مجله‌ی بررسی‌های آمار رسمی ایران
سال ۳۰، شماره‌ی ۲، پاییز و زمستان ۱۳۹۸، صص ۳۶۱ –۳۸۵

تحلیلی پویا از تأثیر نوسانات بارندگی بر فقر روستایی در ایران

علی مهرگان[†،*] و مجید احمدیان[‡]

[†] دانشگاه مازندران

[‡] دانشگاه تهران

چکیده. بخش عظیمی از فقرای کشور در روستاهای این سرزمین زندگی می‌کنند و به کشاورزی و شغل‌های مرتبط با آن مشغولند، تغییرات اقلیمی با تغییر در میزان بارش تأثیر به سزایی در زندگی آنان خواهد گذاشت. به‌منظور برنامه‌ریزی برای مواجهه مناسب با این تغییرات اقلیمی لازم است تا ابتدا اثرات این تغییر به درستی تحلیل و تبیین شود. در این پژوهش ما بر آن شدیم تا تأثیر نوسانات بارندگی را بر فقر روستایی در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۱ بسنجیم، جامعه آماری این مقاله را افراد ساکن روستاهای کشور تشکیل می‌دهند. برای آن که مبارزه با فقر مسئله‌ای بلندمدت است، از تحلیل ARDL در اقتصادسنجی استفاده کردیم، نتایج، وجود رابطه مثبت میان فقر روستایی و نوسانات بارندگی را تأیید می‌کند، همچنین نتایج این پژوهش رابطه میان فقر روستایی و تسهیلات به بخش کشاورزی را ناچیز برآورد می‌کند که نشان‌دهنده‌ی عدم کارایی مناسب اعتبارات تخصیص داده شده برای اعطای تسهیلات در این بخش است.

واژه‌های کلیدی: تغییرات اقلیمی، فقر روستایی، نوسانات بارندگی، EGARCH و ARDL.

---

* نویسنده‌ی عهده‌دار مکاتبات

دریافت: ۱۳۹۸/۱۱/۱۳، پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۱۳.

۱- مقدمه

ایران با قرار گرفتن در کم آب‌ترین منطقه جهان یکی از کشورهایی است که با بیشترین آسیب‌پذیری در برابر کم آبی روبه‌رو است. مردم ایران و تولیدات کشور، از نظر مطلق، بیش از بقیه کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا در مناطقی قرار دارند که برداشت آب نسبت به منابع آبی بسیار بالاست. بیش از ۹۰ درصد جمعیت و تولید ناخالص داخلی ایران در مناطقی قرار دارند که در آن مناطق برداشت از منابع آبی، از حد بهره‌برداری پایدار فراتر رفته و یا به آن نزدیک است بخش عمده آب در کشاورزی استفاده می‌شود و بازده اقتصادی آب کشاورزی در ایران در ردیف پایین‌ترین بازده‌ها در منطقه است [۱۴].

همچنین در ایران توزیع زمانی و مکانی بارندگی نیز از وضعیت مناسبی برخوردار نیست، در صورتی که برای رونق کشاورزی نیاز به بارش در طی سال آبی هستیم. تغییرات اقلیمی می‌تواند اقتصاد همچین کشوری را به شدت مورد آسیب قرار دهد، یکی از مهمترین تغییرات اقلیمی که در عمل می‌تواند بر اقتصاد ایران تأثیرگذار باشد، نوسانات بارندگی است.

در ایران میانگین بارش در بازه زمانی ۱۳۴۸-۱۳۹۲ حدود ۲۵ میلی‌متر کاهش داشته است. در ایران درصد بالایی از فقرای کشور را افراد روستایی تشکیل می‌دهند. درآمد عمده جوامع روستایی در ایران از کشاورزی حاصل می‌شود، از طرفی در ایران کشت دیمی بسیار رواج داشته و این کشت نیز در برابر نزولات جوی و نوسانات آن به شدت آسیب‌پذیر است.

در مطالعات انجام شده در ایران تا به حال بحث فقر روستایی در ایران با توجه به بارندگی و نوسانات آن از دیده محققین مغفول مانده است، اما در سطح جهانی مطالعات بسیاری روی تغییر اقلیم و نوسانات رشد و همچنین بحث فقر و آسیب‌پذیری و عوامل اقلیمی انجام شده است. بسیاری از مطالعات انجام شده در این زمینه در رابطه با قاره آفریقا بوده است. ویژگی این قاره نیز وابستگی شدید فقرای این قاره به محصولات کشاورزی (مانند

گندم) و همچنین وابستگی تولید این محصولات به نزولات جوی به دلیل کاهش منابع آبی در این مناطق می‌باشد.

نوسانات بارندگی از دو منظر می‌تواند اقتصاد روستاییان را تحت تأثیر قرار دهد، نوسانات مثبت و نوسانات منفی، وجه اول؛ نوسانات منفی بارندگی است، این نوسانات منجر به وقوع خشکسالی و از بین رفتن محصولات کشاورزان می‌شود و تأثیر منفی بر معیشت روستاییان دارد. در نوسانات منفی بارندگی هم مقدار تولید محصول بر اثر وقوع خشکسالی و کم آبی کاهش می‌یابد، هم متعاقباً و در پی از بین رفتن محصول کشاورز، درآمد کل کشاورز کاهش می‌یابد. نوسانات مثبت بارندگی نیز باعث افزایش عرضه محصولات کشاورزی می‌شود. از آنجا که تقاضای محصولات کشاورزی بی‌کشش است، افزایش کمی در عرضه این محصولات منجر به کاهش قیمت شدید محصول شده و درآمد کل کشاورز را کاهش می‌دهد [۹]. همچنین محصولاتی مانند گندم نیز اگر میزان بارندگی از مقدار معینی بیشتر شود میزان تولید آنها به دلایلی مانند سن (زنگ گندم) کاهش می‌یابد. به همین دلیل نوسانات مثبت بارندگی نیز می‌تواند تأثیر منفی بر محصولات کشاورزی داشته باشد. از طرف دیگر هر چقدر نوسانات بارندگی در طول زمان زیاد باشد نوعی نااطمینانی در کشاورزان در مسائل مرتبط با سرمایه‌گذاری، خرید بذر، سم، کود، زمان کشت، نوع محصول و ... به وجود می‌آید.

آمار نشان می‌دهد که عمده درآمد روستاییان کشور از فعالیت‌های کشاورزی است و حدود ۵۰ درصد از روستاییان از کشاورزی ارتزاق می‌کنند. در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ به‌طور متوسط بخش کشاورزی ۵۲ درصد از کل اشتغال روستایی بوده است، در حالی‌که خدمات و صنعت در همین بازه زمانی حدود ۲۱ و ۲۶ درصد از سهم اشتغال را در اختیار داشتند، با توجه به بالا بودن سهم بخش کشاورزی در اشتغال روستایی، این بخش مهمترین درآمد روستاییان در کشور است. بنابراین شاخص‌های اقتصادی مرتبط با این بخش مستقیماً مرتبط به شرایط اقتصادی روستاییان می‌شود [۱۲].

در این پژوهش تأثیر میزان بارندگی و نوسانات بارندگی بر فقر روستایی بررسی خواهد شد. چون در مقوله کشاورزی تفاسیر کوتاه‌مدت و بلندمدت بعضاً متفاوت هستند و لازم است تا هر دو تفسیر برای برنامه‌ریزی در ریشه‌کن کردن فقر در این جوامع در نظر گرفته شود؛ لذا به نظر می‌رسد مدل‌های ARDL برای مدل‌سازی این تحقیق مناسب باشد.

