فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و چهارم، شماره ۷۹، پاییز ۱۳۹۵، صفحات ۱۶۴-۱۴۵

عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی روستایی در ایران با تأکید بر نوسانات بارندگی

مجید احمدیان
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
mahmadian@ut.ac.ir

محسن مهرآرا
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
mmehrara@ut.ac.ir

علی مهرگان
دانش آموخته کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)
110mehregan@gmail.com

چکیده

بیش از نیمی از فقرا در ایران و جهان در روستا زندگی می‌کنند و عمدتاً به فعالیت کشاورزی اشتغال دارند. کشاورزی علاوه بر مؤلفه‌های اقتصادی و اجتماعی از تغییرات آب و هوایی، همچون سطح و نوسانات بارندگی نیز متأثر می‌شود. بر همین اساس این مطالعه عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی روستایی را با تأکید بر سطح بارندگی و نوسانات آن، طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۱ش، با رویکرد ARDL بررسی کرده است.

نتایج مطالعه نشان داد که فرضیه کوزنتس در مورد ضریب جینی روستایی ایران، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، صادق است. براساس نتایج بار تکفل و تسهیلات اعطایی به شاغلان بخش کشاورزی (و میزان نرخ باسوادی روستاییان) بر ضریب جینی روستایی تأثیر مثبت (منفی) دارند و این اثرات در بلندمدت بیشتر از کوتاه مدت است. همچنین، نوسانات بارندگی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نابرابری درآمدی روستایی را افزایش می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: *H20*، *D31*،

واژه‌های کلیدی: *ضریب جینی روستایی، منحنی کوزنتس، بهره‌وری کل عوامل تولید، نوسانات بارندگی، EGARCH و ARDL*

*** تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۲/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۶/۱۶**

۱. مقدمه

ایجاد اشتغال، کاهش فقر و توزیع برابر درآمد از اهداف اصلی سیاست‌های توزیعی اقتصاد هر کشوری محسوب می‌شود. با کاهش نابرابری درآمدی دسترسی افراد جامعه به فرصت‌های اقتصادی و بهره‌مندی آنها از منافع رشد و توسعه اقتصادی بهبود می‌یابد و از این طریق شرایط لازم برای توسعهٔ اقتصادی فراهم می‌شود. بر همین اساس سیاست‌گذاران اقتصادی همواره حمایت از اقشار آسیب‌پذیر جامعه را مورد توجه قرار می‌دهند. در این راستا یک رویکرد مهم تمرکز بر فعالیت‌هایی است که اقشار آسیب-پذیر جامعه به آن اشتغال دارند. از آنجا که حجم گسترده‌ای از فقرای جامعه چه در داخل ایران و چه در بیشتر نقاط دنیا، در روستاها زندگی و بیشتر روستاییان به فعالیت‌های مرتبط با بخش کشاورزی اشتغال دارند، بخش کشاورزی در ارتباط با توزیع درآمد همواره مورد توجه بوده است. در واقع، این بخش نه تنها به جهت تأمین امنیت غذایی و پیوندهای پسین و پیشین آن با سایر بخش‌های اقتصادی حائز اهمیت است بلکه رشد این بخش بهبود وضعیت رفاه، درآمد و امنیت غذایی روستاییان را - که جزء دهک‌های پایین درآمدی هستند - در پی دارد و موجب جلوگیری از مهاجرت آنان به شهر و مانع گسترش حاشیه‌نشینی در شهرها می‌شود (پورمختار و مقدسی، ۱۳۹۴). در واقع بخش کشاورزی علاوه بر نقش عمدهٔ آن در اقتصاد، سهم مهمی نیز در غلبه بر فقر، به‌خصوص در کشورهای کمتر توسعه یافته و در حال توسعه دارد (آیدینت و هارلامبوس[1]، ۲۰۰۵).

ایران به سبب پایین بودن میزان بارندگی سالانه (نمودار شماره یک) و نوسانات آن (عدم توزیع متناسب زمانی و مکانی در نزولات آسمانی) کشوری خشک و نیمه خشک محسوب می‌شود. بخش کشاورزی و در نتیجه نابرابری درآمدی روستاییان می‌تواند به شدت از این وضعیت به صورت نامطلوب و منفی متأثر شود به طوری که کاهش بارندگی منجر به مسائلی همچون کم آبی، وقوع خشکسالی و در نتیجه از بین رفتن محصولات کشاورزان شود و تأثیر منفی بر معیشت روستاییان داشته باشد. از سوی دیگر، افزایش بارندگی نیز افزایش عرضه محصولات کشاورزی را منجر می‌شود و از آنجا که تقاضای محصولات کشاورزی بی کشش است، افزایش ناچیز در عرضه این محصولات منجر به کاهش شدید قیمت محصول شده و درآمد کل کشاورزان را کاهش می‌دهد (صبوحی صابونی و همکاران، ۱۳۹۱). مسئلهٔ دیگر این است که هر چقدر نوسانات بارندگی در طول زمان زیاد باشد نوعی نااطمینانی در کشاورزان در مسائل مرتبط با سرمایه گذاری، خرید بذر، سم، کود، زمان کشت، نوع محصول و ... به وجود می‌آید. در نتیجه وضعیت رفاهی و توزیع درآمدی

1. Audinet & Haralambous

کشاورزان می‌تواند به صورت منفی از نوسانات بارندگی متأثر شود. بر همین اساس لازم است در سیاست‌های کاهش نابرابری درآمدی در جوامع روستایی به سطح بارندگی و نوسانات آن در کنار سایر عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر نابرابری درآمدی توجه شود. با توجه به اهمیت این مسئله، مطالعهٔ حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی روستاییان در ایران با تأکید بر بارندگی و نوسانات آن در دورهٔ زمانی ۱۳۶۱-۱۳۹۲ش می‌پردازد. از آنجا که تأثیر سطح و نوسانات بارندگی بر نابرابری درآمدی روستایی می‌تواند دارای اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت باشد، در این مطالعه از روش رگرسیونی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی[1] (ARDL) جهت برآورد اثرات بلند مدت و کوتاه مدت استفاده خواهد شد.

در ادامه در بخش دوم مطالعه مبانی نظری و مطالعات تجربی و در بخش سوم مدل تحقیق و روش برآورد معرفی می‌شوند. در بخش چهارم نتایج تجربی بحث می‌شوند و در بخش پنجم نتیجه‌گیری صورت می‌گیرد.

