

بررسی اثر نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران با استفاده از رگرسیون هم‌جمع‌ی کانونی

مانی مؤتمنی*

چکیده

این مقاله می‌کوشد تا نشان دهد نابرابری درآمد در ایران بیش از آنکه تحت تأثیر سطح رشد اقتصادی باشد به نوسانات آن وابسته است. به این منظور نوسانات رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۲ با دو سناریو GARCH و EGARCH مدل‌سازی شده است. در این فرایند تقارن یا عدم تقارن نوسانات نیز مورد توجه قرار گرفته است. اثر نوسانات رشد اقتصادی بر ضریب جینی با الگوی رگرسیون هم‌جمع‌ی کانونی برآورد و بر مبنای پسماندهای به‌جا مانده، آزمون هم‌جمع‌ی پارک انجام شده است. نتیجه برآورد نشان از وجود رابطه‌ای معنادار و بلندمدت بین دو متغیر است؛ به نحوی که با افزایش نوسانات رشد اقتصادی، نابرابری درآمد نیز بیشتر می‌شود. با مقایسه دو ر، مشخص می‌شود که این رابطه تحت تأثیر عدم تقارن نوسانات قرار نمی‌گیرد. این نتیجه نشان می‌دهد که سطح و علامت رشد اقتصادی نمی‌تواند توضیح کافی در مورد توزیع درآمد داشته باشد. به عبارتی مثبت و یا منفی بودن رشد اقتصادی به تنهایی نقشی در توزیع درآمد ندارد. اما افزایش یا کاهش رشد اقتصادی در صورتی که منجر به تحریک نوسانات شود، تشدید نابرابری درآمد را به همراه خواهد داشت.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، توزیع درآمد، نوسانات، آزمون هم‌جمع‌ی و ایران.
طبقه‌بندی JEL: E25، C22.

۱. مقدمه

مطالعات فراوانی درباره رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد انجام شده است. با توجه به پیش فرض‌هایی که این موضوع در نظام‌های مختلف اقتصادی دارد، دیدگاه‌های متعدد و مختلفی درباره نحوه رابطه این دو متغیر شکل گرفته است. در پژوهش‌های اقتصادی نیز یافته‌ها متفاوت و گاه متناقض است. برای نمونه آلسینا و رودریک^۱ (۱۹۹۴) معتقد بودند که اختلاف طبقاتی بیشتر، موجب نابسامانی سیاسی-اجتماعی خواهد شد؛ در نتیجه عملکرد بازارهای مالی ضعیف و رشد اقتصادی کند می‌شود. وان و دیگران^۲ (۲۰۰۶)، سوکازیان^۳ (۲۰۰۷) و وو^۴ (۲۰۱۱) شواهد تجربی قابل قبولی برای دیدگاه یادشده یافتند. در سوی مقابل کالدور^۵ (۱۹۵۷) و سنت پاول و وردیر^۶ (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که افزایش نابرابری درآمد به پس‌انداز بیشتر، سرمایه‌گذاری بیشتر و در نهایت رشد اقتصادی بیشتر منجر می‌شود. لوندبرگ و اسکویر^۷ (۲۰۰۳)، پارتدیرج^۸ (۱۹۹۷) و فرانک^۹ (۲۰۰۹) شواهدی مبنی بر رابطه مستقیم نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی ارائه کرده‌اند. همچنین درباره اثر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد نیز دیدگاه‌های مختلفی وجود دارد. کوزنتس^{۱۰} (۱۹۵۵) در یک بررسی آماری نشان داد که در فرایند رشد اقتصادی، نابرابری درآمد بیشتر می‌شود؛ اما شدت این اثرگذاری با توسعه‌یافتگی کشورها کند می‌شود. دیدگاه کوزنتس در مطالعات تجربی بسیاری بررسی شده و نتایج مختلفی اعم از رد یا تأیید آن به‌دست آمده است. گالور و سیدون^{۱۱} (۱۹۹۶) در بازنگری فرضیه کوزنتس نشان دادند که وجود رابطه مستقیم بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد منوط به آن است که رشد اقتصادی در نتیجه انباشت سرمایه فیزیکی شکل یافته باشد. برای نمونه چنانچه رشد اقتصادی در نتیجه انباشت سرمایه انسانی ایجاد شود، لزومی برای ارتباط مستقیم بین رشد و نابرابری وجود نخواهد داشت؛ اما در سوی مقابل برونو و همکاران^{۱۲} (۱۹۹۶) شواهدی حاکی از اثر منفی رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد یافتند. آنها به‌عنوان اقتصاددانان بانک جهانی، پژوهشی را درباره رابطه رشد اقتصادی و عدالت اجتماعی در کشورهای در حال توسعه انجام دادند. یافته تحقیق گویای این مهم است که اعتقاد کلی سیاست‌گذاران اقتصادی در کشورهای کمتر توسعه‌یافتی مبنی بر رقابت سیاست‌های رشد و توزیع می‌تواند اشتباه باشد. آنها با بررسی تجربه بیست کشور در حال توسعه نشان دادند که در

1. Alesina & Rodrick
3. Sukiassyan
5. Kaldor
7. Lundberg & Squire
9. Frank
11. Galor & Tsiddon

2. Wan & et al
4. Woo
6. Saint-Paul & Verdier
8. Partridge
10. Kuznets
12. Bruno et al

هفده کشور، رشد اقتصادی موجب کاهش نابرابری شده است. در بین مطالعات جدید نیز روگور و مرویچک^۱ (۲۰۱۵) با در نظر گرفتن خصوصیات جمعیت‌شناختی کشورها نشان دادند که با رشد اقتصاد جهانی، میزان نابرابری درآمد در جهان کاهش یافته است.

