فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی سال سوم، شماره اول (پیاپی ۸)، زمستان ۱۳۹۶ (صفحات ۵۵ تا ۸۴)

بررسی رابطه بین آزادی اقتصادی و نابرابری درآمد: مطالعه موردی کشورهای عضو و غیرعضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه

سید عبدالمجید جلائی

استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شهید باهنر کرمان
jalaee@uk.ac.ir

حکیمه آرامش (نویسنده مسئول)

کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه شهید باهنر کرمان
Hakimeh.aramesh@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۰۹

چکیده

هدف اصلی پژوهش بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی را برای ۹۰ کشور مختلف عضو OECD و NONOECD در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ است. نتایج حاصل از آزمون‌های علیت گرنجر و تودا-یاماماتو حاکی از وجود رابطه دوطرفه بین این دو متغیر و آزمون علیت هشیائو حاکی از وجود ارتباط یک طرفه از سمت نابرابری درآمد به آزادی اقتصادی برای کشورهای عضو و رابطه علی از سمت آزادی اقتصادی به سمت نابرابری برای کشورهای غیرعضو است. نتایج حاصل از آزمون‌های GMM نیز نشان داد که در رابطه اول، آزادی اقتصادی اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد در کشورهای OECD دارد؛ اما این اثر در کشورهای NONOECD، مثبت است. از طرفی اثر دموکراسی بر نابرابری درآمد در هر سه گروه (کشورهای عضو OECD، NONOECD و کلیه کشورها) معنادار و مثبت است. در رابطه دوم نیز نابرابری درآمد اثر منفی و معناداری بر آزادی اقتصادی در در هر سه گروه از کشورها دارد. اثر دموکراسی بر آزادی اقتصادی در کشورهای عضو OECD مثبت و معنادار است؛ اما در کشورهای NONOECD و با توجه به روش اولین تفاضل، رابطه بین این دو عامل منفی و معنادار است

طبقه‌بندی JEL: D31, D72

واژه‌های کلیدی: ازادی اقتصادی، نابرابری درآمد، دموکراسی، رشد اقتصادی

۱. مقدمه

یکی از مسائل مهم مطرح شده در بحث آزادسازی اقتصادی، اثرات منفی این عامل بر شاخص‌های عدالت اجتماعی چون نابرابری درآمد است. بسیاری از مخالفان آزادسازی اقتصادی، به کارکرد مکانیزم قیمت‌ها و تشویق انگیزه‌های فردی برای پیشبرد اقتصاد باور دارند و در گاهی موارد (در تعادل نهایی و تحت شرایطی) نیز به امکان وجود اقتصاد بازار در کنار تحقق عدالت صحه گذاشته‌اند؛ اما بیان می‌کنند که گذار از اقتصادی دستوری به اقتصاد آزاد، صدمات و زیان‌های جدی به قشرهایی از جامعه وارد می‌کند که توانایی لازم برای خنثی‌سازی این آثار سوء دوران گذار را ندارند. بااین‌وجود مطالعات زیادی بیان می‌کنند که آزادی اقتصادی منجربه رشد اقتصادی می‌شود (گوارتنی و همکاران[۱]، ۱۹۹۹؛ دی‌هان و استورم[۲]، ۲۰۰۰؛ اسکولی[۳]، ۲۰۰۲؛ دی‌هان و همکاران، ۲۰۰۶؛ جاستیسن[۴]، ۲۰۰۸؛ ویلیامسون و مترز[۵]، ۲۰۱۱). برای مثال گوارتنی و همکاران (۱۹۹۹) بیان می‌کنند که اکثر نهادهای سازگار با بازار[۶] (که از طریق حقوق مالکیت بیشتر، آزادی بیشتر برای مبادلات اقتصادی و تنظیم مقررات کمتر شناخته می‌شوند) از طریق تسهیل نوآوری و کارآفرینی، فعالیت اقتصادی را افزایش می‌دهند.

گرچه مزایای بهره‌مندی از آزادی‌های اقتصادیِ بیشتر، کاملاً ملموس است، هنوز هم درجه‌های مختلفی از آزادی اقتصادی مشاهده می‌شود؛ به‌گونه‌ای که برخی از کشورها (بسیاری از کشورهای صنعتی چون آمریکا و آلمان) به‌طور قابل توجهی آزادتر از دیگر کشورها (بسیاری از کشورهای کمتر توسعه یافته و بازارهای نوظهور مثل آفریقا، آسیا و آمریکای لاتین چون نیجریه، چین، برزیل و ونزوئلا) هستند (گوارتنی و همکاران، ۲۰۱۴). مطالعات پیشین این تفاوت‌ها را به چند دلیل می‌دانند، که عبارتند از:

- تفاوت در توسعه دموکراسی: بدین معنی که کشورهای دموکرات‌تر اصولاً سیاست‌های اقتصادی سازگار با بازار را بیشتر تشویق می‌کنند (دی‌هان و استورم، ۲۰۰۳؛ رود و گوارتنی[۷]، ۲۰۱۲).

---

1. Gwartney et al
2. De Haan & Sturm
3. Scully
4. Justesen
5. Williamson & Mathers
6. Market-Friendly Institutions
7. Rode & Gwartney

- تفاوت در سرعت آزادسازی اقتصادی بین بخش‌های مختلف جهان: بدین معنی که الگوهای اصلاحات ارائه شده توسط رقبای اقتصادی بین‌المللی و سیاست‌های کشورهای همسایه می‌تواند در تسریع روند آزادی اقتصادی اثرگذار باشد (پیتلیک[۱]، ۲۰۰۷؛ گاسبنر و همکاران[۲]، ۲۰۱۱).
- تجربه بحران‌های اقتصادی که در نهایت اصلاحات سازگار با بازار را تشویق می‌کند (پیتلیک و ویرس[۳]، ۲۰۰۳).
- نفوذ ایده‌های دولت در تصمیم‌گیران اقتصادی (پوترافکی[۴]، ۲۰۱۰).
- تفاوت در متغیرهای فرهنگی- اجتماعی؛ به عنوان مثال فرهنگ‌هایی وجود دارد که در آنها ریسک‌پذیری بیشتر وجود داشته و احتمالاً از لحاظ اقتصادی آزاد بوده (جوهانسن و لنارتویز[۵]، ۱۹۹۸) و از سطح بالای دینداری برخوردار هستند، اما به دلیل پایین بودن اعتماد اجتماعی باز هم از زیان اقتصادی رنج می‌برند (بجورنسکوو[۶]، ۲۰۱۰؛ برگرین و بجورنسکوو[۷]، ۲۰۱۳).