۲. مبانی نظری و مطالعات تجربی

براساس فرضیه کوزنتس[2] (۱۹۵۵) و اهلووالیا[3] (۱۹۷۵) در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمدی ابتدا افزایش یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی به تدریج از شدت نابرابری کاسته می‌شود. این الگو بعداً به نام منحنی «U معکوس» معروف شد. ژانگ و فان[4] (۲۰۰۶) نشان می‌دهند که از جمله عوامل برجسته در کاهش نابرابری درآمدی، مخارج سرمایه‌گذاری دولتی در زیرساخت‌های مناطق روستایی کشورها (نظیر مخارج تحقیق و ترویج کشاورزی، هزینه‌های باسوادی و مخارج تاسیسات آبیاری) می‌باشد. برونو و همکاران[5] (۱۹۹۶) در پی بررسی چگونگی تأثیر سیاست‌های مشوّق رشد اقتصادی بر توزیع درآمد و چگونگی تأثیر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی، اعتقاد کلی راجع به تأثیر منفی رشد اقتصادی بر توزیع درآمد را زیر سؤال برده است و آن را در همهٔ وضعیت‌ها صادق نمی‌داند؛ به طوری که از میان ۲۰ کشور در حال توسعه که در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفته‌اند، در ۱۷ کشور مورد مطالعه با افزایش رشد اقتصادی وضعیت درآمدی افراد کم درآمد نیز بهتر شده است.

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model
2. Kuznets
3. Ahluwalia
4. Fan & Zhang
5. Bruno & et al

در مجموع مطالعاتی که درخصوص ارتباط بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد انجام شده نشان می‌دهد که نتایج متأثر از نوع داده (سری زمانی – مقطعی) و کشور مورد مطالعه (توسعه یافته – در حال توسعه) متفاوت بوده است (مهرگان و همکاران، ۱۳۸۷).

۱-۲. تغییرات آب و هوایی و نابرابری درآمد

اخیراً مطالعات متعددی صورت گرفته که علاوه بر مؤلفه‌های اقتصادی و اجتماعی، تغییرات آب و هوایی را در نابرابری درآمد مؤثر دانسته‌اند. به عنوان مثال بوبوژونوف و او- حسن[1] (۲۰۱۴) در مطالعات خود در حوزه آسیای میانه بیان می‌کنند که تغییرات آب و هوایی (بارش) ممکن است در کوتاه مدت درآمد یک کشور را افزایش دهد، اما احتمالاً در بلندمدت این درآمد از دست خواهد رفت. همچنین آنها نشان داده‌اند که ممکن است تغییرات آب و هوایی (بارش) موجب افزایش درآمد شود اما می‌تواند در آینده موجب افزایش نوسانات درآمد شده و نابرابری درآمدی را تشدید کند. به هر حال به نظر می‌رسد مسئلهٔ وضعیت اقلیمی و تغییرات آب و هوایی حداقل در کشورهای گرم و خشک (و نیمه خشک) در نابرابری درآمدی روستایی که به فعالیت‌های بخش کشاورزی اشتغال دارند تأثیر بسزایی خواهد داشت. به عنوان مثال عامر احمد و همکاران[2] (۲۰۱۰) نشان داده‌اند که در تانزانیا درآمد افراد بسیار به نوسانات آب و هوایی وابسته است، زیرا بیشتر درآمد آنها از غلات تأمین می‌شود. همچنین آنها به این یافته رسیده‌اند که کاهش در نوسانات آب و هوایی منجر به کاهش آسیب‌پذیری فقر افراد در تانزانیا می‌شود. این پژوهش بیان می‌کند که وارد کردن نوسانات آب و هوایی در تجزیه و تحلیل فقر می‌تواند مهم باشد.

علاوه بر مطالعات مذکور، مطالعات دیگری نیز نابرابری درآمدی روستایی را مورد بررسی قرار داده‌اند که در برخی بر نوسانات آب و هوایی و متغیرهای اقلیمی تأکید شده است و در برخی دیگر صرفاً به مؤلفه‌های اقتصادی و اجتماعی اکتفاء شده است. به خصوص در مطالعات داخلی بیشتر مورد اخیر مصداق دارد. در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود:

سویچ و همکاران[3] (۲۰۱۵) به بررسی خدمات اکوسیستمی و فقر پرداخته‌اند، آنها به ابعاد فقر فقط از دو منظر درآمد و دارایی و، همچنین، امنیت غذایی و تغذیه نگریسته‌اند. آنها در این مطالعه مدعی هستند که خدمات اکوسیستم در رفاه تأثیر داشته و شاید بتواند از فقیرتر شدن مردم

1. Bobojonov & Aw-Hassan
2. Amer Ahmed & et al
3. Suich & et al.

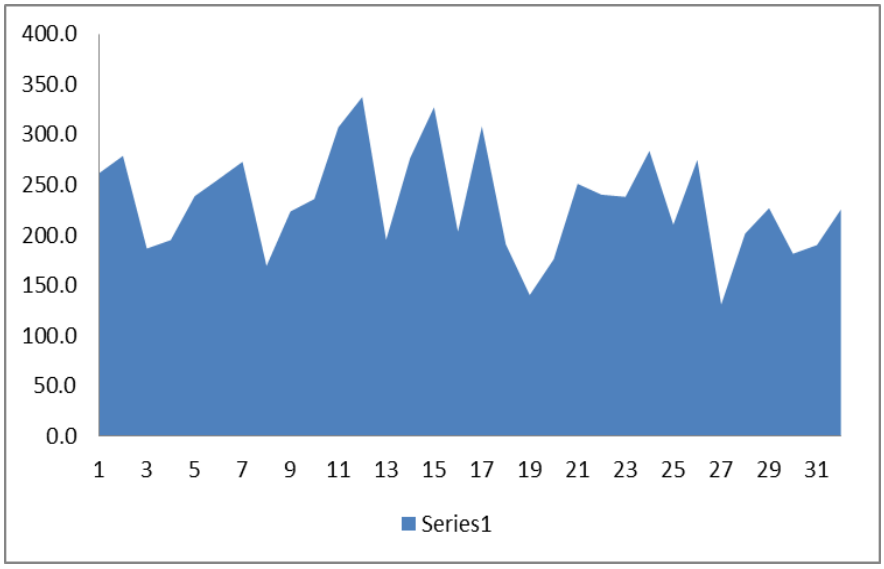
جلوگیری نماید. در کل شواهدی کمی بر این مدعا وجود دارد. آنها معتقدند به راحتی نمی‌توان ارتباط بین فقر و خدمات اکوسیستمی را تبیین کرد و برای خارج شدن از فقر از چه مسیری برای بهره برداری پایدار از خدمات اکوسیستمی می‌توان استفاده کرد. علی و همکاران[1] (۲۰۱۳) اثرات ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، صنعت و خدمات، صادرات کالاها و خدمات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی) بر نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در پاکستان را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که بجز ارزش افزوده بخش خدمات، بقیه متغیرها چون ارزش افزوده کشاورزی، صنعت و سرمایه گذاری خارجی دارای تأثیر منفی و معنی‌داری بر روی نابرابری درآمد در بلندمدت هستند. زمرد جنجا و همکاران[2](۲۰۱۳) در بررسی تغییرات اقلیمی بر تولید گندم در پاکستان با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) به این نتیجه رسیده‌اند که تغییرات آب و هوایی تأثیری بر تولید گندم در پاکستان ندارد. مهرگان و نصابیان[3] (۲۰۱۰) به بررسی رشد بخش کشاورزی و توزیع درآمد در ایران پرداخته‌اند. نتایج حاکی از رد فرضیه کوزنتس در سال‌های ۱۹۶۸-۲۰۰۳ است. براساس این مطالعه رشد اقتصادی بخش کشاورزی باعث کاهش نابرابری می شود. هانجرا و همکاران[4] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به بررسی کاهش فقر از طریق سرمایه‌گذاری در منابع آب کشاورزی پرداختند. آنها با مطالعه در جنوب آفریقا دریافتند که سرمایه‌گذاری در مدیریت آب کشاورزی و زیرساخت های روستایی باعث کاهش شکاف فقر در بین کشاورزان خردپای آفریقا خواهد شد. فان و ژانگ (۲۰۰۶) نشان دادند که در کشورهای آسیای شرقی، نظیر چین و کره جنوبی، سرمایه‌گذاری‌ها در تحقیق و توسعه کشاورزی و عناصر زیرساخت‌ها، نظیر تأسیسات آبیاری، بعد از مدتی موجب استفاده قشرهای کم درآمد کشاورزان از منافع این هزینه‌ها شده و این موضوع سبب افزایش درآمد و کاهش نابرابری درآمدی در بین روستاییان می‌شود.