همان‌طور که پژوهش‌های یادشده نشان می‌دهند دیدگاه یکپارچه‌ای در زمینه نحوه ارتباط رشد اقتصادی با نابرابری درآمد وجود ندارد. در مطالعه‌های مرتبط با اقتصاد ایران نیز تفاوت‌های یادشده به چشم می‌خورد. برای نمونه حسنی و جلال‌آبادی (۱۳۸۷) مطابق با دیدگاه گالور و سیدون (۱۹۹۶) ضمن تجزیه مؤلفه‌های رشد اقتصادی ایران نشان دادند که انباشت سرمایه فیزیکی و رشد اقتصادی ناشی از آن موجب تشدید نابرابری می‌شود. اما در سوی مقابل صادقی و همکاران (۱۳۸۸) و همچنین اکبری‌ان و فام‌کاو (۱۳۸۹) معتقدند که رشد تولید ناخالص داخلی موجب کاهش نابرابری درآمد می‌شود. برخی از مطالعات نظیر ابریشمی و همکاران (۱۳۸۴) نیز وجود هرگونه رابطه علی و مؤثر از رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد را رد کرده‌اند.

در سال‌های اخیر، بررسی رابطه بین تولید ملی و توزیع درآمد از مرحله اول تغییرات تولید ملی به مرحله دوم تسری یافته است. به عبارتی در این مطالعات به جای تمرکز بر اثر رشد اقتصادی، به اثر نوسانات رشد اقتصادی توجه شده است. افزایش و کاهش رشد اقتصادی هر دو می‌تواند منجر به نوسانات رشد اقتصادی شوند. برای نمونه چنانچه رشد اقتصادی از صفر به مثبت چهار درصد برسد نوسانی برابر با تغییر رشد اقتصادی از صفر به منفی چهار درصد خواهد داشت. همچنین اگر سطح رشد اقتصادی در مثبت یا منفی چهار درصد پایدار بماند، نوسانات رشد اقتصادی به صفر میل می‌کند و دلیلی برای تشدید نابرابری درآمد ایجاد نمی‌شود. به این ترتیب در رویکرد بررسی نقش نوسانات، سطح رشد اقتصادی عامل مؤثر بر نابرابری درآمد نخواهد بود.

هدف این مقاله نیز معرفی و بررسی اثر نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد است. نتیجه این مطالعه در بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد ایران می‌تواند حائز اهمیت باشد؛ چراکه رشد اقتصادی کشور طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۲ با نوسانات شدیدی روبه‌رو بوده است. انقلاب اسلامی، جنگ تحمیلی و تحریم‌های بین‌المللی از جمله عوامل برون‌زای نوسانات رشد اقتصادی بوده‌اند. انحراف معیار رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی مذکور نزدیک به ۷ درصد است. حال آنکه طی دوره زمانی مشابه، انحراف معیار رشد اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا ۴ درصد، پاکستان ۲/۵ درصد و ترکیه ۳/۹ درصد بوده است. به عبارتی نوسانات رشد اقتصادی ایران حتی در مقیاس کشورهای در حال توسعه و هم‌منطقه نیز زیاد است. به همین دلیل بررسی آثار ناشی از نوسانات رشد در اقتصاد ایران ضرورت دارد.

1. Rougoor & Marrewijk

۲. پیشینه موضوع

در پیشینه توزیع درآمد، به نوسانات رشد اقتصادی توجه شده بود؛ اما ارتباط نوسانات رشد اقتصادی با توزیع درآمد از کانال اثرگذاری بر رشد اقتصادی تبیین می‌شد. به عبارتی از آنجا که نوسانات رشد اقتصادی بر رشد اقتصادی مؤثر بود، بنابراین به شکل غیرمستقیم با توزیع درآمد نیز در ارتباط بود؛ اما در بین مطالعات جدید، رابطه بی‌واسطه‌ای بین نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد یافت شده است. در ادامه مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده در این زمینه شرح داده می‌شود.

۲-۱. مبانی نظری

در موضوع رابطه بین نوسانات رشد اقتصادی و نابرابری درآمد، سه دیدگاه نظری وجود دارد: الف) دیدگاه تنظیم دستمزد: اقتصادی را در نظر بگیرید که به صورت تصادفی در آن تکانه‌هایی شکل می‌گیرد. در این شرایط نوسانی، تولید نهایی نیروی کار و به تبع آن دستمزد حقیقی نیروی کار با نوسان همراه می‌شود. بر مبنای نظریه تصمیم، درآمد متوسط نیروی کار ریسک‌گریز کاهش می‌یابد؛ چون افراد ریسک‌گریز تمایل خواهند داشت درآمدی کمتر ولی ثابت را جایگزین درآمد بیشتر اما نامطمئن کنند. نیروی کاری که عموماً ریسک‌گریز است در محیطی که میزان دریافتی به شدت کم یا زیاد شود ترجیح می‌دهد با حقوق ثابت و قراردادهای کاری بلندمدت مشغول به کار شود. به این ترتیب در اقتصاد متلاطم، کارفرما سهم بزرگ‌تری از درآمد را به دست خواهد آورد. در نتیجه کارولی و گارسیا^۱ (۲۰۰۲) معتقدند که نوسانات رشد اقتصادی منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شود؛

ب) دیدگاه عوامل تولید: در مطالعه گارسیا و ترنفسکی^۲ (۲۰۰۵) برای تبیین رابطه نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد بین عوامل تولید از یک الگوی رشد درون‌زای تصادفی استفاده شده است. آنها نشان می‌دهند که با فرض وجود ریسک‌گریزی در بین نیروی کار، انگیزه آنها برای پس‌انداز افزایش می‌یابد. نیروی کار می‌خواهد درآمد آینده خود را افزایش دهد. به این ترتیب میزان عرضه نیروی کار افزایش می‌یابد و نرخ بازدهی سرمایه بیشتر و توزیع درآمد بین عوامل تولید به نفع سرمایه تغییر می‌کند. طبق دیدگاه گارسیا و ترنفسکی (۲۰۰۵) در شرایط نوسان شدید اقتصادی، توزیع درآمد به نفع صاحبان سرمایه تغییر می‌کند. این نتیجه به نوعی مکمل دیدگاه تنظیم دستمزد است که در بالا به آن اشاره شد؛