۲- مبانی نظری و مطالعات تجربی

آب و هوای سیاره زمین پس از انقلاب صنعتی توسط انسان در معرض تهدید قرار گرفته و تغییرات اقلیمی در حال حاضر به صورت یک معضل جهانی درآمده است. ایران با قرار گرفتن در یکی از کم‌آب‌ترین مناطق جهان یکی از کشورهایی است که با بیشترین آسیب‌پذیری در برابر کم‌آبی رو به رو است. مردم ایران و تولیدات کشور، از نظر مطلق، بیش از بقیه کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا در مناطقی قرار دارند که برداشت آب نسبت به منابع آبی بسیار بالاست. بیش از ۹۰ درصد جمعیت و تولید ناخالص داخلی ایران در مناطقی قرار دارند که در آن مناطق برداشت از منابع آبی، از حد بهره‌برداری قابل دوام فراتر رفته و یا به آن نزدیک است بخش عمده آب در کشاورزی استفاده می‌شود و بازده اقتصادی آب کشاورزی در ایران در ردیف پایین‌ترین بازده‌ها در منطقه است [۱۴].

دو مورد از مهم‌ترین بخش‌های اشتغال کشور در روستاها کشاورزی و دامداری هستند که هر دو تا حد زیادی به بارندگی وابسته هستند، از طرفی کشاورزی دیم مستقیم با بارندگی رابطه دارد و از طرفی دیگر در خیلی از مناطق، کشاورزی با آبیاری نیز تحت تأثیر بارندگی است، به دلیل سنتی بودن آبیاری در بسیاری از مناطق ایران و عدم صرفه‌جویی در مصرف آب کشاورزی، نوسانات بارندگی روی نوسانات تولید محصولات کشاورزی نیز اثرگذار می‌شود. همچنین بخش دامداری نیز در حوزه دامداری باز مستقیم به بارندگی وابسته است و نوسانات بارندگی باعث از بین رفتن مراتع و پوشش‌های گیاهی مناطق چرای دام می‌شود. از آن‌سو در دامداری بسته نیز با نوسانات بارندگی قیمت علوفه تغییر کرده و نهاده مصرفی دام دچار تغییر قیمت می‌شود که روی تولید آن می‌تواند اثرگذار باشد.

خط فقر به معنی میزان منابعی است که خانوار برای رسیدن به یک سطح معین رفاه نیاز دارد. این سطح رفاه به آستانه فقر معروف است و افرادی که رفاه‌شان کمتر از آن باشد، فقیر تلقی می‌شوند. فقیر به کسی اطلاق می‌شود که ۱- قادر به تأمین نیازهای اساسی نباشد. ۲- در مقایسه با سایر افراد در موقعیت و منزلت پایین‌تری قرار داشته باشد. ۳- فرد فقیر دارای این احساس است که برای گذران زندگی به اندازه کافی درآمد و منابع در اختیار ندارد [۴].

شاخص درصد افراد فقیر: این شاخص به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$H = \frac{M}{N} \times ۱۰۰ \qquad (۱)$$

M تعداد افراد (خانوارهای) فقیر در جامعه، N کل افراد (خانوارهای) جامعه و H اندازه فقر بر حسب «درصد افراد فقیر» است.

شکاف فقر: معیار دیگری برای محاسبه فقر است. این معیار در واقع مجموع انحراف درآمد فقرا از خط فقر را به صورت درصدی از خط فقر بیان می‌کند.

$$P.G = \frac{\sum_{i=۱}^{M} g_i}{L} \qquad (۲)$$

P.G شکاف فقر، $\sum_{i=۱}^{M} g_i$ مجموع انحراف درآمد فقیرها نسبت به خط فقر و L خط فقر است. که:

$$g_i = L - x_i \qquad (۳)$$

X_i درآمد فرد iام و g_i شکاف درآمدی این فرد یا به عبارت دیگر کمبود درآمد وی نسبت به خط فقر است. برای افراد فقیر $g_i > ۰$ و برای غیر فقیرها $g_i < ۰$ است.

آمارتیا سن[۱] اولین نفری است که برای اندازه‌گیری فقر، شاخصی با استفاده از پشتوانه نظری مستدل تدوین نمود. وی کوشش نمود تا به ترتیبی محرومیت نسبی را در شاخص فقر لحاظ کند. شاخصی که وی در نهایت معرفی نمود متأثر از سه عنصر بود: درصد افراد فقیر، شکاف فقر و توزیع درآمد بین فقرا [۴].

از نظر سن محرومیت نسبی مهم‌ترین عامل و هسته مرکزی فقر است و برای اینکه محرومیت نسبی را در اندازه‌گیری فقر لحاظ کند، رفاه افراد فقیر را رتبه‌بندی نمود و سپس به شکاف درآمدی هر یک از افراد وزنه‌ای معادل رتبه رفاه همان فرد فقیر نسبت داد. بنا بر این، فرد فقیری که در مقایسه با سایرین از رفاه کمتری برخوردار است، تأثیر بیشتری در شاخص فقر سن دارد. در این روش افراد جامعه بر حسب رتبه درآمدشان شماره‌گذاری می‌شوند و سپس با توجه به خط فقر جامعه به دو گروه فقیر و غیر فقیر تفکیک می‌شوند. اگر L خط فقر باشد در این صورت S(L) مجموعه افرادی است که درآمدشان از خط فقر بیشتر نیست. شکاف درآمدی تک‌تک افراد جامعه به ترتیب زیر محاسبه می‌شود:

$$g_i = L - x_i \qquad i = ۱, \dots, m \tag{۴}$$

برای تمامی فقرا g_i مثبت بوده و برای غیر فقیرها منفی است. (آمارتیا سن، ۱۳۸۶).
آمارتیا سن شکاف درآمدی جامعه را به صورت حاصل جمع وزنی شکاف درآمدی افراد جامعه تعریف می‌نماید:

$$\emptyset(x) = A \sum_{i=۱}^{N} g_i v_i \tag{۵}$$

$\emptyset(x)$ شکاف درآمدی، x درآمدی است که شکاف نسبت به آن اندازه‌گیری می‌شود، g_i شکاف درآمدی فرد iام، N تعداد افراد جامعه، v_i وزنه اهمیت شکاف درآمدی فرد iام و ضریب نرمالیزاسیون است. هرچه فرد فقیرتر باشد v_i بزرگ‌تر خواهد بود. از ضریب نرمالیزاسیون استفاده می‌شود تا شاخص فقر بین صفر و یک تعیین شود. شکاف درآمدی را برای هر زیرمجموعه‌ای از جامعه می‌توان به طور جداگانه محاسبه نمود. سن، اندازه فقر را معادل بیشترین شکاف درآمدی در نظر گرفت، یعنی:

$$P = Max\emptyset(x) \tag{۶}$$

بدیهی است از آنجا که g_i برای افراد فقیر غیر منفی است، بیشترین مقدار $\emptyset(x)$ برابر است با مجموع شکاف درآمدی مجموعه فقرا:

$$P = \emptyset(L) \tag{۷}$$

۳- پیشینه تحقیق

در [۲۲] نشان می‌دهند که شوک‌های بارش به طور قابل توجهی بر پویایی فقر خانوار تأثیر می‌گذارد. در مقابل، شوک‌های با درجه حرارت بالا و اشتغال در مزرعه تأثیر کمتری بر روی پویایی فقر می‌گذارند. نتایج بر نیاز به برنامه‌های حمایت اجتماعی تأکید می‌کنند.
در [۲۵] بیان می‌شود که در زمینه تغییرات آب و هوایی و تأثیر آن بر فقر، شوک‌های بهره‌وری در کشاورزی، مانند تغییرات بارندگی، بر میزان دستمزدها تأثیر می‌گذارد. وی ناهمگونی بازار کار را در نظر گرفته و هدف اصلی وی ارزیابی بازار کار است، مطالعه نشان می‌دهد که هر دو دستمزد زن و مرد به طور مثبت با شوک‌های بارش باران ارتباط دارد. همچنین نشان می‌دهد که نسبت حقوق زن به مرد به طور قابل توجهی با شوک بارندگی در مناطقی که برنج زراعی دیم کشت می‌شود، به طور معنی‌داری ارتباط دارد، به‌عنوان مثال، بارش کم (بالا) باعث کاهش (نسبت) زن به مرد می‌شود. تقاضا برای نیروی کار زن، در سیستم برنج دیم بیش از نیروی کار مرد دچار تغییرات می‌شود.
[۲۳] به بررسی خدمات اکو سیستمی و فقر پرداخته است، در این منبع بیان شده که ابعاد فقر فقط از دو منظر مربوط به درآمد و دارایی، و همچنین امنیت غذایی و تغذیه نگریسته شده است؛ با اینکه مقالات زیادی ارتباط بین خدمات اکوسیستمی و فقر را توصیف کرده‌اند. آنها در این مقاله مدعی هستند که خدمات اکوسیستم؛ در رفاه تأثیر داشته و شاید بتواند از فقیرتر شدن مردم جلوگیری نماید. در واقع بخش کشاورزی علاوه بر نقش عمده‌ی آن در اقتصاد، سهم مهمی نیز در غلبه بر فقر به‌خصوص در کشورهای کمتر توسعه‌یافته و در حال توسعه دارد [۱۸].
بوبوژونوف و او-حسن در مطالعات خود در حوزه آسیای میانه بیان می‌کنند که تغییرات آب و هوایی (بارش) ممکن است در کوتاه‌مدت 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 [۲۰].

در سال ۲۰۱۳ زمرد جنجا و همکارانش در بررسی تغییرات اقلیمی بر تولید گندم در پاکستان با استفاده از سری‌های زمانی، و مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) به این نتیجه رسیده‌اند که تغییرات آب و هوای جهانی تأثیری بر تولید گندم در پاکستان ندارد. آنها بیان کرده‌اند برای این از مدل خود رگرسیون با وقفه توزیعی ARDL استفاده می‌کنند زیرا این مدل قابلیت تفسیر کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته و همچنین این تکنیک نیاز به مانا بودن متغیرها ندارد و لزومی بر این امر نیست [۳۴].

به هر حال به نظر می‌رسد مسئله شرایط اقلیمی و تغییرات آب و هوایی حداقل در کشورهای گرم و خشک (و نیمه خشک) در درآمد افراد روستائی که به فعالیت‌های بخش کشاورزی اشتغال دارند تأثیر به‌سزایی خواهد داشت. به‌عنوان مثال [۱۷] نشان داده است که در تانزانیا درآمد افراد به‌شدت به نوسانات آب و هوایی وابسته است، زیرا اکثر 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.

[۲۶] به بررسی رشد بخش کشاورزی و توزیع درآمد در ایران پرداخته است. نتایج حاکی از رد فرضیه کوزنتس طی سال‌های ۱۹۶۸-۲۰۰۳ است. بر اساس این مطالعه تأثیر رشد اقتصادی بخش کشاورزی بر روی نابرابری درآمد یک تأثیر معنی‌دار منفی است.

در سال ۲۰۱۰ باریوس و همکارانش در پژوهشی روند بارندگی و اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی کشورهای آفریقایی را بررسی کردند، آنها در این پژوهش به این نتیجه رسیدند که بارندگی توضیح‌دهنده معنی‌دارِ رشدِ ضعیفِ کشورهای آفریقایی بوده است، اما برای دیگر کشورها اینگونه نبوده است [۱۹].

در [۲۳] به بررسی کاهش فقر از طریق سرمایه‌گذاری در منابع آب کشاورزی پرداخته شده است. آنها با مطالعه جنوب آفریقا دریافتند که سرمایه‌گذاری در مدیریت آب کشاورزی و

زیرساخت‌های روستایی باعث کاهش شکاف فقر در بین کشاورزان خرده‌پای آفریقا خواهد شد.

در [۲] با بررسی تأثیر اعتبارات به بخش کشاورزی بر فقر روستایی به این نتیجه رسیدند که اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی دارای اثر مثبت بر رشد درآمد و کاهش فقر در این بخش بوده است که این اثر مثبت با افزایش حجم اعتبارات حداقل تا دو برابر مقدار فعلی، روند افزایشی چشمگیری خواهد داشت.

[۱۳] به بررسی رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد با توجه به نقش بخش کشاورزی پرداخته است. یافته‌ها نشان داد که ترکیب و سهم بخش‌ها در رشد اقتصادی بر چگونگی توزیع درآمد تأثیر می‌گذارد. در مدل رگرسیونی ارائه شده توسط آنها نشان داده شد که هر چه سهم بخش کشاورزی در رشد اقتصادی بیشتر باشد توزیع درآمد متعادل می‌شود.

در [۱۴] برای اولین‌بار از شاخص سن برای محاسبه فقر در ایران استفاده کرد، این شاخص فقر را با توجه به سه عنصر مؤثر در فقر یعنی جمعیت، کمبود امکانات و درآمد و نحوه توزیع درآمد محاسبه می‌کند. در واقع، تعیین تأثیر هر یک از این عناصر بر اندازه فقر، گام مؤثری در تدوین سیاست‌های ضد فقر است.

۴- مدل تحقیق و روش برآورد

این پژوهش به صورت کتابخانه‌ای انجام شده است، دوره زمانی پژوهش از سال ۶۱ تا ۹۲ بوده و جامعه آماری پژوهش را جمعیت روستایی کشور تشکیل می‌دهد. مدل این پژوهش با در نظر گرفتن فرضیه کوزنتس و مطالعات تجربی [۱۳] به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$LPR = \beta_0 + \beta_1 LTFP_t^2 + \beta_2 LTFP_t + \beta_3 LDEP_t + \beta_4 LL_t + \beta_5 LLIT_t + \beta_6 HLPERL_t + \beta_7 LPERL_t + u_t \quad (۸)$$

که در آن

LPR_t : لگاریتم طبیعی فقر روستایی کشور (شاخص سن) است.

$LTFP_t$: لگاریتم طبیعی بهره‌وری کل عوامل تولید در کشاورزی است.
$LDEP_t$: بار تکفل در خانوارهای روستایی است.
LL_t: لگاریتم طبیعی تسهیلات اعطای 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.
$LPERL_t$: لگاریتم میزان بارندگی در کشور به میلی‌متر است.
$HLPERL_t$: نوسانات لگاریتم بارندگی است. برای اندازه‌گیری نوسانات یک متغیر در طول زمان می‌توان از روش‌های مختلفی استفاده کرد در این مطالعه از مدل EGARGH[۲] ارائه‌شده توسط [۲۷] 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 معادله‌ی میانگین شرطی دارای توزیع نرمال و ارزش مطلق مجموع ضرایب متغیر با وقفه‌ی لگاریتم واریانس در معادله‌ی واریانس شرطی مدل کمتر از واحد باشد.