۲-۲. مطالعات داخلی

پورمختار و مقدسی (۱۳۹۴)، با آزمون هم‌انباشتگی نشان دادند که ارتباط بلندمدت و منفی بین نابرابری درآمد و ارزش افزوده بخش کشاورزی صنعت، صادرات و سرمایه‌گذاری وجود دارد، به طوری که افزایش ارزش افزوده بخش‌های مذکور سبب کاهش نابرابری درآمد شده است.

1. Ali & et al.
2. Zamurrad Janjua & et al.
3. Mehregan & Nassabian
4. Hanjra & et al

براساس آزمون‌های علیت گرنجری در بلندمدت، بین ضریب جینی و متغیرهای مذکور رابطه علّی معنادار وجود دارد. براساس نتایج این مطالعه، هرچه سهم نسبی بخش کشاورزی افزایش یابد توزیع اقتصادی متعادل‌تر خواهد بود. بنی اسدی و ورمزیاری (۱۳۹۴)، در تحقیق خود به این نتیجه رسیده‌اند که رشد بخش کشاورزی از طریق رشد بهره‌وری، همزمان با توزیع مناسب درآمد، می‌تواند فقر را در مناطق روستایی کاهش دهد. خود رشد بهره‌وری نیز از عوامل بسیاری نظیر سرمایه‌گذاری، سطح آموزش و مهارت نیروی کار و زیرساخت‌ها تأثیر می‌پذیرد. فیروزآبادی و عظیم‌زاده (۱۳۹۱) عنوان می‌کنند که در مباحث نظری ارتباط علّی دوطرفه بین عوامل زیست محیطی و اقلیمی و فقر وجود دارد. زیرا امروزه بسیاری از اقشار آسیب‌پذیر و فقیر، در مناطق حاشیه‌ای شهرها یا نواحی دورافتاده روستایی سکونت دارند که معمولاً با مسائلی از جمله آلودگی، خاک نامرغوب، کمبود زمین، وضعیت آب و هوایی ناپایدار و غیره روبه‌رو هستند. این پژوهش ارتباط متقابل دو پدیده مذکور، یعنی فقر و محیط زیست با رویکردی اجتماعی و توسعه محور را مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار داده است. نتایج این مقاله بیانگر این واقعیت است که تخریب محیط زیست، 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. مقوله‌ای که نقشی بسیار مهم در پیوند دو پدیده فوق دارد و به عنوان مقوله اصلی پژوهش در نظر گرفته شده است، پدیده «تضاد منافع» است. منظور از تضاد منافع، آن است که منافع ساکنان جامعه محلی به طور کلی و فقرای روستایی به طور خاص، در تضاد با منافع ملی، سازمان‌های مجری و متولیان حفاظت از محیط زیست قرار می‌گیرد. باقرزاده و کمیجانی (۱۳۸۸) تأثیر عوامل ساختاری و هزینه‌های عمرانی دولت در کنار بهره‌وری کشاورزی بر کاهش نابرابری درآمدی در بین روستاییان را در دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۷ش، را با رویکرد ARDL، بررسی کرده‌اند نتایج نشان داد که نرخ باسوادی روستاییان، مخارج تحقیق و ترویج کشاورزی، سرمایه‌گذاری در امر آبیاری و شاخص درجه بازبودن اقتصاد دارای تأثیر معنی‌دار بر کاهش نابرابری درآمدی در بخش روستایی بوده و فرضیه کوزنتس برای این بخش در دوره مورد مطالعه قابل پذیرش است. مهم‌ترین وجه تمایز مطالعه حاضر با مطالعات داخلی در این است که اثر سطح و نوسانات بارندگی بر نابرابری در جوامع روستایی ایران بررسی نشده است.



نمودار ۱. روند میزان بارش در سال‌های آبی ۱۳۶۱تا ۱۳۹۱ش

مأخذ: شرکت مدیریت آب ایران http://www.wrm.ir

۳. مدل تحقیق و روش برآورد

با توجه به ادبیات نظری و مطالعات انجام شده درباره منحنی کوزنتس و عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در جامعهٔ روستایی مدل مطالعهٔ حاضر به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$LGINI = \beta_0 + \beta_1 LTFP^2{}_t + \beta_2 LTFP_t + \beta_3 LDEP_t + \beta_4 Ll_t + \beta_5 LLIT_t + \beta_6 HLPER_t + \beta_7 LPER_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن $LGINI_t$: لگاریتم طبیعی ضریب جینی روستایی برای کل کشور است که به عنوان متغیر نابرابری درآمدی در این مطالعه استفاده شده است.