ج) دیدگاه سرمایه انسانی: دیدگاه سوم که نقش نوسانات رشد اقتصادی بر انباشت سرمایه انسانی

1. Caroli & Garcia

2. Garcia & Turnovsky

و به دنبال آن توزیع درآمد را بررسی می‌کند بیش از دو دیدگاه قبلی مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. این رابطه ابتدا که در مقاله گالور و زیرا^۱ (۱۹۹۳) معرفی شد ارث را به مثابه نوعی بیمه در مقابل نوسانات رشد اقتصادی تعریف می‌کند. بیمه‌ای که هدف آن پوشش ریسک سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی است. در زمانی که نوسانات رشد اقتصادی اندک است، مردم برای انباشت سرمایه انسانی نیاز چندانی به ارثیه ندارند؛ اما وقتی که رشد اقتصادی با نوسانات شدید روبه‌روست، تنها آن دسته از مردم می‌توانند سرمایه‌گذاری مناسبی در زمینه آموزش انجام دهند که از ثروت غیرکاری^۲ برخوردار باشند. ثروتی که گالور و زیرا (۱۹۹۳) آن را در ارث^۳ خلاصه می‌کنند. در حقیقت نوسانات رشد اقتصادی ریسکی است که متوجه آموزش و انباشت سرمایه انسانی می‌شود و ارث مانند نوعی بیمه برای پوشش آن عمل می‌کند. دیدگاه گالور و زیرا (۱۹۹۳) توسط چچی و گارسیا^۴ (۲۰۰۴) بسط یافت. نتیجه این مطالعه نشان می‌داد که با افزایش تلاطم اقتصادی، برای سرمایه‌گذاری در آموزش به ثروت غیرکاری یا ارثیه بیشتری نیاز است. متوسط سال‌های تحصیل در بین افرادی که صاحب ثروت نیستند کاهش خواهد یافت؛ بنابراین افزایش نوسانات رشد اقتصادی، به کاهش متوسط سال‌های تحصیل می‌انجامد. اختلاف سطح تحصیلات به اختلاف سطح درآمد منجر می‌شود. بنابراین نوسانات رشد اقتصادی اثر مثبتی بر افزایش نابرابری درآمدی خواهد داشت.

۲-۲. مطالعات تجربی

هاسمن و گاوین^۵ (۱۹۹۶) در مطالعه‌ای نشانه رابطه نوسانات رشد اقتصادی با توزیع درآمد را در مقایسه کشورهای شرق آسیا با کشورهای امریکای لاتین دیدند. کشورهای شرق آسیا از رشد اقتصادی با ثباتی برخوردارند و کشورهای امریکای لاتین شرایط متلاطمی در رشد اقتصادی دارند. به همین ترتیب در کشورهای امریکای لاتین نابرابری درآمد بیش از کشورهای شرق آسیا بوده است. برین و گارسیا^۶ (۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های تابلویی کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، نشان دادند که نوسان بیشتر در تولید ملی موجب افزایش درجه نابرابری در توزیع درآمد می‌شود. افزون بر اینکه افزایش نابرابری منجر به تغییر ضریب جینی شده، فاصله درآمد دهک‌های بالای درآمدی نیز بیشتر شده است. به عبارتی نوسان تولید به نفع طبقه مرفه جامعه عمل می‌کند. این یافته تجربی در راستای دیدگاه تنظیم دستمزد و دیدگاه عوامل تولید است که در بخش مبانی نظری به آنها اشاره شد.

1. Galor & Zeira

2. Non-labor wealth

۳. نمونه کلاسیک چنین ثروتی بیمه عمر است که برای بازماندگان به ارث گذاشته می‌شود. در اقتصادهای با تورم بالا انباشت ثروت شکل‌های متنوعی مانند خرید زمین و ساختمان پیدا می‌کند.

4. Garcia & Chechi

5. Hausmann & Gavin

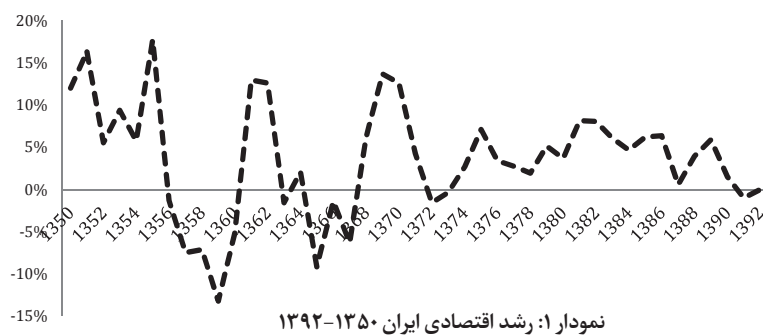
6. Breen & Garcia

کونیا و موراتیدیس^۱ (۲۰۰۶) به این نتیجه رسیدند که رابطه نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد باید با توجه به شدت نوسانات بررسی شود. براساس این مطالعه در صورت پایین بودن شدت نوسانات، رابطه مستقیمی بین نوسانات رشد اقتصادی و کاهش نابرابری درآمد برقرار خواهد بود و در کشورهایی که شدت نوسانات بالاست، نابرابری درآمد بیشتر می‌شود. کالدرون و ییاتی^۲ (۲۰۰۹) نیز نشان می‌دهند که در صورتی نوسان متغیرهای کلان اقتصادی بر توزیع درآمد اثرگذارند که منشأ آنها رخدادی بزرگ مانند بحران اقتصادی باشد.

در کنار مطالعات مختلفی که رابطه نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد را در سطح کشورهای مختلف و به صورت بین کشوری مورد بررسی قرار داده‌اند، مطالعه هانگ و دیگران^۳ (۲۰۱۵) این رابطه را در یک کشور آزمون کرده‌اند. این تحقیق با استفاده از داده‌های ۱۹۴۵ تا ۲۰۱۴ ایالت‌های مختلف آمریکا انجام شده است. نکته مهم این مقاله رابطه نامتقارن نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد است. آنها نشان دادند که نوسانات رشد اقتصادی تنها زمانی که رشد اقتصادی مثبت باشد موجب افزایش نابرابری می‌شود. اما در دوره‌ای که رشد اقتصادی منفی است، نوسانات رشد اقتصادی اثر معناداری بر نابرابری درآمدی آمریکا نداشته است.