با توجه به مطالب مذکور در مطالعه حاضر محققان نقش نابرابری درآمد را به عنوان یکی از تعیین کننده‌های آزادی اقتصادی مورد بررسی قرار می‌دهند. برای انجام این مهم ابتدا علیت هشیائو و تودا-یاماماتو برای بررسی جهت علیت بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. شماری از مطالعات پیشین که این رابطه را مورد بررسی قرار داده‌اند (برگرن[۸]، ۱۹۹۹؛ اسکولی، ۲۰۰۲؛ کارتر[۹]، ۲۰۰۶) بیان کرده‌اند که جهت علیت از آزادی اقتصادی به سمت نابرابری درآمد است (آپرجیس و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۴). برخی مطالعات دیگر بیان می‌کنند که جهت علیت از نابرابری درآمد به آزادی اقتصادی است و برای مقابله با اثرات درونزایی از تکنیک‌های اقتصادی مناسب استفاده می‌کنند (کریگر و مریریکز[۱۱]، ۲۰۱۶). برای مثال برگ و نیلسون[۱۲] (۲۰۱۰) بیان می‌کنند

---

1. Pitlik
2. Gassebner et al
3. Pitlik & Wirth
4. Potrafke
5. Johnson & Lenartowicz
6. Bjornskov
7. Berggren & Bjornskov
8. Berggren
9. Carter
10. Apergis et al
11. Krieger & Meierrieks
12. Bergh & Nilsson

که با استفاده از سیستم GMM می‌توان درونزایی، دقت و بازخورد آن را به خوبی کنترل کرد. در مرحله بعد و با تعیین شدن جهت علیت، اثرات بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در مرحله سوم اثرات دموکراسی و رشد اقتصادی بر رابطه بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی سنجیده و این موضوع بررسی می‌شود که آیا این دو عامل اثری بر ارتباط میان نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی دارند یا خیر.

با بررسی مطالعات داخلی انجام شده مشخص است که تاکنون ارتباط بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی مورد بررسی قرار نگرفته است؛ از این جهت تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات مشابه در موارد زیر خلاصه می‌شود: اولاً این مطالعه به بررسی اثرات نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی بر یکدیگر پرداخته است؛ ثانیاً برای بررسی این موضوع ابتدا با استفاده از روش‌های علیت هشائو و تودا-یاماماتو به بررسی ارتباط و جهت ارتباط بین این دو عامل پرداخته است؛ ثالثاً برای بررسی دقیق ارتباط بین عوامل مذکور متغیرهای دموکراسی و رشد اقتصادی نیز وارد شده‌اند، تا مشخص شود که آیا این عوامل اثری بر نحوه و میزان ارتباط بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی دارند یا خیر.

در ادامه مطالعه به صورت زیر دنبال می‌شود: در بخش دوم مبانی نظری ارائه شده است. در بخش متعاقب آن پیشینه تحقیق در دو زیربخش مطالعات خارجی و داخلی ارائه شده است. در بخش‌های چهارم و پنجم روش و یافته‌های تحقیق ارائه شده است و در نهایت در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی آورده شده است.

۲. مبانی نظری

به عنوان نقطه شروع کنش متقابل بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی، به مدل آکیموگلو و همکاران[1] (۲۰۰۵) مراجعه می‌کنیم. این محققان بیان می‌کنند که ترتیب قرار گرفتن مؤسسات اقتصادی از طریق اعمال قدرت سیاسی گروه‌های مختلف اجتماعی (به‌گونه‌ای که گروه‌های با قدرت بیشتر با احتمال بیشتری چینش مؤسسات را به نفع خود قرار خواهند داد) تعیین می‌شود. آکیموگلو و همکاران (۲۰۰۵) بین قدرت سیاسی ناشی از مؤسسات[2] و قدرت سیاسی ناشی از قدرت اقتصادی[3] تمایز قائل می‌شود. قدرت سیاسی ناشی از مؤسسات به طراحی مؤسسات سیاسی یک کشور اشاره دارد؛ درحالی‌که قدرت

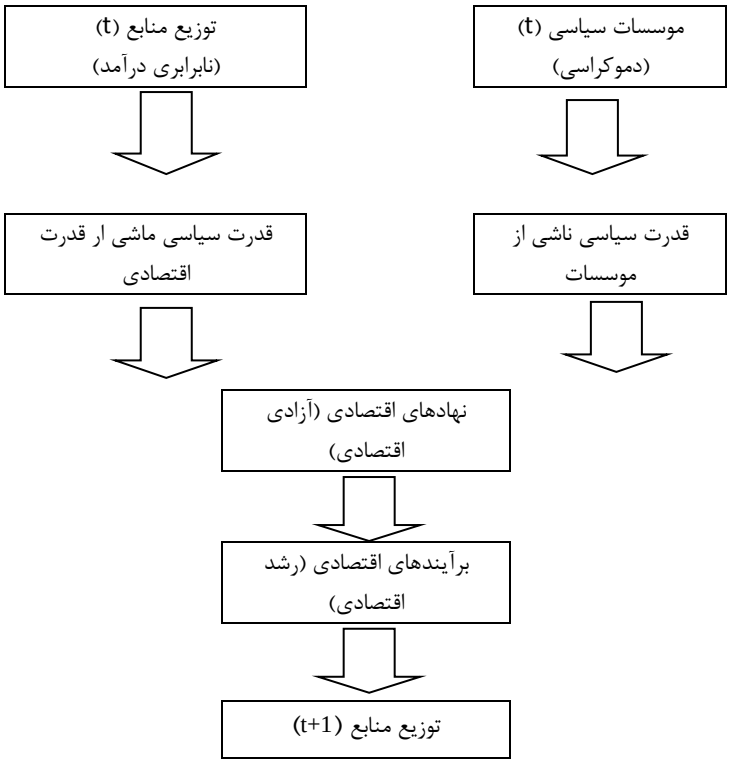
[1]. Acemoglu et al
[2]. De Jure Political Power
[3]. De facto Political Power