$LTFP_t$: لگاریتم طبیعی بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی است. بهره‌وری کل عوامل تولید که از طریق تقسیم ارزش افزوده بخش (TFP) بر شاخص مقداری عوامل تولید ($L_t^{\alpha} K_t^{\beta} LIT_t^{\gamma}$) در بخش کشاورزی محاسبه شده است، داده‌های مذکور از حساب‌های ملی ایران منتشر شده توسط بانک مرکزی (۱۳۹۳) گردآوری شده است:

$$TFP_t = VA_t / L_t^{\alpha} K_t^{\beta} LIT_t^{\gamma} \quad (۲)$$

که در آن VA_t ، K_t ، L_t و LIT_t به ترتیب نشان‌دهندهٔ ارزش افزوده بخش کشاورزی به میلیارد ریال (قیمت ثابت ۱۳۸۳)، موجودی سرمایه بخش کشاورزی به میلیارد ریال (قیمت ثابت ۱۳۸۳)، نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی (به نفر) و میزان نرخ باسوادی جمعیت ۶ ساله و بیشتر نقاط روستایی است.

$LDEP_t$: بار تکفل در خانوارهای روستایی است.

LL_t: لگاریتم طبیعی تسهیلات اعطایی نظام بانکی به ازای نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی (میلیون ریال بر نفر) است.

$LLIT_t$: لگاریتم میزان نرخ باسوادی جمعیت ۶ ساله و بیشتر نقاط روستایی است.

$LPER_t$: لگاریتم میزان بارندگی در کشور به میلی متر در سال است.

$HLPER_t$: نوسانات لگاریتم بارندگی در سال t است. برای اندازه‌گیری نوسانات یک متغیر در طول زمان می‌توان از روش‌های مختلفی استفاده کرد که یکی از متداول‌ترین آنها استفاده از مدل‌های خانواده ARCH[1] است. مدل‌های این خانواده متنوع هستند اما در این مطالعه از مدل EGARGH[2] ارائه شده توسط نلسون[3] (۱۹۹۱) استفاده می‌شود، زیرا:

۱. تبدیل لگاریتمی متضمن مثبت بودن واریانس شرطی است.

۲. برآوردهای حاصل از مدل نمایی نسبت به وجود مشاهدات پرت حساس نخواهند بود.

۳. این مدل هیچ محدودیتی روی پارامترها ندارد و برای مانایی فرآیند EGARCH کافی است، پسماند معادلهٔ میانگین شرطی دارای توزیع نرمال و ارزش مطلق مجموع ضرایب متغیر با وقفهٔ لگاریتم واریانس در معادلهٔ واریانس شرطی مدل کمتر از واحد باشد.

۱-۳. برآورد نوسانات بارندگی

برای برآورد مدل EGARCH، ابتدا معادله میانگین شرطی با استفاده از متغیر لگاریتم طبیعی بارندگی ($LPER_t$)، طی دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۲ش، در حالت‌های مختلف مدل ARMA(p,q) برآورد

1. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2. Exponential GARCH
3. Nelson

گردید و در ادامه براساس کمترین معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC) معادله ARMA(0,0) از بین معادلات برآوردی انتخاب گردید. براساس نمودار همبستگی نگار مربوط به مربع لگاریتم پسماندهای حاصل از برآورد مدل ARMA(0,0) نیز مدل EGARCH(1,1) به عنوان مناسب‌ترین مدل برای معادلهٔ واریانس شرطی انتخاب شده است. نتایج مربوطه در جدول (۱) براساس رابطه (۳) ارائه شده است. در این رابطه σ_t^2 نشان‌دهندهٔ جزء اخلال معادلهٔ میانگین شرطی (۳) یعنی همان ε_t در سال t است. v_t یا همان جزء اخلال معادلهٔ واریانس شرطی نوفه سفید (دارای میانگین صفر و واریانس ثابت) است.

$$LPER_t = a_0 + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \qquad (۲)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta\log(\sigma_{t-j}^2) + \gamma\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right) + \theta\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + v_t \qquad (۳)$$

جدول ۱. نتایج برآورد مدل EGARCH(1,1)

متغیر	a_0	ω	β	γ	θ
ضریب	۲۲۳/۵۶۰۰	۲/۰۵۳۱۷۹	۰/۷۷۸۰۵۳	۰/۴۸۵۸۲۰	-۰/۵۶۴۲۳۰
انحراف معیار	۳/۶۰۶۵۱۸	۱/۲۶۴۷۰۶	۰/۱۵۴۴۴۵	۰/۲۷۶۴۴۸	۰/۲۳۰۰۶۵
آماره t	۶۱/۹۸۷۷۹	۱/۶۲۳۴۴۴	۵/۰۳۷۷۴۲	۱/۷۵۷۳۶۴	-۲/۴۵۲۴۸۱
سطح معنی داری	۰/۰۰۰۰	۰/۱۰۴۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۸۹	۰/۰۱۴۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

۲-۳. روش ARDL

تحلیل‌های رگرسیونی زمانی معتبر خواهند بود که سری‌های زمانی مورد استفاده در الگو مانا[1] باشند و یا حداقل رابطهٔ هم‌انباشتگی[2] بین آنها برقرار باشد. به منظور بررسی وجود هم انباشتگی (روابط

1. Stationary
2. Contegration

بلندمدت) می‌توان از روش انگل-گرنجر[1] برای رگرسیون‌های دومتغیره و از روش حداکثر درست-نمایی جوهانسون- جوسیلیوس برای رگرسیون‌های بیش از دو متغیره استفاده کرد. اما به علت محدودیت‌های موجود در این روش‌ها، رهیافت‌های مناسب‌تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که در این میان می‌توان به رهیافت ARDL اشاره کرد (پسران و پسران[2]، ۱۹۹۷). مزیت به کارگیری روش ARDL این است که صرف نظر از اینکه متغیرهای تحقیق در سطح مانا باشند یا با یک بار تفاضل‌گیری مانا شوند، می‌توان رابطهٔ هم انباشتگی (بلندمدت) بین متغیرها را بررسی کرد و به دست آورد. یک مدل $ARDL(p, q_1, q_2, ..., q_k)$ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L, p)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta' W_t + \varepsilon_t$$

$$\alpha(L, p) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - ... - \alpha_p L^p \qquad (۴)$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - ... - \beta_{iq} L^q$$

که در آن L عملگر وقفه؛ W_t برداری از متغیرهای قطی (غیرتصادفی) نظیر عرض از مبدا، متغیر ورند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای بروزن‌زا با وقفه‌های ثابت، p وقفه‌های به کار گرفته شده برای متغیر وابسته و q_i وقفه‌های به کار گرفته شده برای متغیرهای مستقل است. در مطالعات تجربی معمولاً از معیار شوارز- بیزین[3] برای تعیین وقفه‌های بهینه استفاده می‌شود.