۳. داده‌های تحقیق

دو متغیر اصلی این مقاله شامل رشد اقتصادی و ضریب جینی ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۲ می‌باشد. منبع این اطلاعات سامانه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی، گزارش تحولات اقتصادی سال ۱۳۹۲ بانک مرکزی و سالنامه آماری مرکز آمار ایران می‌باشد.



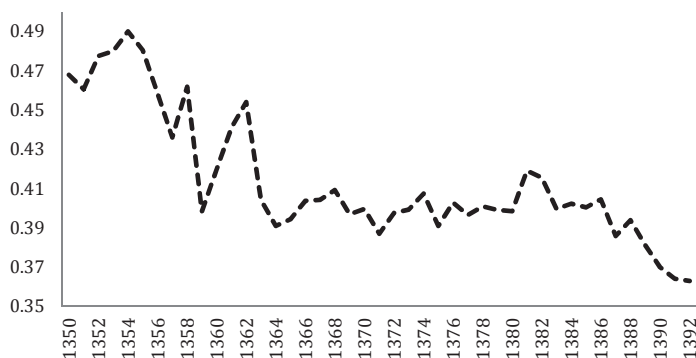
منبع: سامانه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

1. Konya & Mouratidis

2. Calderon & Yeyati

3. Hung & et al

همان‌طور که در نمودار بالا مشاهده می‌شود، رشد اقتصادی ایران افت و خیز قابل توجهی داشته است. انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی شرایط متلاطمی را تا انتهای دهه ۱۳۶۰ به وجود آورده‌اند. دوران سازندگی رشد اقتصادی را به شدت افزایش داد ولی این روند در سال ۱۳۷۳ متوقف شد. طی دوره هشت ساله اصلاحات، رشد اقتصادی با ثبات همراه بود. رشد اقتصادی در تمام این دوره مثبت با میانگین ۵ درصد می‌باشد. در سال ۱۳۸۷ رشد اقتصادی به ۱ درصد کاهش یافت و طی دو سال به ۶ درصد رسید. اما پس از تشدید تحریم‌های بین‌المللی رشد اقتصادی منفی شد. در نمونه ۴۳ ساله این تحقیق، رشد اقتصادی ایران در ۱۳ سال منفی بوده است. همان‌طور که پیش از این ذکر شد، انحراف معیار رشد اقتصادی ایران از متوسط خاورمیانه و شمال آفریقا بیشتر می‌باشد. با مقایسه‌ای که با استفاده از داده‌های^۱ WDI بر روی ۲۲۱ کشور دنیا انجام شد، از نظر انحراف معیار، ایران در رتبه ۴۳ قرار گرفت.



نمودار ۲: ضریب جینی ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۰

منبع: مرکز آمار ایران و گزارش تحولات اقتصادی بانک مرکزی

در نمودار بالا ضریب جینی ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۲ نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، دو تغییر اساسی در روند ضریب جینی ایران رخ داده است. یکی دوران پرنوسان دهه ۱۳۵۰ و ابتدای ۱۳۶۰ است و دیگری تغییر روندی که از سال ۱۳۸۸ شاهد آن هستیم. برای نشان دادن این دو تغییر روند در متغیر ضریب جینی از متغیرهای موهومی (D_1 و D_2) در الگوی تحقیق استفاده می‌شود. رشد اقتصادی با توجه به آزمون دیکلی فولر تجمعی^۲، در سطح ماناست؛ اما سری زمانی ضریب جینی با لحاظ عرض از مبدأ دارای انباشت مرتبه اول می‌باشد. نتیجه آزمون ریشه واحد در جدول (۳) گزارش شده است.

1. World Development Indicator

2. Augmented Dicky Fuller

با توجه به اینکه هدف این مقاله بررسی نقش نوسانات رشد اقتصادی بر توزیع درآمد می باشد، لازم است که داده های نوسانات رشد اقتصادی ایران تولید شود. به این منظور با توجه به مطالعه هانگ و دیگران (۲۰۱۵) از دو روش استفاده می شود: نخست، روش GARCH است که توسط بولرسلو^۱ (۱۹۸۶) معرفی شد:

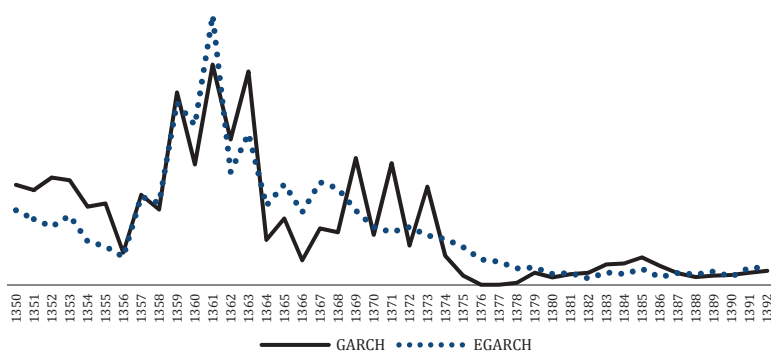
$$\sigma_t^2 = \theta + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \quad \text{eq(1)}$$

همان طور که در معادله (۱) مشاهده می شود، این الگوییک رابطه ARMA برای معادله واریانس است. همانند روش ARMA وقفه مناسب برای میانگین متحرک و توضیح برداری می باید انتخاب شود. این انتخاب با کمینه آماره های آکاییک و شوارتز صورت می پذیرد.

