشنامه اقتصادی، سال ۹، شماره ۳، ص ۲۶۴-۲۳۳.
- جلالی ح.ر.، حسین جانی‌زاده، ن.، خسروی، ع.، ۱۳۸۹. بررسی روند شاخص‌های توزیع درآمد در استان کرمان. سازمان امور اقتصادی و دارایی استان کرمان. هسته پژوهشی.
- رهبر، ف.، رباطی، م.، ۱۳۸۹. بررسی میزان وابستگی کشورهای صنعتی به نفت صادراتی از تنگه هرمز به وسیله تخمین تابع تقاضا برای نفت منطقه خلیج فارس، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۱، ص ۷-۹.
- شجری، ش.، نجفی، ب.، چراغی، س.، ۱۳۹۶. بررسی آثار برداشت بی‌رویه از آب‌های زیرزمینی در استان فارس: مطالعه موردی دشت داراب، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۰۰، ص ۵۷-۳۷.
- شریفی‌نیا، ز.، مهدوی حاجیلویی، م.، ۱۳۹۰. نقش فقر اجتماعی و اقتصاد روستایی بر تخریب محیط زیست (مطالعه موردی: مرتع ممیزی شده شوررود، بخش شیب آب شهرستان زابل)، پژوهش‌های جغرافیای انسانی، شماره ۷۶، ص ۸۴-۶۷.
- فیروزآبادی، س.ا.، عظیم‌زاده، د.، ۱۳۹۱. فقر روستایی و تخریب محیط زیست (مورد مطالعه روستاهای سرخون و بیدله از توابع استان چهارمحال و بختیاری). مجله توسعه روستایی، شماره ۲، ص ۱۲۰-۹۹.
- مهرگان، ن.، زمانی شبخانه، ص.، ۱۳۹۲. بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نظریه کوزنتس، فصلنامه علمی- پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه، سال ۱۸، شماره ۳، ص ۱۹-۳.
- نوفرستی، م.، ۱۳۸۹. ریشه واحد و همجعی در اقتصاد سنجی، انتشارات رسا ص ۲۰.
- Adamowski, J. & Chan, H.F. (2011). A wavelet neural network conjunction model for groundwater level forecasting. *Journal of Hydrology*. 407(1-4):28-40.
- Antocia, Angelo. Russua, Paolo. Ticci, Elisa. (2009). Distributive impact of structural change: Does environmental degradation matter? *Structural Change and Economic Dynamics* 20: 2009 266-278
- Bekalo.S, Bangay.C. (2002). Towards effective environmental education in Ethiopia: problems and prospects in responding to the environment—poverty challenge. *International Journal of Educational Development* 22: 2002 35-46.
- Choker, B. A., (2004). Perception and Response to the Challenge of Poverty and Environmental Resource Degradation in Rural Nigeria: Case Study from the Niger Delta, *Journal of Environmental Psychology* 24, p.306.
- Duraiappah, Anantha k. (1998). Poverty and Environmental Degradation: A Review and Analysis of the Nexus. *World Development* Vol. 26, No. 12, pp. 2169-2179, 1998.
- Mackay, J.D., Jackson, C.R. & Wang, L. (2014). A lumped conceptual model to simulate groundwater level time-series. *Environmental Modelling & Software*. 61: 229-245.
- Nayak, P., Satyajji Rao, Y. R., & Sudheer, K. P. (2006). Groundwater level forecasting in a shallow aquifer using artificial neural network approach. *Water Resources Management*. 2(1): 77-99.
- Sanderson, S., (2005). Poverty and Conservation: The New Century's "Peasant Question?", *World Development*, 33 (2): 328.
- Singh, A. (2014). Groundwater resources management through the applications of simulation modeling: A review. *Science of the Total Environment*. 499: 414-423.
- Suryanarayana, C., Sudheer, C. & Mahammood, V. (2014). An integrated wavelet-support vector machine for groundwater level prediction in Visakhapatnam, India. *Neurocomputing*. 145: 324-335.
- UNEP & UNDP (2010). Poverty and environment mainstreaming: Conference on exploring win-win strategies for sustainable local development. Egypt. UNEP.