سیاسی ناشی از قدرت اقتصادی به شرایط اقتصادی یک کشور و نحوه توزیع منابع اشاره دارد. نمودار (۱) بر اساس مطالعه آکیموگلو و همکاران (۲۰۰۵) رسم شده است. اول اینکه توزیع منابع (نابرابری) تعیین کننده دسترسی به قدرت سیاسی ناشی از قدرت اقتصادی است؛ بدین معنی که دسترسی بیشتر به منابع توزیع شده در اقتصاد منجربه قدرت سیاسی بالاتر ناشی از قدرت اقتصادی خواهد شد. دوم اینکه قدرت سیاسی ناشی از قدرت اقتصادی برای نفوذ در طراحی مؤسسات اقتصادی به نفع کسانی که دستیابی بیشتری به منابع اقتصادی دارند، به کار می‌رود. سوم اینکه طراحی مؤسسات اقتصادی منجربه تعیین عملکرد اقتصادی شده و در نتیجه رشد اقتصادی برآیند نهایی کنش متقابل بین نابرابری درآمد و مؤسسات سیاسی است. نهایتاً رشد اقتصادی توزیع منابع و طراحی مؤسسات سیاسی را در دوره‌های آتی تحت تأثیر قرار می‌دهد. بااین‌وجود آکیموگلو و همکاران (۲۰۰۵) بیان می‌کنند که گرچه مؤسسات سیاسی و توزیع منابع از طریق برآیندهای گذشته اقتصاد تحت تأثیر قرار خواهند گرفت، اما درهرحال تمایل دارند تا متغیرهای حالت باقی بمانند؛ بدین معنی که این متغیرها در سطح بالایی ماندگار هستند.

آکیموگلو و همکاران (۲۰۰۵) بیان می‌کنند که:

«دو منبع برای ماندگاری و تداوم وجود دارد: اول اینکه نهادهای سیاسی پایدار بوده و نوعاً برای ایجاد یک تغییر بزرگ در توزیع قدرت، تغییری در نهادهای سیاسی لازم است. دوم اینکه وقتی یک گروه نسبت به باقی ثروتمند هستند، این ثروت قدرت سیاسی ناشی از قدرت اقتصادی را افزایش داده و وی را قادر می‌سازد تا مؤسسات اقتصادی و سیاسی را درجهت مطلوب خود تغییر دهد؛ که این خود باعث می‌شود تا در آینده فاصله ثروت بیشتر شود.»

نمودار ۱. رابطه بین نابرابری درآمد، دموکراسی و آزادی اقتصادی



مأخذ: مطالعه کریگر و مریریکز (۲۰۱۶)

۲-۱. منافع نخبگان و آزادی اقتصادی

حال سؤال این است که تمایل کسانی که در صدر اقتصاد هستند (همان کسانی که در نهایت عمده قدرت سیاسی ناشی از قدرت اقتصادی را در اختیار دارند) به چه سمتی است؟ برای مثال سطوح بالاتر آزادی اقتصادی نیازمند دستیابی به بازارهای بزرگ‌تر است و این به‌طور بالقوه به نفع نخبگان است؛ اما در واقعیت نخبگان ممکن است طرفدار سطوح آزادی اقتصادی در سطح پایینی باشند تا از این طریق از منافع اقتصادی خود در مقابل تهدیدهای باقوه نوآوری و رقابت حفاظت کنند. چراکه نوآوری و رقابت دو عاملی هستند که از آزادی اقتصادی نشأت می‌گیرند و سهم بازاری و منافع تجاری متعلق به نخبگان را کاهش می‌دهند. راجان و زینگالس[1] (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که مقامات صنعتی مخالف سیاست‌های اقتصادی لیبرال هستند (آزادی تجاری و مالی)، زیرا چنین سیاست‌هایی

[1]. Rajan & Zingales

منجربه افزایش رقابت (داخلی و بین‌المللی) شده و در نتیجه موقعیت بازاری مقامات مذکور را به خطر می‌اندازد. رقابت بیشتر همچنین دستیابی به رانت‌های اقتصادی برای نخبگان را مشکل‌تر و هزینه‌برتر می‌نماید (نسبت به حالت انحصاری آن).

اگر قرار باشد که هزینه‌های سطوح بالاتر آزادی اقتصادی (مثل زیان ناشی از از دست دادن رانت به دلیل رقابت) منافع نخبگان را از بین ببرد؛ یک نخبه عاقل سطوح پایین‌تر آزادی اقتصادی، حتی به قیمت کاهش رشد اقتصادی، را ترجیح می‌دهد. شواهد تاریخی نیز حاکی از این است که نخبگان معمولاً آزادی اقتصادی محدود را به بازارهای آزاد ترجیح می‌دهند. برای مثال اینگرمن و اسکولوف[1] (۲۰۰۰) تفاوت‌های بلندمدت در توسعه اقتصادی و نهادی بین آمریکای شمالی و جنوبی را به نقش بیشتر نخبگان در آمریکای لاتین مرتبط می‌داند و بیان می‌کند که آنها آزادی اقتصادی را محدود کردند.