روش دوم، استفاده از الگوی EGARCH است که توسط نلسون^۲ (۱۹۹۱) بسط یافت که تمایز آن توجه به نقش نامتقارن نوسانات است. در بسیاری از نوسانات مرتبط با متغیرهای اقتصادی، تغییرات منفی با تغییرات مثبت هم عرض نیستند. اما در الگوی GARCH با توجه به اینکه نوسانات مثبت و منفی به توان دوم می رسند، امکان تفکیک نقش نوسانات مثبت و منفی وجود ندارد.

$$\log(\sigma_t^2) = \theta + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-j}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad \text{eq(2)}$$

برای نمونه در مورد این تحقیق ممکن است که نوسانات ناشی از کاهش رشد اقتصادی اثری متفاوت بر توزیع درآمد داشته باشد. به همین دلیل لازم است که نوسانات رشد اقتصادی به صورت غیرمتقارن مدل سازی شود. به این منظور در روش دوم از الگوی EGARCH استفاده می شود.



نمودار ۳: مدل سازی نوسانات رشد اقتصادی طی سال های ۱۳۵۰-۱۳۹۲

1. Bollerslev

2. Nelson

در نمودار بالا نتیجه مدل‌سازی نوسانات رشد اقتصادی قابل مشاهده است. در روش نخست که براساس الگوی GARCH مدل‌سازی شده است، به منظور انتخاب الگوی مناسب از ۷ رده وقفه p و همچنین ۷ رده وقفه q استفاده شده است. طی مقایسه‌ای که بین ۴۹ مدل صورت گرفت در نهایت با توجه به معیارهای آکاییک و شوارتز الگوی GARCH(5,3) انتخاب شد.

$$\sigma_t^2 = 0.001 + 0.155\epsilon_{t-1}^2 + 0.184\epsilon_{t-2}^2 + 0.137\epsilon_{t-3}^2 + 0.331\epsilon_{t-4}^2 + 0.166\epsilon_{t-5}^2 + 0.275\sigma_{t-1}^2 + 0.217\sigma_{t-2}^2 + 0.333\sigma_{t-3}^2$$

در مدل‌سازی نوسانات رشد اقتصادی با روش EGARCH به منظور انتخاب p و q بهینه مشابه روش قبل اقدام و الگوی EGARCH(3,3) انتخاب شده است. در این الگو مرتبه عدم تقارن ۱ در نظر گرفته شده است.

$$\log(\sigma_t^2) = -2.168 + 0.285 \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0.406 \left| \frac{\epsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}} \right| + 0.384 \left| \frac{\epsilon_{t-3}}{\sigma_{t-3}} \right| - 0.205 \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - 0.096 \log(\sigma_{t-1}^2) + 0.99 \log(\sigma_{t-2}^2) - 0.108 \log(\sigma_{t-3}^2)$$

در این مرحله با در اختیار داشتن سری زمانی نوسانات رشد اقتصادی ایران، می‌توان رابطه این متغیر را با سری زمانی ضریب جینی بررسی کرد؛ اما پیش از آن لازم است که درجه مانایی دو سری زمانی مدل‌سازی و در معادلات ۳ و ۴ بررسی شود. مشخص است که مانایی نوسانات شرطی یک سری زمانی از مانایی خود آن سری زمانی مستقل است. یعنی با وجود مانا بودن سری زمانی رشد اقتصادی دلیلی بر مانایی سری زمانی نوسانات رشد اقتصادی وجود نخواهد داشت. به همین دلیل آزمون دیکی فولر تجمعی بار دیگر استفاده می‌شود. نتیجه آزمون‌های مانایی که در جدول (۳) خلاصه شده است نشان می‌دهد که نوسانات رشد اقتصادی I(1) می‌باشد.

۴. برآورد رابطه نوسانات رشد اقتصادی و ضریب جینی

به منظور برآورد رابطه بین ضریب جینی و نوسانات رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ الی ۱۳۹۲ دو نکته قابل توجه است: نخست، I(1) بودن همه سری‌های زمانی موجود در مدل می‌باشد؛ همان‌طور که در جدول (۳) نشان داده شده است، ضریب جینی در سطح نامانا و با یک تفاضل مانا شده است. این موضوع در رابطه با سری‌های زمانی ایجاد شده از طریق GARCH و EGARCH تکرار شده است؛ نکته دوم اینکه، براساس مبانی نظری رابطه دوسویه بین توزیع درآمد و نوسانات رشد وجود ندارد؛ بلکه نوسانات رشد اقتصادی متغیری برون‌زا است. در مطالعات تجربی نظیر چچی و گارسیا (۲۰۰۴)، کالدرون و بیاتی (۲۰۰۹) و هانگ و دیگران (۲۰۱۵) نیز رابطه‌ای یک سویه از نوسانات رشد به توزیع درآمد در نظر گرفته شده است.

با توجه به این دو قید برای برآورد رابطه ضریب جینی و نوسانات رشد اقتصادی ایران می‌توان از روش رگرسیون هم‌جمعی کانونی^۱ استفاده کرد.

۴-۱. معرفی رگرسیون هم‌جمعی کانونی (CCR)

انگل و گرنجر^۲ (۱۹۸۷) به منظور بررسی رابطه متغیرهای هم‌سطح $I(1)$ روشی موسوم به هم‌جمعی یا هم‌انباشتگی^۳ را پیشنهاد کردند. در وضعیت هم‌جمعی، رابطه خطی دو یا چند سری زمانی $I(1)$ منجر به پسماند $I(0)$ می‌گردد. این وضعیت بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاست. انگل و گرنجر (۱۹۸۷) آزمونی را جهت تعیین وجود هم‌جمعی طراحی کردند که بر پایه روش حداقل مربعات معمولی (OLS) اجرا می‌شود. اما مطالعات متعددی نظیر همیلتون^۴ (۱۹۹۴) نشان دادند که روش OLS کارایی لازم را در برآورد اندازه بردار هم‌جمعی ندارد. نکته مهم دیگری که در مقاله مونتالفو^۵ (۱۹۹۵) به آن اشاره شده، ضعف روش OLS در نمونه‌های کوچک است. به منظور رفع این اشکالات برآوردگرهای جدیدی معرفی شده‌اند که از آن جمله روش موسوم به رگرسیون هم‌جمعی کانونی (CCR) است که توسط پارک^۶ (۱۹۹۲) معرفی شده است. بردار $y_t =$