۵- برآورد نوسانات بارندگی

برای برآورد مدل EGARCH، ابتدا معادله میانگین شرطی با استفاده از متغیر لگاریتم طبیعی بارندگی ($LPERL_t$) طی دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۲ در حالت‌های مختلف مدل $ARMA(p,q)$ برآورد شد و در ادامه بر اساس کمترین معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC) معادله ARMA(۰,۰) از بین معادلات برآوردی انتخاب شد. بر اساس نمودار همبستگی نگار مدل ARMA(۰,۰) نیز مدل $EGARCH(۱,۱)$ به‌عنوان مناسب‌ترین مدل برای معادله‌ی واریانس شرطی انتخاب شده است. نتایج مربوطه در

جدول ۱ بر اساس رابطه (۱۰) ارائه شده است. در این رابطه σ_t^2 نشان‌دهنده‌ی جز اخلال معادله‌ی میانگین شرطی رابطه (۹) است.

$$LPER_t = a_0 + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \tag{۹}$$

$$log\,(\sigma_t^2) = \omega + \beta log(\sigma_{t-j}^2) + \gamma(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}) + \theta\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + v_t \tag{۱۰}$$

جدول ۱- نتایج برآورد مدل **EGARCH**(۱, ۱)

متغیر	a_0	ω	β	γ	Θ
ضریب	۵۶۰۰٫۲۲۳	۰۵۳۱۷۹٫۲	۷۷۸۰۵۳٫۰	۴۸۵۸۲۰٫۰	-۵۶۴۲۳۰٫۰
آماره t	۹۸۷۷۹٫۶۱	۶۲۳۴۴۴٫۱	۰۳۷۷۴۲٫۵	۷۵۷۳۶۴٫۱	-۴۵۲۴۸۱٫۲
سطح معنی‌داری	۰۰۰۰۰٫۰	۱۰۴۵٫۰	۰۰۰۰٫۰	۰۷۸۹٫۰	۰۱۴۲٫۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۱-روش ARDL

تحلیل‌های رگرسیونی زمانی معتبر خواهند بود که سری‌های زمانی مورد استفاده در الگو، مانا[3] باشند و یا حداقل رابطه‌ی هم‌انباشتگی[4] بین آنها برقرار باشد. به منظور بررسی وجود هم‌انباشتگی (روابط بلندمدت) می‌توان از روش انگل-گرنجر[5] برای رگرسیون‌های دو متغیره و از روش حداکثر درستنمایی 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 [۳۲]. یک مدل $ARDL(p, q_1, q_3, \dots, q_k)$ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} \alpha(L,p)Y_t &= \textstyle\sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta W_t + \varepsilon_t \\ \alpha(L,p) &= 1 - \alpha_1 L - \alpha_1 L^2 - \dots - \alpha_p L^{\mathrm{p}} \\ \beta_i(L,q_i) &= 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{i\mathrm{q}} L^{\mathrm{q}} \end{aligned} \tag{۱۱}$$

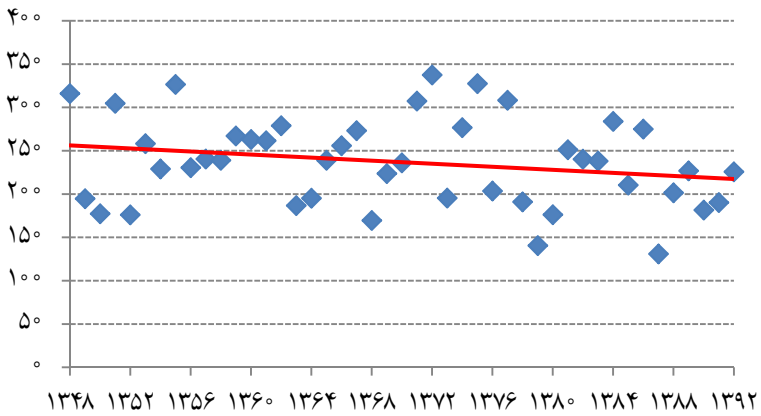
که در آن؛ Lعملگر وقفه؛ W_t برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای بروزنزا با وقفه‌های ثابت، p وقفه‌های بکار گرفته شده برای متغیر وابسته و q_i وقفه‌های به‌کار گرفته شده برای متغیرهای مستقل است. در مطالعات تجربی معمولاً از معیار شوارز- بیزین[۶] برای تعیین وقفه‌های بهینه استفاده می‌شود.

گام دوم در تخمین مدل $ARDL$ بررسی وجود رابطه بلندمدت است. که از روشی که در [۳۲] ارائه شده استفاده می‌کنیم.

در صورتی که متغیرهای مدل با هم هم‌انباشته باشند، این امکان وجود دارد که در کوتاه‌مدت عدم تعادل بین متغیرهای تحقیق وجود داشته باشد. بنابراین، می‌توان جمله‌ی خطا را به‌عنوان «خطای تعادل»[۷] به حساب آورد. این خطا برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت متغیر وابسته با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار می‌گیرد. بدین‌منظور، می‌توان از مدل تصحیح خطا [۸](ECM) استفاده نمود. مقدار عددی جزء تصحیح خطا نشانگر این است که چه میزان از انحراف و عدم تعادل متغیر وابسته در یک دوره، در دوره‌ی بعد اصلاح می‌شود. هرچه این مقدار بزرگ‌تر باشد، سرعت تعدیل و بازگشت به مسیر بلندمدت تعادلی بیشتر خواهد بود [۷].

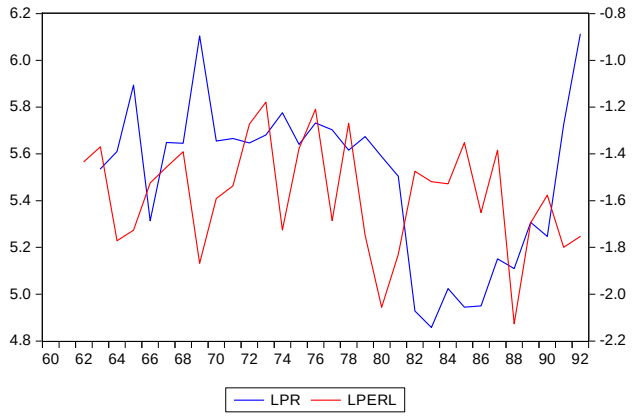
۶- یافته‌های تجربی مطالعه

اطلاعات بارش کشور نشان می‌دهد در طی سال‌های ۱۳۴۸ تا ۱۳۹۲ میانگین بارش کشور حدود ۲۵ میلی‌متر کاهش داشته است. از طرف دیگر شکل ۱ همزمان لگاریتم بارندگی و فقر نشان می‌دهد رابطه معنی‌داری و معکوس بین فقر روستایی و لگاریتم بارندگی در کشور وجود دارد و در برخی از سال‌ها مانند سال ۱۳۶۴ و ۱۳۶۹ و ۱۳۸۱ و ۱۳۸۳ و ۱۳۸۵ و ۱۳۹۱ این رابطه بسیار شدید است. همچنین شکل ۳ نشان می‌دهد نوسانات بارندگی و فقر روستایی نیز رابطه مثبت دارند.