گام دوم در تخمین مدل ARDL بررسی وجود رابطه بلندمدت است. در این مرحله، برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از روش ARDL کاذب نیست، دو روش وجود دارد:

در روش اول، برای آنکه الگوی پویای ARDL به سمت تعادل بلندمدت گرایش داشته باشد، باید مجموع ضرایب با وقفهٔ (p تعداد وقفه) متغیر وابسته در الگوی پویای برآوردی کوچک‌تر از یک باشد. بنابراین، برای آزمون وجود هم‌انباشتگی در الگوی خودبازگشت وقفهٔ توزیعی، آزمون فرضیه زیر لازم است:

1. Engle-Granger
2. Pesaran and Pesaran
3. Schwarz-Bayesian Criterion

$$H_0 = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0 \qquad (۵)$$
$$H_1 = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 < 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز در آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S.E_{\alpha_i}} \qquad (۶)$$

که در آن $S.E_{\alpha_i}$ انحراف معیار متغیر وابسته در وقفه‌ی iام است. مقدار آماره t محاسباتی فوق با کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۲) مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار آماره t به دست آمده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد، فرضیهٔ H0 (عدم وجود هم‌انباشتگی) رد شده و وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت تأیید می‌شود (ابونوری و خانعلی‌پور، ۱۳۸۸).

در روش دوم که پسران و شین آن را ارائه کرده‌اند، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی بـه وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی‌داری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد بررسی قـرار می‌گیرد (پسران و شین[2]، ۱۹۹۶). در مطالعهٔ حاضر از این رویکرد استفاده خواهد شد.

در صورتی که متغیرهای مدل با یکدیگر هم‌انباشته باشند، این امکان وجود دارد که در کوتاه‌مدت عدم تعادل بین متغیرهای تحقیق وجود داشته باشد. بنابراین، می‌توان جملهٔ خطا را به عنوان «خطای تعادل[3]» به حساب آورد. این خطا برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت متغیر وابسته با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار می‌گیرد. بدین منظور، می‌توان از مدل تصحیح خطا (ECM)[4] استفاده کرد. مقدار عددی جزء تصحیح خطا نشانگر این است که چه میزان از انحراف و عدم تعادل متغیر وابسته در یک دوره، در دورهٔ بعد اصلاح می‌شود. هرچه این مقدار بزرگ‌تر باشد، سرعت تعدیل و بازگشت به مسیر بلندمدت تعادلی بیشتر خواهد بود (گجراتی، ۱۳۹۴).

1. Banerjee, Dolado and Mestre
2. Pesaran and Shin
3. Equilibrium Error
4. Error Correction Mechanism (Model)

۴. یافته‌های تجربی مطالعه

در تحلیل‌های رگرسیونی قبل از هر عملی، جهت اطمینان از کاذب نبودن روابط بین متغیرهای تحقیق باید مانایی آنها بررسی شود. برای این منظور از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (گسترش یافته)[1] استفاده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای الگو

متغیر		مقادیر بحرانی آماره در سطح معنی داری			احتمال	نتیجه
		یک درصد	پنج درصد	ده درصد		
$LTFP_t$	-۳/۵۷	-۳/۶۶	-۲/۹۶	-۲/۶۲	۰/۰۱۲	مانا در سطح
$LTFP^2_t$	-۱/۷۳	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۱/۶۱۲	۰/۰۷۸	مانا در سطح
$LDEP_t$	-۴/۰۶	-۴/۲۸	-۳/۵۶	-۳/۲۱	۰/۰۱۷	مانا در سطح
LL_t	-۲/۸۳	-۳/۶۹	-۲/۹۷	-۲/۶۳	۰/۰۶۷	مانا در سطح
$LLIT_t$	-۹/۵۳	-۳/۶۶	-۲/۹۶	-۲/۶۲	۰/۰۰۰	مانا در سطح
$HLPER_t$	-۲/۵۹	-۴/۲۸	-۳/۵۶	-۳/۲۱	۰/۲۸۵	نامانا در سطح
$LPER_t$	-۵/۱۲	-۴/۲۸	-۳/۵۶	-۳/۲۱	۰/۰۰۱	مانا در سطح
$LGINI_t$	-۰/۶۹۸	-۴/۲۸۰	-۳/۵۶	-۳/۲۱	۰/۹۶۴	نامانا در سطح

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به اینکه متغیر وابسته و یکی از متغیرهای توضیحی با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده است و بقیه در سطح مانا هستند، استفاده از روش ARDL قابل دفاع است. برای برآورد مدل به روش ARDL، حداکثر ۳ وقفه در نظر گرفته شد و با استفاده از آزمون وقفه‌های مدل (اینجا معیار شوارتز – بیزین مبنا قرار گرفته است)، الگوی ARDL(1,0,0,0,1,1,1,2) به عنوان الگوی بهینه انتخاب شد. نتایج حاصل از این الگوی پویا در جدول (۳) ارائه شده است.