۲-۲. قدرت سیاسی ناشی از قدرت اقتصادی و آزادی اقتصادی

چگونه نخبگان می‌توانند آزادی اقتصادی را محدود کنند؟ مدل ارائه شده توسط آکیموگلو و همکاران (۲۰۰۵) بیان می‌کند که نفوذ نخبگان در آزادی اقتصادی از طریق اعمال قدرت سیاسی ناشی از قدرت اقتصادی ایجاد می‌شود، که این خود ریشه در دسترسی بالا به توزیع منابع اقتصادی دارد. مثال‌هایی از این موارد از مطالعات مرتبط در ادامه آورده شده است:

- سوء استفاده از نهادهای قانونی و نظارتی (به عنوان مثال دادگاه‌ها) از طریق رشوه و دیگر انواع پرداخت به قضات و دیگر ادارات عمومی: گلیسر و همکاران[2] (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که یک فرد ثروتمند به راحتی می‌تواند پرداخت‌های بالا را پیشنهاد دهد و از این طریق قانون و تصمیمات قانونی را به نفع خود و به ضرر آزادی اقتصادی تغییر دهند.
- در اختیار داشتن رسانه جمعی: پیتروا[3] (۲۰۰۸) بیان می‌کند که فرد ثروتمند می‌تواند از طریق کنترل رسانه‌های جمعی و نفوذ بر عقاید عموم به نفع خود، اثر رشد نابرابری درآمد بر سیاست‌های ترجیحات عمومی را تحت کنترل درآورد.
- سرمایه‌گذاری در حمایت از حقوق مالکیت خصوصی: سونین[4] (۲۰۰۳) بر این باور است که ثروتمندان می‌توانند از حقوق مالکی خصوصی حمایت کنند که این خود به

---

[1]. Engerman & Sokoloff
[2]. Glaeser et al
[3]. Petrova
[4]. Sonin

آنها اجازه می‌دهد تا حمایت عمومی ضعیفی از حقوق عمومی داشته و در نتیجه از امکانات اجاره و سلب مالکی بیشتری بهره‌مند شوند.

- تأمین مالی خشونت برونی برای فشار بر عوامل اقتصادی: آکیموگلو و همکاران (۲۰۰۵) بیان می‌کنند که ثروتمندان ممکن است از اسلحه، استخدام مزدوران، همکاری ارتش، یا تظاهرات اقتصادی مسالمت‌آمیز با هزینه بالا، برای تحمیل خواسته‌های خود به جامعه (با در نظر گرفتن طراحی نهادهای اقتصادی) بهره ببرند.
- خرج درآمد ناشی از رانت‌های موقعیتی برای مشارکت سیاسی در شکل‌دهی سیاست‌های مبادله (برای دستیابی به آزادانه‌ترین مبادله) بازارهای مالی: گروسمن و هلپمن[1] (۱۹۹۴) و راجان و زینگالس (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که نفوذ علایق گروه‌ها (لابی‌ها) ممکن است منجربه وضع تعرفه‌های سنگین برای حمایت از بازارهای داخلی (از رقابت خارجی) شده و منجربه توسعه کمتر مالی از طریق فرآیند سیاسی شود.

مسلماً نخبگان اقتصادی همواره بزرگ‌ترین پیشنهادها (بیشترین رشوه‌ها، بزرگ‌ترین کمک‌های سیاسی و ...) را به سیاستمداران، بوروکرات‌ها و دیگر افسران عمومی ارائه داده و به عنوان یک حداکثر کننده خودخواه فقط مطلوبیت خود را (به جای اجتماع) حداکثر می‌کند.

۲-۳. رابطه بین آزادی اقتصادی و نابرابری درآمد

گرچه بیان می‌شود که نابرابری درآمد بر آزادی اقتصادی اثرگذار است، اما ممکن است حالت عکس آن نیز رخ دهد. بدین معنی که آزادی اقتصادی هم می‌تواند بر نابرابری درآمد اثرگذار باشد؛ که این موضوع باید در تجربه و تحلیل‌های تجربی و نظری به دقت مورد بررسی قرار گیرد؛ چرا که طبیعت اثر آزادی اقتصادی بر نابرابری درآمد نامشخص است. دیدگاه خوش‌بینانه این است که آزادی اقتصادی از طریق تحریک نیروهای بازار، نابرابری را کاهش می‌دهد. برای مثال برگرن (۱۹۹۹) بیان می‌کند که فقرا انگیزه بیشتری برای استفاده از آزادی اقتصادی دارند (از طریق ایجاد تجارت جدید)؛ و این دلالت بر این دارد که آزادی اقتصادی بیشتر منجربه نابرابری کمتر خواهد شد. شواهد تجربی ارائه شده توسط برگرن (۱۹۹۹) و اسکولی (۲۰۰۲) بیانگر این موضوع هستند که سطوح بالاتر آزادی اقتصادی با نابرابری درآمد پایین‌تر سازگار است. همچنین کارتر (۲۰۰۶) به این نتیجه دست یافت که آزادی اقتصادی بیشتر منجربه نابرابری کمتر می‌شود. بااین‌وجود مطالعات دیگر استدلال می‌کنند که آزادی اقتصادی منجربه افزایش نابرابری درآمد

[1] Grossman & Helpman

می‌شود. به عنوان مثال آزادی اقتصادی بیشتر به‌طور نامناسبی می‌تواند منافع افراد نخبه‌ای را که بر فرصت‌های ناشی از آزادی اقتصادی سرمایه‌گذاری کرده‌اند، افزایش دهد و نابرابری بیشتری خلق کند (استورم و دی‌هان، ۲۰۱۵).

۳. پیشینه تحقیق

در بخش حاضر مطالعات انجام شده در زمینه آزادی اقتصادی و نابرابری درآمد در دو زیربخش مطالعات خارجی و داخلی ارائه شده است که در قسمت اول مطالعات خارجی و در قسمت دوم مطالعات داخلی ارائه شده است.