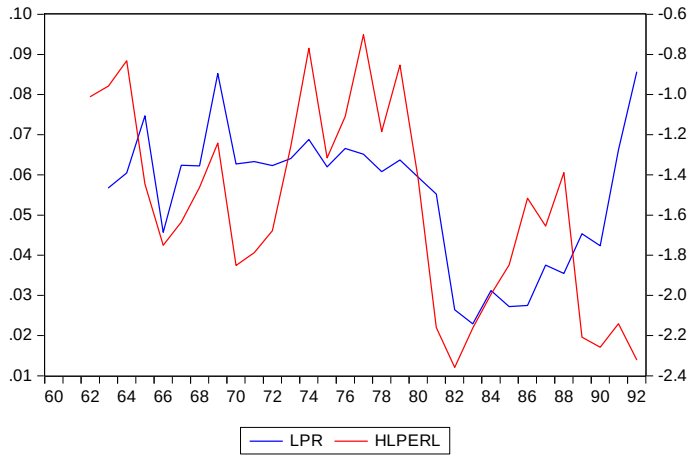
شکل ۱- میزان بارندگی سال ۱۳۴۸-۱۳۹۲

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



شکل ۲- روند لگاریتمی شاخص فقر روستایی و بارندگی

منبع: شرکت ملی منابع آب و مرکز آمار



شکل ۳- روند لگاریتمی شاخص فقر روستایی و نوسانات بارندگی

منبع: یافته‌های تحقیق و مرکز آمار ایران

همچنین شکل ۳ نشان می‌دهد نوسانات بارندگی و فقر روستایی در بسیاری از سال‌های مورد مطالعه هم جهت بوده و در برخی از سال‌ها مانند سال‌های ۱۳۶۶ و ۱۳۶۷ و ۱۳۶۹ و ۱۳۸۲ و ۱۳۸۴و ۱۳۹۱ تأثیر نوسانات بر روی فقر روستایی بسیار زیاد بوده است. همانطور که ملاحظه شد، متغیرهای اصلی مدل قادر به توضیح نسبتاً خوبی از تغییرات متغیر وابسته اصلی یعنی فقر روستایی هستند، که برآورد زیر میزان اثرگذاری را اندازه‌گیری می‌کند.

به‌منظور اطمینان از عدم کاذب بودن روابط بین متغیرها مانایی متغیرها بررسی می‌شود. برای این منظور از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[9] استفاده شده است (جدول ۱).

با توجه به اینکه متغیر وابسته و یکی از متغیرهای توضیحی با یک بار تفاضل‌گیری ماناشده و بقیه در سطح مانا هستند، بنا بر این مدل پیشنهادی ARDL مدل مناسبی برای تخمین و تفسیر نتایج کوتاه مدت و بلندمدت برای این پژوهش می‌باشد.

برای تعیین وقفه بهینه از معیار اطلاعات شوارتز (SIC) و همچنین معیار اطلاعات آکاییک (AIC) استفاده کردیم. که هر دو معیار یک وقفه بهینه را تأیید کردند.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای الگوها

متغیر		معنی‌داری در سطح بحرانی			معنی‌داری	نتیجه
		یک درصد	پنج درصد	ده درصد		
$LTFP_t$	-۵۷۰۳۶۳/۳	-۶۶۱۶۶۱/۳	-۹۶۰۴۱۱/۲	-۶۱۹۱۶۰/۲	۰/۰۱۲۵	مانا در سطح
$LTFP_t^{۲}$	-۷۳۶۹۷۸/۱	-۶۴۱۶۷۲/۲	-۹۵۲۰۶۶/۱	-۶۱۰۴۰۰/۱	۰/۰۷۸۱	مانا در سطح
$LDEP_t$	-۰۵۸۲۰۵/۴	-۲۸۴۵۸۰/۴	-۵۶۲۸۸۲/۳	-۲۱۵۲۶۷/۳	۰/۰۱۶۹	مانا در سطح
$LTFP_t^{۲}$	-۸۳۳۱۴۷/۲	-۶۹۹۸۷۱/۳	-۹۷۶۲۶۳/۲	-۶۲۷۴۲۰/۲	۰/۰۶۷۰	مانا در سطح
$LLIT_t$	-۵۲۶۰۵۲/۹	-۶۶۱۶۶۱/۳	-۹۶۰۴۱۱/۲	-۶۱۹۱۶۰/۲	۰/۰۰۰۰	مانا در سطح
$HLPERL_t$	-۰۴۵۴۸۲/۲	-۶۷۰۱۷۰/۳	-۹۶۳۹۷۲/۲	-۶۲۱۰۰۷/۲	۰/۲۶۷۰	نامانا در سطح
$HLPERL_{t-۱}$	-۶۱۵۴۱۵/۵	-۶۷۹۳۲۲/۳	-۹۶۷۷۶۷/۲	-۶۲۲۹۸۹/۲	۰/۰۰۰۱	مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری
$LPERL_t$	-۱۲۴۵۱۹/۵	-۲۸۴۵۸۰/۴	-۵۶۲۸۸۲/۳	-۲۱۵۲۶۷/۳	۰/۰۰۱۳	مانا در سطح
LPR_t	-۱/۷۰۲۱۲۹	-۳/۶۷۹۳۲۲	-۲/۹۶۷۷۶۷	-۲/۶۲۲۹۸۹	۰/۴۱۹۷	نامانا در سطح
$DLPR_{t-۱}$	-۶/۱۸۵۵۹۳	-۳/۶۸۹۱۹۴	-۲/۹۷۱۸۵۳	-۲/۶۲۵۱۲۱	۰/۰۰۰۰	مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری

منبع: یافته‌های تحقیق

معنی‌دار و منفی بودن ضریب مجذور لگاریتم بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی موید نظریه کوزنتس در مطالعه حاضر است. در واقع با حصول این نتیجه می‌توان یک منحنی معکوس با یک ماکزیمم هم راستا با منحنی کوزنتس ترسیم نمود. بر اساس برآورد مدل و بر اساس نظریه کوزنتس با افزایش بهره‌وری، فقر در مناطق روستایی کاهش می‌یابد اما نرخ کاهش فقر کاهنده خواهد بود.

همچنین نتایج نشان می‌دهد افزایش بارندگی سبب کاهش فقر روستایی می‌شود. و در مقابل افزایش نوسانات بارندگی باعث تشدید فقر روستایی می‌شود. این نتیجه در راستای مطالعات صورت گرفته درباره کشور تانزانیا و همچنین درباره‌ی مناطق مختلف جهان تأیید این فرضیه است که نوسانات بارندگی بر تشدید فقر روستایی در ایران اثر مثبت دارد و می‌تواند به دلیل شباهت بارش در مناطق مورد مطالعه موارد ذکر شده با شرایط نزولات جوی در ایران باشد، بسیاری از کشورهای آفریقایی تحت پوشش صحرای آفریقا و همچنین کشور ایران مناطقی نیمه‌خشک و گرم و یا بیابانی و گرم هستند. بنا بر این نوسانات نزولات جوی تأثیر به سزایی در میزان تولید کشاورزی و متعاقب آن درآمد افراد شاغل در بخش کشاورزی و میزان و شدت فقر در این مناطق دارد. در مطالعات مشابه نشان دادند که بارندگی در کاهش نابرابری درآمد نیز مؤثر است [۱]، [۳] و [۵].

جدول ۲- نتایج مدل فقر روستایی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
LPR_{t-1}	۰/۱۵۶۱۴۹	۲/۴۶۹۱۰۱	۰/۰۲۴۴
$LTFP_t$	-۰/۶۴۶۴۱۲	-۲/۹۱۷۸۰۵	۰/۰۰۹۶
$LTFP_t^2$	-۱۸/۲۸۵۳۸	-۴/۱۳۸۳۲۶	۰/۰۰۰۷
$LTFP_{t-1}^2$	۶/۷۸۶۸۸۱	۱/۶۴۰۵۲۲	۰/۱۱۹۳
LL_t	-۰/۱۰۰۳۱۸	-۴/۲۵۴۸۴۸	۰/۰۰۰۵
$LLIT_t$	۰/۶۶۲۳۱۶	۲/۶۳۷۸۰۸	۰/۰۱۷۳
$HLPERL_t$	۱/۶۰۹۵۳۴	۲/۵۷۵۵۵۹	۰/۰۱۹۶
$LPERL_t$	-۰/۱۷۳۹۲۸	-۲/۹۸۲۰۳۳	۰/۰۰۸۴
DP	۰/۲۳۵۱۶۱	۶/۴۸۰۲۵۲	۰/۰۰۰۰
DN۱	-۰/۴۰۴۸۱۱	-۹/۵۴۰۲۴۴	۰/۰۰۰۰
$D۹۱۲$	۰/۴۸۱۳۷۲	۷/۵۹۹۸۹۶	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۹۸۲۴۸۰	$\bar{R}^2$	۰/۹۷۱۱۴۴