شامل سری‌های زمانی $I(1)$ است که رابطه هم‌جمعی زیر در آن برقرار است:

$$y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_{1t} \quad \text{eq(3)}$$

$$\Delta y_{2t} = u_{2t} \quad \text{eq(4)}$$

که بر اساس مفهوم هم‌جمعی انگل و گرنجر (۱۹۸۷)، بردار $u_t = (u_{1t}, u_{2t})$ مانا با میانگین صفر است. کوواریانس بلندمدت مرتبط با معادلات (۱) و (۲) به شکل زیر خواهد بود:

$$\Omega = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} E \left(\sum_{t=1}^n u_t \right) \left(\sum_{t=1}^n u_t \right)' = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix} \quad \text{eq(5)}$$

که ماتریس کوواریانس می‌تواند به شکل زیر تجزیه شود:

$$\Omega = \Sigma + \Gamma + \Gamma' \quad \text{eq(6)}$$

$$\Sigma = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n E(u_t u_t') \quad \text{eq(7)}$$

$$\Gamma = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{t=k+1}^n E(u_t u_{t-k}') \quad \text{eq(8)}$$

1. Canonical Cointegration Regression
3. Cointegration
5. Montalvo

2. Engle & Granger
4. Hamilton
6. Park

$$\Lambda = \Sigma + \Gamma = (\Lambda_1, \Lambda_2) = \begin{bmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ \Lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{bmatrix} \quad \text{eq(9)}$$

بر این اساس سری‌های زمانی تبدیل یافته y^* به شکل زیر ساخته می‌شوند:

$$y_{2t}^* = y_{2t} - (\Sigma^{-1}\Lambda_2)'u_t \quad \text{eq(10)}$$

$$y_{1t}^* = y_{1t} - (\Sigma^{-1}\Lambda_2\beta + (0, \Omega_{12}\Omega_{22}^{-1})')u_t \quad \text{eq(11)}$$

در روش پارک (۱۹۹۲) ضریب هم‌جمعی براساس رگرسیون انتقالی زیر برآورد شود:

$$y_{1t}^* = \beta'y_{2t}^* + u_{1t}^* \quad \text{eq(12)}$$

$$u_{1t}^* = u_{1t} - \Omega_{12}\Omega_{22}^{-1}u_{2t} \quad \text{eq(13)}$$

۴-۲. برآورد الگوی تحقیق با روش CCR

با توجه به توضیحات بخش (۴-۱)، سری زمانی ضریب جینی مشابه y_{1t} و سری زمانی نوسانات رشد اقتصادی y_{2t} است. جهت برآورد بردار هم‌جمعی β' براساس معادله (۱۰) لازم است تا ابتدا ماتریس کوواریانس بلندمدت Ω برآورد شود؛ اما با توجه به اینکه شرایط کلاسیک برآورد OLS برقرار نیست، از روش نیوی و وست^۱ (۱۹۹۴) جهت برآورد استفاده می‌شود. در این برآورد وقفه بهینه در همبستگی سریالی با معیار هانان-کوئین^۲ تعیین شود. در مرحله بعد رابطه نابرابری درآمد و نوسانات رشد اقتصادی در دو سناریو برآورد می‌شود. در سناریو نخست، این رابطه با استفاده از سری زمانی GARCH(5,3) برآورد و در سناریو دوم از سری زمانی EGARCH(3,3) استفاده می‌شود. همان‌طور که در بخش (۳) توضیح داده شد، در سناریو دوم عدم تقارن بین تکانه‌های مثبت و منفی رشد اقتصادی لحاظ می‌گردد؛ در حالی که در سناریو نخست، تنها اندازه تکانه‌ها در نوسانات مؤثر است.

جدول ۱: خلاصه نتایج برآورد رگرسیون هم‌جمعی کانونی

| روش مدل‌سازی | P | وقفه q | وقفه HQ | ضریب β | انحراف معیار | آماره t | P - value |
|--------------|---|--------|---------|--------------|--------------|---------|-----------|
| | ۵ | ۳ | ۳ | ۱/۳۲۷ | ۰/۵۶۵ | ۲/۳۴ | ۰/۰۲۴ |
| | ۳ | ۳ | ۳ | ۱/۱۴۹ | ۰/۵۴۴ | ۲/۱۱ | ۰/۰۱۶ |

منبع: برآورد تحقیق

نتیجه برآورد ضریب در هر دو سناریو مثبت و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است که به معنای اثر مستقیم نوسانات رشد اقتصادی با افزایش نابرابری درآمد می‌باشد. نتیجه برآورد سایر

1. Newey & West

2. Hannan-Quin

ضرایب در هر دو سناریو به جداول (۴) و (۵) پیوست شده است. متغیرهای موهومی مطابق با انتظار اثر معنادار و منفی بر ضریب جینی دارند.

در گام بعدی با توجه به پسماندهای به دست آمده از برآورد CCR آزمون هم‌جمعی پارک (۱۹۹۲) اجرا می‌شود. یکی از ویژگی‌های این آزمون استفاده از توزیع کای-مربع است که مطابق با مونتالفو (۱۹۹۴) نسبت به سایر آزمون‌ها توان بیشتری دارد. فرضیه صفر در آزمون هم‌جمعی پارک، وجود هم‌جمعی است. همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، فرضیه صفر در هر دو سناریو رد نشده است. بنابراین شواهد آماری ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۲ اقتصاد ایران، وجود رابطه بلندمدت بین نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد رد نمی‌شود.