۳-۱. مطالعات خارجی

تاکنون تعداد اندکی از مطالعات به صورت جامع رابطه بین آزادی اقتصادی و نابرابری را در بین کشورها بررسی کرده و نتایج به دست آمده هم متفاوت است (بانیت و نیکولاو[1]، ۲۰۱۷). برگرن (۱۹۹۹) از ضرایب جینی مقطعی ارائه شده توسط دنینگر و اسکوئر[2] (۱۹۹۶) استفاده کرده و رابطه مذکور را در طول دوره ۱۹۷۵ تا ۱۹۸۵ برای ۶۶ کشور مورد بررسی قرار دادند. وی دریافت که سطح و تغییر ۱۰ سال اخیر در آزادی اقتصادی به ترتیب با نابرابری درآمد بیشتر و کمتر در سال ۱۹۸۵ مرتبط بوده است. البته نتایج وی به دلایل متعددی مورد انتقاد محققان واقع شد. اول اینکه اسکولی (۲۰۰۲) بیان کرد که ضرایب جینی غیرقابل مقایسه استفاده شده توسط برگرن منجربه تورش نتایج شده است. دوم اینکه کارتر (۲۰۰۶) این بحث را مطرح می‌کند که مدل برگرن از نظر جبری با یک مدل وقفه توزیعی هم‌ارز است که این تفسیر تخمین‌های ارائه شده برای اثرات کوتاه و بلندمدت آزادی اقتصادی بر نابرابری را تغییر داده و به ترتیب منفی و مثبت می‌گرداند.

اسکولی (۲۰۰۲) رابطه بین آزادی اقتصادی، رشد اقتصادی و نابرابری را در طی دوره ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۰ برای یک نمونه از ۲۶ کشور که اکثراً توسعه یافته بودند، مورد بررسی قرار داد. اسکولی از مجموعه‌ای از متغیرهای دامی[3] برای کنترل تورش‌های سیستماتیک بالقوه[4] از مفاهیم ضریب جینی متعدد بهره برد. نتایج این مطالعه نشان داد که آزادی اقتصادی اثرات مستقیم منفی بر نابرابری دارد، اما اثرات غیرمستقیم آن از طریق رشد،

---

[1]. Bennett & Nikolev
[2]. Deininger & Squire
[3]. Dummy Variables
[4]. Potential Systemic Biases

مثبت است. به‌علاوه تئوری اقتصادی ارائه شده در این مطالعه بیانگر این است که مؤسسات سازگار با آزادی اقتصادی، سرمایه‌گذاری را تشویق می‌کنند و مطالعات بسیاری نیز به صورت تجربی رابطه مثبت بین دو متغیر را تأیید کرده‌اند (داوسون[1]، ۱۹۹۸؛ گوارتنی و همکاران، ۲۰۰۶).

کلارک و لاوسون[2] (۲۰۰۸) نابرابری را به عنوان تابعی از آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی پیش‌بینی شده، مدلسازی نمودند. آنها ضرایب جینی را از سایت داده‌های شاخص‌های توسعه جهانیِ بانک جهانی برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ استخراج کردند و به‌طور میانگین ۴ شاخص EFW منطقه‌ای را برای دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۲ مورد استفاده قرار دادند. نتایج این مطالعه برای ۶۶ کشور حاکی از رابطه منفی بین EFW و نابرابری بود. جمع‌آوری داده از ضرایب جینی بانک جهانی بسیار محدود است، آنچنان‌که کیفیت و قابل مقایسه بودن معیارهای نابرابری بسیار جای تردید دارد. بنابراین نتایج این مطالعه را باید با احتیاط زیادی تفسیر کرد. به‌علاوه کلارک و لاوسون (۲۰۰۸) از نوعی از مدل 2SLS دو مرحله‌ای استفاده کردند که برای تخمین اثر کل EFW بر نابرابری در مرحله دوم، EFW را از رگرسیون رشد مرحله اول خارج می‌کرد. به‌طور سنتی مدل‌های 2SLS شامل همه متغیرهای برونزا در رگرسیون مرحله اول بوده و اثر کل را می‌توان از طریق اضافه کردن اثرات مستقیم و غیرمستقیم تخمین زد (اسکولی، ۲۰۰۲).

استورم و دی‌هان (۲۰۱۵) بیان کردند که نتایج مطالعات قبل ممکن است تورش‌دار باشد، چرا که معیار آزادی اقتصادی اغلب شامل توزیع مجدد درآمد از طریق بخش دولتی و تورم شده است. آنها فرضیه خود را با استفاده از درآمد ناخالص (قبل از مالیات و انتقالات) و ضرایب جینی مورد بررسی قرار دادند و برای انجام این مهم نمونه‌ای از ۱۰۸ کشور در طی بازه زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۰ را انتخاب کردند. نتایج این مطالعه نشان داد کهبا استفاده از تخمین‌گر اثرات ثابت، آزادی اقتصادی هیچ اثری بر نابرابری ندارد. بنیت و کیبولا[3] (۲۰۱۵) با استفاده از روش OLS به این نتیجه دست یافتند که EFW به‌طور مثبت با نابرابری وابسته است، اما این وابستگی از نظر آماری معنادار نیست.

آپرجیس و کورای[4] (۲۰۱۵) از روش هم‌جمعی برای بررسی رابطه بین آزادی اقتصادی و نابرابری استفاده کردند. نتایج این مطالعه حاکی از وجود رابطه منفی بلندمدت بین این

---

1. Dawson
2. Clark & Lawson
3. Bennett & Cebula
4. Apergis & Cooray

دو عامل بود. به‌علاوه این محققان از رگرسیون پانل انتقال ملایم[1] برای بررسی رابطه بالقوه غیرخطی بین نابرابری و آزادی اقتصادی استفاده کرده و به این نتیجه دست یافتند که در سطح کمتر از حد آستانه رابطه بین این دو عامل مثبت و در سطح بالاتر از حد آستانه این رابطه منفی است.