منبع: یافته‌های تحقیق

تأثیر میزان بارندگی ($LPERL_t$) بر شاخص فقر روستایی منفی است، به ازای هر درصد افزایش در بارندگی در سال آبی، شاخص فقر روستایی به میزان ۰/۱۷۳۲۸ درصد کاهش خواهد یافت. این امر به دلیل آن است که کشت دیم در روستاهای ایران رواج داشته و این کشت نیز به میزان بارندگی در سال آبی بسیار وابسته است. از طرفی افزایش نوسانات بارندگی ($HLPERL_t$) رابطه مثبتی با فقر روستایی دارد، به ازای هر درصد افزایش در نوسانات بارندگی، ۱/۶۰۹۵۳۴ درصد فقر روستایی بیشتر می‌شود. این نتایج بدان معناست که اگر افزایش بارندگی پایدار باشد در کاهش فقر روستایی مؤثر است و اگر این افزایش، به‌صورت نوسانی و غیر پایدار باشد می‌تواند موجب تشدید فقر در مناطق روستایی شود. دلیل اینکه افزایش متداوم بارندگی می‌تواند در کاهش فقر مؤثر باشد، آن است که کشاورزی فعالیتی است که نیاز به برنامه‌ریزی دارد و برای تولید در سال بعد باید از همین امسال تصمیم اتخاذ کرد، لذا کشاورزان اگر سال آبی خوبی را داشته باشند و همچنین در اثر بارندگی‌های زیاد، احتمال رواناب‌های مناسبی را برای آبیاری کشاورزی خود بدهند، شروع به کشت بیشتر و تولید بیشتری خواهند نمود. نوسانات مثبت و منفی بارندگی موجب تشدید فقر روستایی می‌شود. زیرا در اثر نوسان مثبت در بارندگی و افزایش حجم محصولات، از آنجا که کالاهای کشاورزی کالاهای عمدتاً ضروری و

کم‌کششی هستند قیمت آن به شدت کاهش‌یافته و بعضاً حتی برای کشاورزان صرف نمی‌کند تا محصولات خود را برداشت نمایند، به عبارت دیگر هزینه برداشت تأمین نمی‌شود. همچنین اگر افزایش بارش در کشور در زمان نامناسب رخ دهد موجب از بین رفتن محصولات می‌شود و باز خسارت وارد شده متوجه کشاورزان است. به دلیل اهمیت امنیت غذایی و ضروری بودن محصولات کشاورزی برای جامعه در صورت نوسان منفی در بارندگی، و کاهش عرضه محصولات کشاورزی تولید داخل، دولت به وارد کردن محصول مورد نیاز جامعه پرداخته و به دلیل حساسیت آن، اجازه افزایش قیمت این محصولات در جامعه را نمی‌دهد، و در این حالت نیز کشاورز از منظر پولی و غیر پولی دچار فقر و کاهش درآمد می‌شود. ناگفته نماند که این عملکرد دولت ممکن است در کاهش فقر مناطق شهری تأثیر مثبت داشته باشد، که نیازمند مطالعه جداگانه است. همچنین نوسانات بارندگی قدرت پیش‌بینی از وضعیت بارشی آینده را برای کشاورزان با ریسک زیاد مواجه می‌کند که این مسئله در تصمیم کشاورزان خصوصاً برای کشت دیم تأثیر منفی دارد. از گذشته (بعد از اصلاحات ارضی) نیز اغلب زمین‌های دیم به فقرای خوش‌نشین روستایی اجاره داده می‌شد. به‌علاوه فقرای روستایی معمولاً قادر به خرید ماشین‌آلات و تجهیزات لازم برای مکانیزه کردن کشاورزی و استفاده از آبیاری مدرن را ندارند و بدین جهت بیشتر از اغنیا مناطق روستایی از نوسانات بارندگی صدمه می‌بینند.

منفی بودن علامت‌های متغیرهای $LTFP_t$ و $LTFP_t^2$ نشان‌دهنده‌ی این است که بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی رابطه معکوسی با فقر روستایی دارد اما این رابطه کاهنده است، به معنای اینکه هر چه بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی بیشتر افزایش پیدا کند درصد کمتری قادر به بهبود فقر روستایی است.

نرخ سواد افراد روستایی تأثیری مستقیم روی فقر روستایی دارد. نتیجه حاصل مخالف برخی مطالعات تجربی که از توابع لجستیک برای بررسی فقر استفاده کرده بودند است. دلیل این نتیجه می‌تواند حاکی از آن باشد که افراد روستایی با ادامه تحصیلات قادر به یافتن شغل مناسب در روستا نبوده و بیکار می‌شوند یا به شهرهای بزرگ‌تر برای یافتن کار متناسب با تحصیلات مهاجرت می‌کنند. همچنین باید این نکته را نیز در نظر گرفت که افراد بی‌سواد عمدتاً مسن بوده و به مرور با وفات ایشان از جامعه آماری کاسته می‌شوند. بیکاری سرپرست خانوار یکی از ویژگی‌های بارز فقرا در جوامع شهری و روستایی است. در اکثر خانوارهای فقیر سرپرست خانوار بیکار بوده و بیشترین نرخ بیکاری را در اقشار

جامعه زنان دارای تحصیلات عالیه هستند. یکی دیگر از دلایلی که می‌تواند رابطه مثبت نرخ باسوادی و فقر روستایی را توضیح دهد، عدم هماهنگی آموزش‌های داده شده در روستا و شغل‌های موجود در روستا است، به‌گونه‌ای که افرادی که از سطح سواد برخوردار نیستند در کارهای مربوط به کشاورزی که بیشترین حجم اشتغال در روستاییان در این بخش است، به‌طور تجربی مهارت کسب نموده و اما افرادی که به مدرسه می‌روند علاوه بر اینکه تجربه کمتری کسب کرده‌اند، دانش مربوط به شغل‌های موجود در روستا را نیز نیاموخته‌اند، لذا پیشنهاد می‌شود برای مناطق روستایی آموزش‌ها مبتنی بر شغل‌های موجود در روستا باشد، مانند هنرستان‌های کشاورزی و ... در این مطالعه میزان سواد مورد بررسی قرار نگرفته است و معلوم نیست اثری که مدل بیان می‌کند تا چه آستانه‌ای از نرخ باسوادی را شامل می‌شود. ممکن است مقاطع تحصیلی و سواد اثرات متفاوتی روی فقر داشته باشند، به‌گونه‌ای که انتظار می‌رود، سواد در حد ابتدایی حتی ممکن است در کاهش فقر مؤثر باشد، ولی سواد در حد متوسطه باعث تشدید فقر شود که برای اثبات این فرضیه نیازمند مطالعه جداگانه است.