جدول ۲: آزمون هم‌جمعی پارک

| مدل نوسانات | آماره کای-مربع | P-value |
|-------------|----------------|---------|
| GARCH | ۱/۸۷۵ | ۰/۱۷۱ |
| EGARCH | ۱/۳۶۱ | ۰/۲۴۳ |

منبع: برآورد تحقیق

۵. یافته‌های تحقیق

در سال‌های اخیر به نقش نوسانات رشد اقتصادی در توزیع درآمد توجه شده است. در این مقاله کوشش شده تا رابطه مذکور در اقتصاد ایران بررسی شود. به منظور برآورد دقیق اثر نوسانات رشد اقتصادی بر توزیع درآمد پردازش داده‌ها طی پنج مرحله انجام شده است: در مرحله نخست با توجه به مانا بودن متغیر رشد اقتصادی، واریانس شرطی رشد اقتصادی با دو سناریو GARCH و EGARCH مدل‌سازی شده است. در مرحله دوم ضمن بررسی سری زمانی ضریب جینی دو متغیر دامی برای نقاط تغییر روند تصریح شد. در مرحله سوم کوواریانس بلندمدت مرتبط با رگرسیون هم‌جمعی کانونی با روش نیوی و وست (۱۹۹۲) محاسبه گردید. در مرحله چهارم، ضریب با روش CCR برآورد شد. در مرحله پنجم آزمون هم‌جمعی پارک انجام شده است. نتیجه برآورد نشان از وجود رابطه معنادار بین نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران است؛ به نحوی که افزایش نوسانات رشد اقتصادی موجب افزایش نابرابری درآمد می‌شود. این نتیجه در کنار تصریح تکانه‌های ۱۳۵۹ و ۱۳۸۸ به دست آمده است. هدف از تصریح این تکانه‌ها، حذف اثر آنها در رابطه نوسانات رشد اقتصادی و نابرابری درآمد است. تغییر ساختار مالکیت و بازتوزیع ثروت در نتیجه انقلاب اسلامی و پرداخت یارانه‌های نقدی موجب تغییر ناگهانی روند و کاهش ضریب جینی شده‌اند. به همین دلیل ضرایب مرتبط با آنها منفی و معنادار است. نتیجه برآورد دو تکانه

یادشده در جدول (۴) و (۵) پیوست قابل مشاهده است. مقایسه نتایج دو برآورد جدول (۴) و (۵) گویای این نکته است که لحاظ ناتقارنی نوسانات نقشی در علامت و معناداری رابطه ندارد. یکی از کاستی‌های این مطالعه عدم استفاده از اطلاعات استانی است. به نظر می‌رسد که استان‌های مختلف کشور رفتار ناهمسان و متفاوتی در برابر نوسانات رشد اقتصادی داشته باشند. اما اطلاعات اقتصادی تفکیک شده به استان‌های کشور محدود است که مدل‌سازی نوسانات رشد اقتصادی را با اشکال روبه‌رو می‌کند.

نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد که توزیع درآمد در ایران به سطح دوم تغییرات تولید ملی وابسته است. بنابراین، نمی‌توان با اتکا به سطح رشد اقتصادی در مورد تغییرات توزیع درآمد نظر داد. برای نمونه بالا بودن رشد اقتصادی را نمی‌توان عامل افزایش اختلاف طبقاتی دانست؛ زیرا توزیع درآمد به تغییر آهنگ رشد اقتصادی وابسته است. کاهش یکباره رشد اقتصادی و یا افزایش شدید آن، هر دو موجب تشدید نوسانات اقتصادی می‌شود و ممکن است عامل افزایش اختلاف طبقاتی شود. عدم ثبات در رشد اقتصادی به تشدید فضای نااطمینانی می‌انجامد. این نااطمینانی اثر متفاوتی بر عاملان اقتصادی خواهد داشت. صاحبان سرمایه و افرادی که دارای پس‌انداز هستند می‌توانند ریسک‌پذیری بیشتری داشته باشند. در سوی مقابل نیروی کار و افرادی که از پس‌انداز یا ارث برخوردار نیستند در شرایطی که فضای نااطمینانی تشدید می‌شود بیش از پیش ریسک‌گریز شده و به منافع کمتری از تولید در ازای تثبیت درآمد رضایت می‌دهند. دستیابی به نرخ رشد پایدار و حفظ آن می‌تواند این وضعیت را تغییر دهد و منجر به کاهش نابرابری طبقات درآمدی شود.

منابع

۱. ابریشمی، حمید؛ محسن مهرآرا و پریسا خطابخش (۱۳۸۴)، «بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران»، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، ش ۱۷، ص ۱۳-۵۲.
۲. اکبریان، رضا و مهسا فام کاو (۱۳۸۹)، «بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی»، مجله پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ش ۱، ص ۱۶۱-۱۸۵.
۳. حسنی صدرآبادی، محمدحسین و اسدالله جلال آبادی (۱۳۸۷)، «اثر سیاست‌های بازار کار و تعیین‌کننده‌های رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد»، پژوهشنامه اقتصادی، ش ۳، ص ۲۱۳-۲۳۹.
۴. صادقی، حسین؛ مهدی باسحا و وحید شقاقی شهری (۱۳۸۸)، «رابطه رشد اقتصادی با فقر و نابرابری در کشورهای در حال توسعه»، مجله رفاه اجتماعی، دوره ۹، ش ۳۳، ص ۲۷-۴۴.
5. Alesina, A., Rodrik, D., (1994), "Distributive politics and economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 99, pp. 465-490.
6. Arize, A.C., Osang, T., Slottje, D.J., (2000), "Exchange rate volatility and foreign trade: evidence from thirteen LDCs", *Journal of Business and Economic Statistics*, 18, pp. 10-17.
7. Bollerslev, T., (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Economics*, 31, pp. 307-327.
8. Breen, R., García-Peñalosa, C., (2005), "Income inequality and macroeconomic volatility: an empirical investigation", *Review of Development Economics*, 9, pp. 380-398.
9. 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.
10. Caroli, E., García-Peñalosa, C., (2002), "Risk aversion and rising wage inequality", *Economic Letter*, 77, pp. 21-26.
11. Checchi, D., García-Peñalosa, C., (2004), "Risk and the distribution of human capital", *Economic Letter*, 82, pp. 53-61.