همه مطالعات بررسی شده در بالا معیارهای مختلفی برای بررسی رابطه بین نابرابری و آزادی اقتصادی به کار برده‌اند. همچنین از مقیاس‌های اقتصادی مختلف، نمونه‌های مختلف کشوری و دوره‌های زمانی متفاوت بهره برده‌اند؛ که این منجربه دستیابی به نتایج مختلف و بعضاً متضاد شده است.

۳-۲. مطالعات داخلی

رزمی و همکاران (۱۳۸۸) اثر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی را با رویکرد مکتب نهادگرا مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه برای بررسی بهتر اثر نهادهای موجود در کشورها بر روی رابطه بین آزادی و رشد، کشورها به سه دسته کشورهای با کیفیت نهادی بالا، متوسط و پایین طبقه‌بندی شدند. نتیجه نشان دهنده رابطه مثبت آزادی و رشد اقتصادی با توجه به کارایی نهادهای موجود در هر جامعه بود. دو زیرشاخص «امنیت حقوق مالکیت و ساختار قضایی» و «قانون کار و تجارت و بازار اعتبار»، از زیرشاخص‌های شاخص کلی آزادی اقتصادی موسسه فریزر که به عنوان نماینده آزادی اقتصادی در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته بود، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشتند.

پاداش و همکاران (۱۳۹۰) به تبیین رشد اقتصادی ایران با رویکرد نهادی پرداختند و در این مسیر نقش آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی و فساد را بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار دادند. نتایج رگرسیون‌های برآورد شده، حاکی از آن بود که نهادها در رشد اقتصادی ایران اثرگذار هستند. هنگامی‌که نقش عامل سرمایه انسانی در کنار نقش نهادها آزمون می‌شود، این نتیجه به دست می‌آید که سرمایه انسانی هم بر رشد اقتصادی ایران اثر معناداری دارد.

رحمانی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر آزادی اقتصادی بر نوسانات اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه پرداختند. این مطالعه برای اندازه‌گیری نوسانات اقتصادی از دو شاخص "انحراف معیار رشد تولید ناخالص داخلی" و "نوسانات تولید ناخالص داخلی" استفاده کرده و برای سنجش آزادی اقتصادی نیز شاخص موسسه فریزر را مورد استفاده قرار داده است. برآورد الگوها با استفاده از داده‌های مقطعی و تلفیقی

[1]. Panel Smooth Transition Regression

بیانگر این بود که افزایش مقدار شاخص آزادی اقتصادی موجب کاهش نوسانات اقتصادی می‌شود.

شاه‌آبادی و بهاری (۱۳۹۳) به بررسی اثر ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب توسعه‌یافته و درحال توسعه پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی از وجود اثر مثبت و به لحاظ آماری معنادار هر دو متغیر شاخص ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه بود.

ادیب‌پور و محمدی ویایی (۱۳۹۵) اثر فساد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد را مورد بررسی قرار دادند. این مقاله به بررسی اثر فساد اقتصادی بر ضریب جینی به عنوان شاخص نشان دهنده توزیع درآمد در دو گروه از کشورهای با درآمد بالا شامل آلمان، فرانسه، ایتالیا، کانادا، ژاپن و با درآمد متوسط شامل ایران، ترکیه، هند، مالزی و چین پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد الگوی داده‌های تلفیقی نشان داد که فساد اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی دارد. بدین معنا که با افزایش فساد اقتصادی در هر دو گروه از کشورها، نابرابری اقتصادی افزایش خواهد یافت. افزون بر این اثر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در کشورهای با درآمد بالا منفی و برای کشورهای با درآمد متوسط مثبت است. مالیات نیز اثر منفی بر نابرابری درآمدی برجای گذاشته است؛ درحالی‌که بیکاری موجب افزایش نابرابری درآمد شده است.

۴. روش تحقیق

در این تحقیق به منظور تقویت نتایج، از آزمون‌های علیت گرنجری، تودا و یاماماتو[1] و هشیائو استفاده می‌شود و سپس نتایج این دو روش با یکدیگر مقایسه می‌شود.

۴-۱. آزمون علیت گرنجری

برای انجام آزمون علیت گرنجری روابط زیر به صورت جداگانه برای کشورهای OECD، NON-OECD و ترکیب کشورهای مذکور تخمین زده می‌شود و سپس از آزمون والد برای بررسی رابطه علیت کمک گرفته می‌شود:

$$GINI_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \delta_j GINI_{it-1} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j EF_{it-1} + \xi_{it} \quad (۱)$$
$$EF_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \eta_j GINI_{it-1} + \sum_{j=1}^{n} \emptyset_j EF_{it-1} + \xi_{it}$$

آزمون والد:

[1]. Toda and Yamamoto Causality Test

$$\begin{cases} H_0: & \gamma_j=0 \quad j=1.2.....n \\ H_1: & \gamma_j\neq 0 \quad j=1.2.....n \end{cases} \qquad (۲)$$

$$\begin{cases} H_0: & \eta_j=0 \quad j=1.2.....n \\ H_1: & \eta_j\neq 0 \quad j=1.2.....n \end{cases} \qquad (۳)$$

رد فرضیه صفر در آزمون والد در رابطه (۲) بیانگر وجود یک رابطه علّی از آزادی اقتصادی به ضریب جینی است. همچنین رد فرضیه صفر در آزمون والد در رابطه (۳) بیانگر وجود یک رابطه علّی از ضریب جینی به آزادی اقتصادی است.