با افزایش ۱ درصدی در تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی (LL_t)، فقر روستایی به میزان ۰/۱۰۰۳۱۸ درصد در همان سال کاهش خواهد یافت. تسهیلات بین عوامل منظور شده در مدل، کمترین تأثیر را در کاهش فقر روستایی داشته است. به این دلیل که بیشتر افراد فقیر در روستاها مالک زمین نیستند و نظام بهره‌برداری اجاره‌داری در ایران متداول است و برای گرفتن وام، کشاورزان نیازمند ارائه سندهای ملکی برای وثیقه هستند. این نتیجه نشان می‌دهد اعطای تسهیلات به تنهایی راه حلی بلندمدت برای ریشه‌کن کردن فقر در مناطق محروم نیست و تنها مرهمی کوتاه‌مدت برای مشکلات افراد محروم روستاها که غالباً به کشاورزی مشغولند است. لازم است که بانک کشاورزی به‌عنوان تنها بانک تخصصی مربوط به مناطق روستایی و کشاورزی، به این نکته توجه داشته باشد و در تسهیلات راه‌کارهایی را به کار بگیرد که دسترسی افراد فقیر به تسهیلات بانکی آسان شود. در این زمینه تجربه بانک گرامین بنگلادش می‌تواند بسیار راهگشا باشد.

از آنجا که فقر یک پدیده بلندمدت است و مبارزه با آن نیز نیاز به یک برنامه بلندمدت دارد لذا ضروری است روابط بلندمدت بین متغیرها بررسی شود. بدین جهت از آزمون باند برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها استفاده می‌شود که نتیجه در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳- آزمون باند برای مدل فقر روستایی

F آماره	مقادیر بحرانی در سطح ۱ درصد F	
	I(۰)	I(۱)
۱۹٫۸۲۶۰۷	۳٫۴۱	۴٫۶۸

منبع: یافته‌های تحقیق

آماره F وجود روابط بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌کند، لذا ضرایب متغیرها در بلندمدت نیز برآورد می‌شود که در جدول ۴ نمایش داده می‌شود:

جدول ۴- رابطه بلندمدت متغیرهای مدل فقر روستایی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
$LTFP_t$	-۰٫۷۶۶۰۲۶	-۲٫۹۴۳۵۱۹	۰٫۰۰۹۱
$LTFP_t^{۲}$	-۱۳٫۶۲۶۲۱۱	-۴٫۱۳۴۱۹۹	۰٫۰۰۰۷
LL_t	-۰٫۱۱۸۸۸۱	-۴٫۹۴۲۷۶۸	۰٫۰۰۰۱
$LLIT_t$	۰٫۷۸۴۸۷۳	۲٫۸۵۵۲۰۰	۰٫۰۱۱۰
$LPERL_t$	-۰٫۲۰۶۱۱۲	-۳٫۰۳۴۰۸۸	۰٫۰۰۷۵
$HLPERL_t$	۱٫۹۰۷۳۶۷	۲٫۵۳۴۰۴۱	۰٫۰۲۱۴
DP	۰٫۲۷۸۶۷۶	۶٫۰۰۵۶۹۲	۰٫۰۰۰۰
DN۱	-۰٫۴۷۹۷۱۸	-۷٫۷۶۵۸۰۲	۰٫۰۰۰۰
$D۹۱۲$	۰٫۵۷۰۴۴۶	۷٫۷۳۳۳۱۱	۰٫۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در بلندمدت نیز تمامی متغیرها معنی‌دار هستند. ملاحظه می‌شود که در بلندمدت نیز متغیرهای فرضیه یعنی بارندگی و نوسانات آن به ترتیب رابطه منفی و مثبت با فقر روستایی دارند. تأثیر نوسانات بارندگی بر افزایش فقر روستایی بسیار بیشتر از تأثیر میزان بارندگی بر کاهش فقر روستایی است. طبق جدول ۴، متغیر نوسانات بارندگی بیشترین تأثیر را بر فقر روستایی در بلندمدت دارد، این امر نشان‌دهنده اهمیت این متغیر در به وجود آمدن و تشدید عامل فقر روستایی می‌باشد که متأسفانه در اکثر مطالعات داخلی از بررسی آن مغفول مانده‌اند.

به‌منظور تعیین سرعت تعدیل خطای متغیرها و وجود هم انباشتگی میان متغیرها آزمون ECM استفاده شد که نتایج آن در جدول ۵ قابل مشاهده است.

جدول ۵- نتایج مدل **ECM** فقر روستایی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
$dLTFP_t$	-۰/۶۴۶۴۱۲	-۲/۹۱۷۸۰۵	۰/۰۰۹۶
$dLTFP_t^{۲}$	-۱۸/۲۸۵۳۷۹	-۴/۱۳۸۳۲۶	۰/۰۰۰۷
dLL_t	-۰/۱۰۰۳۱۸	-۴/۲۵۴۸۴۸	۰/۰۰۰۵
$dLLIT_t$	۰/۶۶۲۳۱۶	۲/۶۳۷۸۰۸	۰/۰۱۷۳
$dLPERL_t$	-۰/۱۷۳۹۲۸	-۲/۹۸۲۰۳۳	۰/۰۰۸۴
$dHLPERL_t$	۱/۶۰۹۵۳۴	۲/۵۷۵۵۵۹	۰/۰۱۹۶
dDP	۰/۲۳۵۱۶۱	۶/۴۸۰۲۵۲	۰/۰۰۰۰
dDN۱	-۰/۴۰۴۸۱۱	-۹/۵۴۰۲۴۴	۰/۰۰۰۰
$dD۹۱۲$	۰/۴۸۱۳۷۲	۷/۵۹۹۸۹۶	۰/۰۰۰۰
$\mathrm{ECM}_{t-۱}$	-۰/۸۴۳۸۵۱	-۱۳/۳۴۳۴۱۳	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول ۵، ضریب جمله تصحیح خطا $\mathrm{ECM}(-۱)$ در سطح ۹۹ درصد برابر با ۰/۸۴۳۸۵۱- است، بدین معنی که پس از گذشت یک دوره حدود ۸۴ درصد از عدم تعادل‌های ایجاد شده در لگاریتم فقر روستایی تعدیل می‌شود.

۷- نتیجه‌گیری

ایران کشوری با اقلیم نیمه خشک و گرم است، مشاهدات نشان می‌دهد طی ۴۰ سال گذشته میزان بارندگی در ایران از آنچه که هست نیز کمتر شده است. در این پژوهش تأثیر میزان بارندگی و نوسانات بارندگی بر فقر روستایی مورد بررسی قرار گرفت. در این پژوهش از شاخص فقر سن استفاده شد. انتخاب مدل ARDL از آن رو صورت گرفت که این مدل قابلیت تحلیل در کوتاه‌مدت و بلندمدت را برای پژوهشگر میسر می‌کند. نتایج مدل برآورد شده نشان داد مبانی نظری منحنی کوزنتس برای فقر روستایی صادق است، با افزایش بهره‌وری شاخص فقر روستایی به‌صورت کاهنده کاهش می‌یابد.

فرضیه‌های پژوهش مبنی بر تأثیر نوسانات بارندگی و میزان بارندگی بر شاخص فقر روستایی نیز تأیید شدند. نوسانات بارندگی در کوتاه‌مدت در یک دوره بر فقر روستایی تأثیر می‌گذارد. افزایش نوسانات بارندگی فقر روستایی را شدت می‌بخشد، در کوتاه مدت به ازای ۱ درصد افزایش نوسانات در بارندگی؛ حدود ۱/۶۱ درصد افزایش می‌یابد، در بلندمدت نیز با افزایش ۱درصدی نوسانات بارندگی شاخص فقر روستایی حدود ۱/۹۱