12. Frank, M.W., (2009), "Inequality and growth in the United States: evidence from a new state-level panel of income inequality measures", *Economic Inquiry*, 47, pp. 55–68.
13. Galor, O., Zeira, J., (1993), "Income distribution and macroeconomics", *Review of Economic Studies*, 60, pp. 35–52.
14. Galor, Oded. And Tsiddon D. (1996), "Income distribution and Growth: the Kuznets hypothesis revisited", *Economica*, 63, pp. 103-117.
15. Galor, O., Tsiddon, D., (1997), "The distribution of human capital and economic growth", *Journal of Economic Growth*, 2, pp. 93–124.
16. García-Peñalosa, C., Turnovsky, S.J., (2005), "Production risk and the functional distribution of income in a developing economy: tradeoffs and policy responses", *Journal of Development Economy*. 76, pp. 175–208.
17. Hamilton, J., (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
18. Hausmann, R., Gavin, M., (1996), *Securing Stability and Growth in a Shock Prone Region: The Policy Challenges for Latin America*, In: Hausmann, R., Reisen, H. (Eds.), *Securing Stability and Growth in Latin America*. OECD, Paris.
19. Hung, H., Fang, W., Miller, S. & Yeh. C., (2015), "The effect of growth volatility on income inequality", *Economic Modelling*. 45, pp. 212-222.
20. Kaldor, N., (1957), "A model of economic growth", *Economic Journal*, 67, pp. 591–624.
21. Konya, L., Mouratidis, C., (2006), "An empirical analysis of the relationship between income inequality and growth volatility in 70 countries for 1960–2002", *Applied Economics*. 6, pp. 5–16.
22. Kuznets, S. (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review*, 45, pp. 1-28.
23. Li, H., Zou, H., (1998), "Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence", *Review of Development Economics*. 2, pp. 318–334.
24. Lin, S.C., Huang, River, H.C., Kim, D.H., Yeh, C.C., (2009), "Nonlinearity between inequality and growth", *Studies in Nonlinear Dynamic Economics*, 13 (2) (Article 3).

25. Lundberg, M., Squire, L., (2003), "The simultaneous evolution of growth and inequality", *Economic Journal*, 113, pp. 326–344.
26. Montalvo, J. (1995), "Comparing cointegration regression estimators: Some additional Monte Carlo results", *Economic Letters*, 48, pp. 229-334.
27. Nelson, D.B., (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", *Econometrica*, 59, pp. 347–370.
28. Newey, Whitney K. & West, Kenneth D. (1994), "Automatic lag selection in covariance matrix estimation", *Review of Economic Studies*, 61, pp. 631–654.
29. Partridge, M.D., (1997), "Is inequality harmful for growth?", *American Economic Review*, 87, pp. 1019–1032.
30. Rougoor, W. and Marrewijk, C. (2015), "Demography, Growth, and Global Income Inequality", *World Development*, 74, pp. 220-232.
31. Saint-Paul, G., Verdier, T., (1993), "Education, democracy, and growth", *Journal of Development Economics*, 42, pp. 399–407.
32. Sukiassyan, G., (2007), "Inequality and growth: what does the transition economy data say?", *Journal of Comparative Economics*, 35, pp. 35–56.
33. Wan, G., Lu, M., Chen, Z., (2006), "The inequality-growth nexus in the short and long run: empirical evidence from China", *Journal of Comparative Economics*, 34, pp. 654–667.
34. Woo, J., (2011), "Growth, income distribution, and fiscal policy volatility", *Journal of Development Economy*, 96, pp. 289–313.

پیوست

جدول ۳: آزمون مانایی متغیرهای تحقیق

| | growth | Gini Co. | D(Gini) | GARCH(5,3) | EGARCH(3,3) | D(GARCH) | D(EGARCH) |
|---------------|--------|----------|---------|------------|-------------|----------|-----------|
| ADF Statistic | -۴/۳۱ | -۱/۹۷ | -۶/۰۸ | -۲/۳۳ | -۲/۱۱ | -۳/۴۱ | -۳/۲۳ |
| P-value | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۹۵ | ۰/۰۰ | ۰/۱۶۵ | ۰/۳۴۱ | ۰/۰۱۶ | ۰/۰۲۵ |

حد بحرانی آزمون دیکی فولر در سطح خطای ۵ درصد $-۲/۹۳$ ، در سطح خطای ۱ درصد $-۳/۶$ و در سطح خطای ۱۰ درصد $-۲/۶$ است.

منبع: محاسبه تحقیق

جدول ۴: برآورد CCR با مدل نوسانات GARCH

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | P-value |
|---------|--------|--------------|---------|---------|
| GARCH06 | ۱/۷۷۱ | ۰/۷۴۱ | ۲/۳۹۱ | ۰/۰۲۲ |
| D1 | -۰/۰۷ | ۰/۰۰۷ | -۱۰/۶۲۳ | ۰/۰۰ |
| D2 | -۰/۰۲۹ | ۰/۰۰۹ | -۳/۰۸ | ۰/۰۰۴ |
| C | ۰/۴۶۹ | ۰/۰۰۷ | ۶۸/۸۳۴ | ۰/۰۰ |

$$R^2 = ۰/۷۳۲$$

$$Adj R^2 = ۰/۷۱۲$$

منبع: برآورد تحقیق

جدول ۵: برآورد CCR با مدل نوسانات EGARCH

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | P-value |
|--------|--------|--------------|---------|---------|
| EGARCH | ۱/۵۸ | ۰/۷۵۱ | ۲/۱۰۴ | ۰/۰۴۲ |
| D1 | -۰/۰۷۵ | ۰/۰۰۷ | -۱۱/۳۷۵ | ۰/۰۰ |
| D2 | -۰/۰۲۹ | ۰/۰۰۹ | -۳/۰۹۲ | ۰/۰۰۴ |
| C | ۰/۴۷۴ | ۰/۰۰۶ | ۷۴/۴۴۸ | ۰/۰۰ |

$$R^2 = ۰/۷۴۱$$

$$Adj R^2 = ۰/۷۱۹$$

منبع: برآورد تحقیق