۴-۲. آزمون علّیت تودا و یاماموتو

تودا و یاماموتو (۱۹۹۵)، یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل VAR تعدیل یافته، برای بررسی رابطه علّیت گرنجری پیشنهاد دادند. آن‌ها استدلال کردند که این روش حتی در شرایط وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر می‌باشد. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR (k) و سپس درجه هم‌گرایی ماکزیمم (dmax) را تعییین کرد و یک مدل VAR را با تعداد وقفه‌های (k+dmax) تشکیل داد. البته فرآیند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود. پس اگر مدل دو متغیره زیر را در صورتی که k+dmax=2 در نظر گرفته شود، خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} x_{1.t} \\ x_{2.t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_{1.t-1} \\ x_{2.t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_{1.t-2} \\ x_{2.t-2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1.t} \\ e_{2.t} \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

به عنوان مثال، برای آزمون این فرضیه که X_2 علّت گرنجر X_1 نیست، محدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = 0$ آزمون می‌شود. آماره آزمون مورد استفاده، آماره والد است، که توزیع خی‌دو مجانبی[1] با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر دارد. آماره آزمون مورد استفاده جدای از این که متغیرهای X_{1t} و $X_{2,t}$ هم‌گرا[2] از هر درجه‌ای، غیر هم‌جمع یا هم‌جمع از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود.

۴-۳. آزمون علّیت هشیائو

در طی سال‌های اخیر آزمون‌های علّیت گرنجر، از نظر ایرادات وارد برآن، کنار گذاشته شده و از آزمون‌های علّیت جدیدی استفاده می‌شود. هشیائو یک روش خودرگرسیونی سیستماتیک برای انتخاب طول وقفه بهینه برای هر کدام از متغیرهای معادله رگرسیونی

[1] Asymptotic
[2] Integrated

ارائه کرد. این روش در حقیقت ترکیب دو روش علّیت گرنجر و خطای پیش‌بینی نهایی آکائیک (AFPE) است، که به عنوان میانگین مربعات خطای پیش‌بینی نامیده می‌شود. روش و یا تکنیک آزمون علیت گرنجری تصحیح شده (هشیائو)، دو مرحله‌ای است. در مرحله اول مدل‌های خود رگرسیونی متغیر وابسته تخمین زده می‌شوند، به‌طوری‌که ابتدا متغیر وابسته بر روی همان متغیر با یک وقفه رگرس می‌شود. سپس رگرسیون با استفاده از دو وقفه متغیر وابسته برازش شده و همین‌طور ادامه پیدا می‌کند. در حقیقت در این گام، M رگرسیون به شرح زیر تخمین زده می‌شود:

$$x_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \, x_{t-i} + \xi_{it} \qquad (۵)$$

که در آن i از ۱ تا m بوده و نمایانگر طول وقفه است. انتخاب طول وقفه به اندازه نمونه و هم‌چنین ساختار اقتصادی متغیر بستگی دارد. برای تعیین m بهینه، بهتر است ابتدا طول وقفه را بزرگ انتخاب کنیم و سپس بعد از هر تخمین متناسب با (i = 1,2,…,m) m مقدار FPE را برای هر کدام از رگرسیون‌ها به صورت ذیل محاسبه کنیم:

$$FPE(m) = \frac{t+m+1}{t-m-1} ESS(m)/T \qquad (۶)$$

به‌طوری‌که در آن T بیانگر تعداد نمونه بوده و FPE و ESS به ترتیب خطای پیش‌بینی نهایی و مجموع مربعات خطا هستند. مقدار بهینه m (m*)، طول وقفه‌ای است که حداقل FPE را ایجاد کند. لذا در گام اول m* را تعیین می‌کنیم و در گام دوم با استفاده از m* انتخاب شده، رگرسیون متناسب با آن تخمین زده می‌شود. اما این بار متغیر دیگر اضافه شده و فرآیند تکرار تخمین با در نظر گرفتن m* ثابت و تکرار وقفه (n) برای متغیر جدید انجام خواهد گرفت. به عبارت دیگر، انتخاب طول وقفه بهینه برای متغیر جدید، همانند فرآیند گام اول تکرار خواهد شد. لذا رگرسیون‌های تکراری به شکل زیرخواهند بود:

$$x_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m^*} \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_i y_{t-j} + \xi_{2.t} \qquad (۷)$$

تکرار تا جایی که j از ۱ تا n تغییر کرده، انجام می‌پذیرد، که در آن n نمایانگر طول وقفه برای متغیر y_t است. بنابراین، طول وقفه بهینه n (n*)، جایی است که FPE زیر حداقل شود:

$$FPE(m^*.n) = \frac{t+m^*+1}{t-m^*-1} ESS(m^*.n)/T \qquad (۸)$$

به‌طوری که در رابطه فوق، *m طول وقفه بهینه برای متغیر xt و n طول وقفه متغیر y_t است. همچنین تعداد نمونه T است. اگر FPE(*m) را بدست آورده و سپس آن را با FPE متناسب با *n و *m را که دربرگیرنده متغیر yt نیز می‌باشد، مقایسه شود؛ نتایج به شرح زیر خواهد بود:

$$FPE(\mathrm{m}^*) < FPE(\mathrm{m}^*.\mathrm{n}^*) \overset{not}{\Rightarrow} X \qquad (۹)$$

$$FPE(\mathrm{m}^*) > FPE(\mathrm{m}^*.\mathrm{n}^*) \Rightarrow X \qquad (۱۰)$$

به عبارت بهتر، در حالت معادله (۹)، x علّیت y نبوده و نمی‌تواند تغییرات آن را سبب شود، ولی در حالت معادله (۱۰)، x می‌تواند علّت y بوده و تغییرات آن را توجیه کند.

۴-۴. مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[1]

کاربرد روش GMM اولین بار توسط کاسلی و همکاران[2] (۱۹۹۶) انجام شد. آنها از این روش برای برآورد مدل‌های رشد اقتصادی استفاده کردند. ساچز[3] (۲۰۰۳) بر این باور است که تعیین درآمد سرانه را باید از با استفاده از مدل‌های پویا انجام داد.