درصد افزایش می‌یابد. فرضیه دیگر تأثیر میزان بارندگی بر شاخص فقر روستایی بود، بر اساس یافته‌های پژوهش ارتباط میان بارندگی و فقر روستایی منفی بوده و در کوتاه‌مدت افزایش ۱ درصد میزان بارندگی شاخص فقر روستایی را در همان سال حدود ۰/۱۷۴ درصد کاهش می‌دهد، همچنین در بلندمدت افزایش ۱ درصد میزان بارندگی حدود ۰/۲۰۶ درصد از فقر روستایی می‌کاهد. یافته‌های تحقیق نشان‌دهنده رابطه مستقیم بین فقر روستایی فرد در دوره قبل و همچنین نرخ باسوادی افراد است، نرخ باسوادی افراد در بلندمدت نیز رابطه مستقیم با شاخص فقر روستایی دارد. همچنین رابطه معکوسی میان بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی و نرخ تسهیلات بانکی به بخش کشاورزی و فقر روستایی وجود دارد، از میان عوامل، نرخ تسهیلات بخش بانکی کمترین تأثیر را در کاهش فقر روستایی دارد. دلیل این نتیجه می‌تواند ناشی از آن باشد که فقرای روستایی اغلب فاقد وثیقه ملکی برای دریافت وام هستند و به همین دلیل عمده وام‌های بخش کشاورزی شامل حال آنها نمی‌شود، سرمایه‌گذاری دولت در زیر ساخت‌ها می‌تواند این مشکل را حل کند [۵]. مدل تصحیح خطای ECM نیز برآورد شد که طبق این مدل نشان داده شد خطای عدم تعادل مدل در طی ۱ دوره حدود ۸۴ درصد تصحیح می‌شود.

توضیحات

1. Amartya Sen
2. Exponential GARCH
3. Stationary
4. Contegration
5. Engle-Granger
6. Schwarz-Bayesian Criterion
7. Equilibrium Error
8. Error Correction Mechanism (Model)
9. Augmented Dickey–Fuller test

مرجع‌ها

[۱] احمدیان، مجید؛ مهرآرا، محسن و مهرگان، علی (۱۳۹۵). عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی روستایی در ایران با تأکید بر نوسانات بارندگی، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و چهارم، شماره ۷۹، صص ۱۴۵-۱۶۴.

[۲] آهنی، طاهره؛ رضایی، احمدعلی و بخشوده، محمد (۱۳۹۳). تحلیل اقتصادی رابطه بین اعتبارات کشاورزی و فقر روستایی در ایران: رهیافت بیزی، مجله پژوهش‌های اقتصاد روستا، سال اول، شماره ۱، صص ۴۳-۵۶.

[۳] بانک مرکزی جمهوری اسلامی (۱۳۹۳). حساب‌های ملی ایران، معاونت اقتصادی، دی‌ماه ۱۳۹۳. (http://www.cbi.ir/page/2053.aspx)

[٤] خدادادکاشی، فرهاد (۱۳۷۷). اندازه‌گیری فقر در ایران بر حسب خصوصیات اجتماعی و اقتصادی خانوارها: کاربرد شاخص "سن" در ایران، پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۸، صص ۶۱-۸۴.

[۵] سروش‌مهر، هما؛ اعظمی، موسی؛ مهرگان، نادر و یعقوبی‌فرانی، احمد (۱۳۹۷). نقش سرمایه‌گذاری‌های دولت بر کیفیت زندگی پایدار روستایی؛ مجله پژوهش و برنامه‌ریزی روستایی، شماره ۲۲، تابستان ۱۳۹۷. صص ۶۳-۷۷.

[٦] سن، آمارتیا (۱۳۸۶). نابرابری اقتصادی، ترجمه وحید محمودی و عزت‌اله عباسیان، پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، چاپ اول ۱۳۸۶.

[۷] سوری، علی (۱۳۹۴). اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews 8 و Stata 12. چاپ سوم، نشر فرهنگ‌شناسی.

[۸] شرکت ملی منابع آب، داده‌های بارندگی سالیانه کشور.

[۹] صبوحی‌صابونی، محمود؛ احمدپوربرازجانی، محمود (۱۳۹۱). برآورد تابع‌های تقاضای محصولات کشاورزی ایران با استفاده از روش برنامه‌ریزی ریاضی (کاربرد روش بیشترین بی‌نظمی) اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)، دوره ۶، شماره ۱، ۷۱-۹۱.

[۱۰] گجراتی، دمودار. (۱۳۹۴). اقتصادسنجی کاربردی؛ ترجمه نادر مهرگان و لطفعلی عاقلی؛ نشر نور علم.

[۱۱] سایت مرکز آمار ایران.

[۱۲] معاونت پژوهش‌های زیربنایی و امور تولیدی مجلس شورای اسلامی، بررسی وضعیت روستاها در ایران، خرداد ۱۳۹۵.

[۱۳] مهرگان، نادر؛ موسایی، میثم؛ کیهانی‌حکمت، رضا (۱۳۸۷). رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران، رفاه اجتماعی، شماره ۲۸.

[۱٤] ناظر اقتصادی ایران، بهبود نفت محور، گروه بانک جهانی، گروه مطالعات جهانی اقتصاد کلان و مدیریت مالی خاورمیانه و شمال آفریقا، ترجمه حسن گلریز، بهار ۱۳۹۶.

[15] Ahluwalia, M. (1975). Inequality and Poverty. Journal of Development Economics, **6**, 1-32.

[16] Ali, S., Mustafa, M.Q., and Shahbazi, I. A. (2013). Agriculture Value Added and Income Inequality in Pakistan: A Time Series Analysis. Research Journal of Economics, Business and ICT, **8**, 25-33.

[17] Amer Ahmed, S., Diffenbaugh, N.S., Herteld, T.W., Lobellb, D.B., Ramankuttyh, N., Riosi, A.R. and Rowhanih, P. (2011). Climate volatility and poverty vulnerability in Tanzania, Global Environmental Change, **21**, 46–55.

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

[19] Barrios, S., Strobl, E. and Bertinelli, L. (2010). Trends in rainfall and Economic growth in Africa: A neglected cause of the African growth tragedy, The Review of Economics and Statistics, **92**, 350-366.

[20] Bobojonova, I. and Aw-Hassanb, A. (2014). Impacts of climate change on farm income security in Central Asia: An integrated modeling approach, Agriculture, Ecosystems and Environment, **88**, 245–255.

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

[22] Gao, J. and Mills, B.F. (2018). Weather Shocks, Coping Strategies, and Consumption Dynamics in Rural Ethiopia, World Development, **101**, 268-283.

[23] Hanjra, M.A., Ferede, T. and Gutta, D.G. (2009). Reducing poverty in sub-Saharan Africa through investments in water and other priorities. Journal of Agricultural Water Management, **96**, 1062-1070.

[24] Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality, The American Economic Review, **45**, 1-28.

[25] Mahajan, K. (2017). Rainfall Shocks and the Gender Wage Gap: Evidence from Indian Agriculture, World Development, **91**, 156-172.

[26] Mehregan, N. and Nassabian, S. (2010). Agriculture Growth and Income Inequality in Iran, America Eurasian, Journal of Agricultural and Environmental Sciences, **7**, 637-664.

[27] Nelson, D.B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, Econometrica, **59**, 347–370.

[28] Pesaran, B. (1998). Unit root and econometric methods. Journal of econometrics, **4**, 21- 41

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

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

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

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

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

[34] Zamurrad Janjua, P., Samad, G. and Khan, N. (2014). Climate Change and Wheat Production in Pakistan: An Autoregressive Distributed Lag Approach, NJAS – Wageningen. Journal of Life Sciences, **68**, 13–19.

علی مهرگان

دانشجوی دکترای علوم اقتصادی

بابلسر، دانشگاه مازندران، گروه اقتصاد.

رایانشانی: mehregan@stu.umz.ac.ir

مجید احمدیان

دکترای اقتصاد

تهران، خیابان کارگر شمالی، نبش خیابان جلال آل احمد، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

رایانشانی: mahmadian@ut.ac.ir