1. Augmented Dickey–Fuller test

جدول ۳. نتایج تخمین الگوی تحقیق به صورت پویای **ARDL(1,0,0,0,1,1,1,2)**

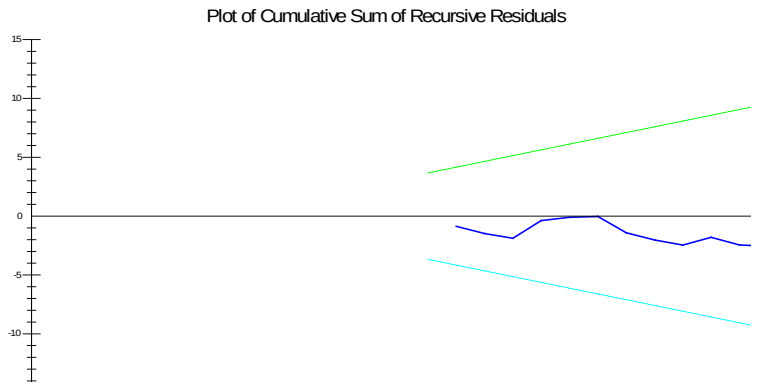
متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
$LGINI_{t-1}$	۰/۴۵۷	۳/۰۵۳۳	۰/۰۰۸
$LTFP_t$	۰/۱۵۱	۱/۶۱۵۹	۰/۱۲۶
$LTFP^2_t$	-۲/۶۵۴	-۲/۱۷۲۸	۰/۰۴۵
$LDEP_t$	۲/۵۳۵	۴/۲۸۸۲	۰/۰۰۱
LL_t	-۰/۱۳۶	-۲/۲۵۹۶	۰/۰۳۸
LL_{t-1}	۰/۳۴۵	۴/۵۰۸۱	۰/۰۰۰
$LLIT_t$	۱/۸۶۹	۲/۷۷۰۴	۰/۰۱۴
$LLIT_{t-1}$	-۲/۹۶۴	-۴/۱۱۰۱	۰/۰۰۱
$HLPER_t$	-۲/۰۱۵	-۱/۲۲۰۶	۰/۲۴۰
$HLPER_{t-1}$	۳/۹۲۸	۲/۹۰۱۷	۰/۰۱۰
$LPER_t$	۰/۰۸۱	۲/۵۷۹۲	۰/۰۲۰
$LPER_{t-1}$	۰/۲۱۵	۱/۷۱۶۱	۰/۱۰۵
$LPER_{t-2}$	-۰/۰۷۹	-۲/۸۵۱۹	۰/۰۱۲
$INPT_t$	-۲/۲۶۵	-۳/۰۵۲۵	۰/۰۰۸
$\bar{R}^2$	۰,۹۴۸		
آماره F کل رگرسیون	F(۱۳،۱۶) =	۴۲/۰۰۰۲	۰/۰۰۰
آماره F آزمون خود همبستگی	F(۱،۱۵) =	۲/۳۰۸۵	۰/۱۴۹
آماره F آزمون فرم تبعی	F(۱،۱۵) =	۲/۳۶۱۵	۰/۱۴۵
آزمون نرمالیتی χ^2 آماره	χ^2 (۲) =	۲/۱۷۵۲	۰/۳۳۷
آزمون ناهسمانی واریانس F	F(۱۳،۱۶) =	۰/۹۵۳۶۱	۰/۳۲۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج الگوی پویا در جدول (۳) به غیر از ضرایب متغیرهای $LTFP_t$، $HLPER_t$ و $LPER_{t-1}$ ضرایب بقیه متغیرها معنی‌دار است. معنی‌دار و منفی بودن ضریب مجذور لگاریتم طبیعی بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی حاکی از تأیید فرضیه کوزنتس در مطالعهٔ حاضر است. براساس این نتیجه، می‌توان یک منحنی معکوس با یک ماکزیمم مطابق با دیدگاه کوزنتس رسم کرد. براساس نتایج برآورد، در کوتاه‌مدت با افزایش یک درصد در بارتکفل خانوارهای روستایی ($LDEP_t$)

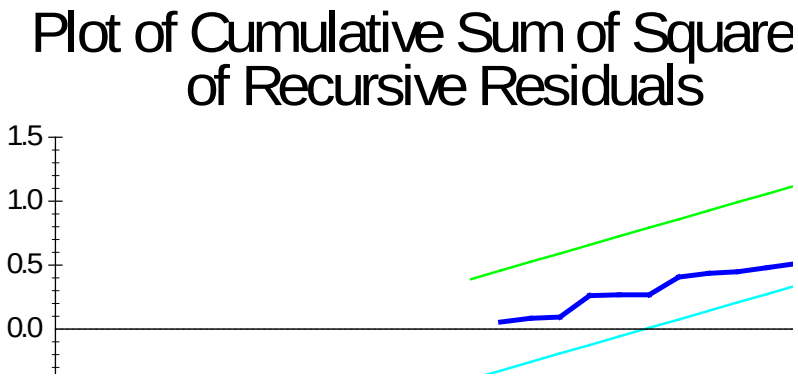
ضریب جینی به میزان ۲/۵۳۵۶ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین، با افزایش یک درصدی در تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی (LL_t) ضریب جینی روستاییان به میزان ۰/۱۳۶۱۸ درصد در همان سال کاهش و در سال بعد، ضریب جینی ۰/۳۴۵۴۹درصد افزایش خواهد داشت. بنابراین، در کل، سطح تسهیلات اعطایی ضریب جینی روستاییان را افزایش خواهد داد این مسئله ممکن است ناشی از آن باشد که بانک‌ها غالباً به روستاییانی وام می‌دهند که وثیقه ملکی کافی برای ضمانت به بانک ارائه نمایند در حالی که روستاییان فقیر غالباً بی زمین و یا خرده‌پا هستند. براساس ضریب متغیر $LLIT_t$، افزایش یک درصدی در نرخ با سوادی روستاییان در همان سال ضریب جینی ۱/۸۶۹۰درصد افزایش خواهد داشت اما در سال بعد ضریب جینی ۲/۹۶۳۹ درصد با کاهش مواجه می‌شود. به صورت کلی افزایش سوادآموزی روستاییان منجر به کاهش ضریب جینی می‌شود. این نتیجه منطبق بر مباحث نظری و مطالعات تجربی است. نوسانات بارندگی بعد از یک سال ($HLPER_{t-1}$) منجر به افزایش نابرابری می‌شود به طوری که یک درصد افزایش در نوسانات بارندگی در یک سال قبل منجر به افزایش ۳/۹۲۷۹درصدی ضریب جینی روستایی در سال جاری می‌شود. افزایش یک درصدی سطح بارندگی در همان سال منجر به افزایش ۰/۰۸۰۸۴۳ درصدی ضریب جینی روستایی می‌شود. البته بعد از دو سال تأثیر این بارندگی بر ضریب جینی کاهنده خواهد بود (معادل با منفی ۰/۰۷۹۵۳۵ درصد).

آماره‌های اعتبارسنجی مدل را در کلیت خودش تأیید می‌کند. همچنین پایداری ضرایب برآورد شده طی دوره مورد مطالعه با آزمون CUSUM[1] و CUSUMSQ[2] بررسی شد. نتایج آزمون در نمودار (۲) و (۳)، نشان‌دهنده نبود شکست ساختاری در مدل مورد بررسی است.



نمودار ۲. نتایج آزمون پایداری ضرایب CUSUM

1. Cumulative Sum of Residuals
2. Cumulative Sum of Squared Residuals



نمودار ۳. نتایج آزمون پایداری ضرایب CUSUMQ

آزمون F پسران و همکاران برای وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون هم انباشتگی پسران و همکاران

آماره F	مقادیر بحرانی F در سطح ۵ درصد	
	I(0)	I(1)
۴/۵۵۰۲ [۰/۰۰۷۹]	۳/۵۵۳	۳/۳۶۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به F محاسباتی وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها تأیید می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطهٔ بلندمدت، ضرایب بلندمدت الگو برآورد شده است. نتایج این رابطه در جدول (۵) انعکاس یافته است.

جدول ۵. نتایج تخمین الگوی تحقیق به صورت بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
$LTFP_t$	۰/۲۷۹	۱/۴۸۲۹	۰/۱۵۸
$LTFP^2_t$	۴/۸۹۱-	۱/۸۷۷۱-	۰/۰۷۹
$LDEP_t$	۴/۶۷۱	۳/۷۹۹۰	۰/۰۰۲
LL_t	۰/۳۸۵۶	۳/۱۵۱۹	۰/۰۰۶
$LLIT_t$	۲/۰۱۷-	۲/۸۶۰۴-	۰/۰۱۱
$HLPER_t$	۳/۵۲۴	۲/۵۶۶۱	۰/۰۲۱
$LPER_t$	۰/۳۹۹	۱/۵۷۶۶	۰/۱۳۴
$INPT_t$	۴/۱۷۳-	۳/۰۶۳۶-	۰/۰۰۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج حاصل از مدل بلندمدت نیز فرضیه کوزنتس تأیید می‌شود به طوری که ضریب مجذور لگاریتم طبیعی بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی ($LTFP^2_t$) منفی و در سطح ۱۰ درصد معنی‌داری است. براساس سایر ضرایب نیز افزایش یک درصدی در متغیرهای $LDEP_t$، LL_t، $LLIT_t$ و $HLPER_t$ منجر به تغییر ۴/۶۷۱۴ ، ۰/۳۸۵۶۳، ۲/۰۱۷۱– و ۳/۵۲۳۶ درصدی در ضریب جینی روستایی می‌شود. تمامی این ضرایب در سطح احتمال ۵ درصد هستند. ضرایب متغیرهای $LPER_t$ و $LTFP_t$ از نظر آماری در بلندمدت معنی‌داری نیستند.

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. براساس نتایج جدول (۶) ضریب جمله تصحیح خطا ECM (-1) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با ۰/۵۴۲۷۸– بوده است. به عبارت دیگر، پس از سپری شدن یک دوره، در حدود۵۴ درصد از عدم تعادل‌های ایجاد شده در لگاریتم ضریب جینی روستایی تعدیل می‌شود.

جدول ۶. نتایج مدل تصحیح خطای (ECM) الگوی تحقیق

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
$dLTFP_t$	۰/۱۵۱۵۰	۱/۶۱۵۹	۰/۱۲۲
$dLTFP^2_t$	-۲/۶۵۴۵	-۲/۱۷۲۸	۰/۰۴۲
$dLDEP_t$	۲/۵۳۵۶	۴/۲۸۸۲	۰/۰۰۰
dLL_t	-۰/۱۳۶۱۸	-۲/۲۵۹۶	۰/۰۳۵
$dLIT_t$	۱/۸۶۹۰	۲/۷۷۰۴	۰/۰۱۲
$dHLPER_t$	-۲/۰۱۵۳	-۱/۲۲۰۶	۰/۲۳۶
$dLPER_t$	۰/۰۸۰۸۴۳	۲/۵۷۹۲	۰/۰۱۸
$dLPER_{t-1}$	۰/۰۷۹۵۳۵	۲/۸۵۱۹	۰/۰۱۰
$INPT_t$	-۲/۲۶۵۱	-۳/۰۵۲۵	۰/۰۰۶
ECM_{t-1}	-۰/۵۴۲۷۸	-۳/۶۲۴۷	۰/۰۰۲
R^2	۰/۸۰۷۸۴		
$\bar{R}^2$	۰/۶۵۱۷۲		
آماره F رگرسیون	F(۹,۲۰)=۷/۴۷۴۰		۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. نتیجه‌گیری

خانوارهـایی کـه در جوامع روستایی زندگی می‌کنند، عمدتاً جزء دهک‌های پایین درآمدی بوده و بیشتر به فعالیت‌های کشـاورزی اشتغال دارند. بنابراین، توجه به بخش کشاورزی و جوامع روستایی در کاهـش نابرابری‌های درآمدی اهمیت می‌یابد. نابرابری درآمدی روستاییان نه تنها تابعی از عوامل اقتصادی و اجتماعی است بلکه تحت عوامل زیست محیطی، به خصوص مسئلهٔ بارندگی و نوسانات آن نیز هست. این مسئله در مطالعات داخلی مورد غفلت واقع شده است. بر همین اساس، مطالعهٔ حاضر عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی روستایی کشور را با تأکیدی بر سطح بارندگی و نوسانات آن با استفاده از روش ARDL، در دورهٔ زمانی ۱۳۶۱-۱۳۹۲ش، بررسی کرده است.

در این مطالعه مبنای مدل اولیه فرضیهٔ کوزنتس بر مبنای بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی بود و سایر متغیرهای به این مدل اولیه افزوده شده‌اند. برای اندازه‌گیری نوسانات بارندگی نیز از مدل EGARCH استفاده شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق نشان داد که هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت فرضیهٔ کوزنتس در مورد ضریب جینی روستایی صادق است. همچنین، در کوتاه‌مدت و بلندمدت بار تکفل روستایی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ضریب جینی روستایی دارد و اثر آن در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. به طوری که افزایش یک درصدی بار تکفل روستاییان در کوتاه‌مدت، به طور کلی، منجر به افزایش ۲/۵ درصد در ضریب جینی و در بلندمدت منجر به افزایش ۴/۶۷۱۴ درصد ضریب جینی روستایی می‌شود. تأثیر مثبت تسهیلات اعطایی بر ضریب جینی روستایی نیز در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است، به طوری که افزایش یک درصدی در تسهیلات اعطایی به شاغلان بخش کشاورزی در کوتاه مدت (طی دوسال متوالی) مجموعاً افزایش ۰/۲۰۹۳۱ درصدی در ضریب جینی روستایی را به دنبال دارد و در بلندمدت این تأثیر برابر با ۰/۳۸۵۶۳ درصد است. این مشکل از آنجا ناشی می‌شود که تسهیلات بانکی غالباً براساس وثیقه ملکی پرداخت می‌شود بنابراین، روستاییان بی زمین (خوش‌نشین) و خرده‌پا از تسهیلات بانکی بی‌بهره می‌شوند و قسمت عمده این تسهیلات به بزرگ مالکان پرداخت می‌شود. تجربه گرامین بانک بنگلادش در این زمینه می‌تواند مفید باشد. نرخ باسوادی روستاییان هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت تأثیر منفی بر ضریب جینی

روستایی دارد، این اثر نیز در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است، به طوری که تغییر یک درصدی در نرخ سواد روستاییان در کوتاه‌مدت (طی دوسال متوالی) مجموعاً کاهش ۱/۰۹۴۹ درصدی در ضریب جینی روستایی را منجر خواهد شد و این رقم در بلندمدت به منفی ۲/۰۱۷۱ درصد خواهد رسید. این نتیجه با مبانی نظری و مطالعات تجربی داخلی و خارجی منطبق است. سرانجام اینکه افزایش یک درصدی در سطح بارندگی افزایش ۰/۰۸۰۸۴۳ درصدی ضریب جینی روستایی را در همان سال و کاهش ۰/۰۷۹۵۳۵ درصدی در ضریب جینی روستایی بعد از دو سال را منجر خواهد شد و البته این تأثیر در بلندمدت از نظر آماری بی معنی است. نوسانات بارندگی نیز در کوتاه‌مدت با یک سال وقفه ضریب جینی افزایش پیدا می‌کند به طوری که به ازای یک درصد افزایش در این نوسانات، ضریب جینی روستایی ۳/۹۲۷۹ درصد افزایش خواهد داشت، این ضریب در بلندمدت به۳/۵۲۳۶ درصد می‌رسد.

براساس نتایج فوق اهمیت نوسانات بارندگی در ایجاد نابرابری درآمدی روستایی کمتر از مؤلفه‌های اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر نابرابری درآمدی روستایی نیست. در نتیجه، لازم است در سیاست‌گذاری‌های مرتبط با کاهش نابرابری درآمدی روستایی به این مؤلفه نیز توجه شود و در سیاست‌های حمایتی مرتبط با جوامع روستایی با هدف کاهش نابرابری درآمدی، متغیرهای آب و هوایی نیز دخالت داده شود. در این راستا بیمه محصولات کشاورزان در قبال نوسانات آب و هوایی، ترویج سیستم آبیاری مکانیزه، معرفی گونه‌های مقاوم در قبال نوسانات آب و هوایی می‌تواند از شدت نابرابری درآمد روستاییان بکاهد.

منابع

باقرزاده، علی و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۸). "بررسی آزمون فرضیه کوزنتس- اهلووالیا در مناطق روستایی ایران". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*. سال سوم. شماره ۳. پیاپی ۹. صص ۵۰-۲۹.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی (۱۳۹۳). *حساب‌های ملی ایران*. معاونت اقتصادی. دی ماه ۱۳۹۳. (http://www.cbi.ir/page/2053.aspx)

بنی اسدی، مصطفی و محسنی، رضا (۱۳۹۳). "بررسی اثر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی بر فقر، توزیع درآمد و مهاجرت روستایی". *پژوهش‌های اقتصاد روستا*. دوره ۱. شماره ۱. صص ۸۷-۷۵.

پورمختار، الهام و مقدسی، رضا (۱۳۹۴). "تأثیر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران (با تأکید بر بخش کشاورزی)". *اقتصاد کشاورزی*. دوره ۹. شماره ۲. صص ۵۴-۳۷.

صبوحی صابونی، محمود و احمدپوربرازجانی، محمود (۱۳۹۱). "برآورد تابع های تقاضای محصولات کشاورزی ایران با استفاده از روش برنامه‌ریزی ریاضی (کاربرد روش بیشترین بی نظمی) اقتصاد کشاورزی". *اقتصاد و کشاورزی*. دوره ۶. شماره ۱. صص ۹۱-۷۱.

فیروزآبادی، سیداحمد و عظیم‌زاده، دلارام (۱۳۹۱). "فقر روستایی و تخریب محیط زیست؛ (مورد مطالعه روستاهای سرخون و بیدله از توابع استان چهار محال و بختیاری)". *مجله توسعه روستایی*. دوره چهارم. شماره ۲. صص ۱۲۰-۹۹.

مهرگان، نادر؛ موسایی، میثم و کیهانی حکمت، رضا (۱۳۸۷). "رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران". *فصلنامه رفاه اجتماعی*. شماره ۲۸. صص ۷۷-۵۷.

گجراتی، دمودار (۱۳۹۴). *اقتصادسنجی کاربردی*. ترجمه نادر مهرگان و لطفعلی عاقلی. نشر نورعلم.

Ahluwalia, M. (1975). "Inequality and Poverty". *Journal of Development Economics*. No.6. Pp. 1-32.

Ali, S., Mustafa, M. Q., & Shahbazi, I. A. (2013). "Agriculture Value Added and Income Inequaliyt in Pakistan: A Time Series Analysis". *Research Journal of Economics*. Business and ICT. Vol. 8(2). Pp. 25-33.

Amer Ahmed, S., Diffenbaugh, N.S., Herteld, T.W., Lobellb, D.B., Ramankuttyh, N., Riosi, A.R. & Rowhanih, P. (2011). "Climate volatility and poverty vulnerability in Tanzania". *Global Environmental Change*. Vol.21. No. 1. Pp. 46–55.

Audinet, J. Haralambous, S. (2005). *Achieving the millennium development goals: rural investment and enabling policy*. Panel Discussion Paper. IFAD Governing Council – Twenty-Eighth Session.

Bobojonova, I. & Aw-Hassanb, A. (2014). "Impacts of climate change on farm income security in Central Asia: An integrated modeling approach". *Agriculture, Ecosystems & Environment*. Vol. 88. No.15. Pp. 245–255.

Bruno M. and M. Ravallion, L. Squire, (1996). *Equity and Growth in developing countries, The world bank, office of the vice president, development economics and policy research department*.

Fan,S. & Zhang, L. (2006). "Growth and poverty in rural China, the role of public investment". *International Food Policy Research Report*. No. 125. Pp.122-151.

Hanjra, M.A. Tadele, F. and Debel Gemechu, G. (2009). "Reducing poverty in sub-Saharan Africa through investments in water and other priorities". *Journal of Agricultural Water Management*. Vol. 96(7). Pp. 1062-1070.

Mehregan N. & Nassabian S. (2010). "Agriculture Growth and Income Inequality in Iran". *America Eurasian Journal of Agricultural and Environmental Sciences*. Vol.7. Pp. 637-664.

Nelson, D. B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometrica*. Vol. 59 (2). Pp. 347–370.

Pesaran, B. (1998). "Unit root and econometric methods". *Journal of econometrics*. No. 4. Pp. 21- 41.

Pesaran, M. H. and Smith R. (1998). "Structural Analysis of Co-integration VARs". *Journal of Economic Surveys*. 12. Pp. 471-505.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships". *Journal of Applied Econometrics*. 16. Pp. 289-326.

Pesaran, M.H. and Pesaran. B. (1997). *Working with Microfit4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford: Oxford University Press.

Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1996). "Co-integration and speed of convergence to equilibrium". *Journal of Econometrics*. 71. Pp. 43-117.

Suich, H., Howea, C. & Macea, G. (2015). "Ecosystem services and poverty alleviation: A review of the empirical links". *Ecosystem Services*. Vol. 12. Pp. 137–147.

Zamurrad Janjua, p., Samad, G. & Khan, N. (2014). "Climate Change and Wheat Production in Pakistan: An Autoregressive Distributed Lag Approach". *NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences*. Vol. 68. Pp. 13–19.