کاربرد روش GMM داده‌های تابلویی مزیت‌های فراوانی چون وارد کردن ناهمسانی فردی و اطلاعات بیشتر و حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی را دارا می‌باشد؛ که منجربه ایجاد تخمین‌های دقیق‌تر، کاراتر و دارای هم‌خطی کمتر می‌شود. روش GMM برای داده‌های تابلویی پویا هنگامی به کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی بیش از تعداد سال‌ها باشد. به‌طورکلی روش GMM پویا نسبت به روش‌های دیگر مزایای زیر را دارد:

۱. حل مشکل درون‌زا بودن متغیرهای نهادی: یکی از مزیت‌های مهم این روش این است که تمام متغیرهای غیرهمبسته با جزء خطا می‌توانند به‌طور بالقوه یک متغیر ابزاری باشند (گرین[4]، ۲۰۰۸).

۲. کاهش هم‌خطی: کاربرد متغیرهای وقفه‌دار وابسته منجربه از بین رفتن هم‌خطی در مدل می‌شود.

۳. حذف متغیرهای ثابت در طول زمان: با استفاده از این روش می‌توان بسیاری از عوامل اثرگذار مانند فرهنگ، قومیت، مذهب و ... را، که ثابت بوده اما اثرات زیادی بر

---

1. Generalized Method of Moments
2. Caselli et al
3. Sachs
4. Green

درآمد سرانه و سطح توسعه هر کشوری دارند، از مدل حذف کرد. چراکه از نظر بالتاجی[1] (۲۰۰۸) وجود چنین متغیرهایی در مدل، منجربه ایجاد تورش در تخمین مدل می‌شود و باید با تفاضل‌گیری این متغیرهای را حذف نمود.

۴. افزایش بعد زمانی متغیرها: استفاده از بعد زمانی سری زمانی این امکان را ایجاد می‌کند که اثرگذاری همه عوامل مهم و غیرقابل مشاهده که در طی زمان ثابت بوده و منجربه تفاوت‌های بین کشوری در درآمد سرانه و رشد اقتصادی می‌شوند؛ در مدل لحاظ شود (هشیائو[2]، ۲۰۰۳).

۵. یافته‌های تحقیق

مطالعه حاضر به بررسی رابطه بین آزادی اقتصادی و نابرابری درآمد برای ۹۰ کشور OECD و NONOECD در بازه زمان ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ پرداخته است. در این راستا بخش حاضر در چند قسمت نتایج تخمین‌های قسمت‌های مختلف را ارائه کرده است که در ادامه ابتدا آزمون‌های ریشه واحد، سپس آزمون‌های علیت و در نهایت نتایج تخمین مدل GMM آورده شده است.

۵-۱. آزمون‌های ریشه واحد

در این قسمت ابتدا کشورهای مورد بررسی به دو دسته کشورهای OECD [3] و Non-OECD [4] تقسیم شده است. نتایج حاصل از تخمین های ریشه واحد در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج حاصل از تخمین آزمون ریشه واحد

سطح					
ناحیه	متغیر	LLC	IPS	ADF	PP
OECD	GINI	-۶/۹۰*	-۵/۳۳*	۱۳۸/۲۵۱*	۱۵۳/۷۱۷*
	EF	-۲/۰۸*	-۶/۸۳*	۳۴۱/۸*	۲۰۰۷/۷*
	GDP	-۲/۴۱۵	۲/۵۱	۳۱/۳۹	۲۵/۹۰

[1]. Baltagi
[2]. Hsiao
[3]. این کشورها عبارتند از اتریس، بلژیک، کانادا، دانمارک، فرانسه، آلمان، یونان، ایسلند، ایرلند، لوکزامبورگ، هلند، نروژ، پرتغال، اسپانیا، سوئد، سوئیس، ترکیه، انگلیس، آمریکا، ایتالیا، ژاپن، نیوزیلند، فنلاند، استرالیا، جمهوری چک، مجارستان، مکزیک، کره جنوبی، لهستان، جمهوری اسلواکی
[4]. در مجموع ۵۶ کشور به عنوان کشورهای غیرعضو در نظر گرفته شده‌اند که ایران نیز یکی از این کشورها است.

	DE	-۳/۲۷*	-۲/۳۸*	۴۱/۱۵*	۵۴/۸۵*
NON-OECD	GINI	-۶/۲۹*	-۳/۳۰*	۱۶۶/*۸	۱۷۵/۶*
	EF	-۲/۲۳	-۶/۶۱*	۴۳۳/۷۹*	۱۶۷۲/*۸
	GDP	۲/۵۸	۸/۰۱	۳۱/۹۱	۲۴/۶۴
	DE	-۲/۴۲	-۰/۱۲	۶۳/۵۸	۷۰/۸۶
ALL	GINI	-۹/۰۱*	-۵/۸۷*	-۳۰۵/۱۳*	۳۲۹/۳۶*
	EF	-۳/۰۶*	-۹/۴۰*	۷۷۵/۶۰*	۳۶۸۰/۵*
	GDP	۰/۸۲	۷/۸۸	۶۳/۳۱	۵۰/۵۵
	DE	**-۳/۷۳**	**-۱/۱۹**	**۱۰۴/۷۴**	**۱۲۵/۷۲**

مأخذ: محاسبات تحقیق

جداول فوق حاکی از آن است که آزمون های مختلف عمدتاً دلالت بر عدم وجود ریشه واحد در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای مقادیر متغیرها در سطح دارند. از سوی دیگر فرض وجود ریشه واحد برای تفاضل متغیرهای فوق الذکری که در سطح دارای ریشه واحد بودند، با قدرت رد می شود.

۵-۲. آزمون‌های علیت

در مطالعه حاضر از روش‌های علیت گرنجری، تودا و یاماماتو و هشیائو استفاده شده و سپس نتایج این دو روش با یکدیگر مقایسه می‌شود. در آزمون‌های علیت گرنجری و تودا و یاماموتو یک رابطه دو طرفه بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی در بین کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، همچنین کشورهای غیرعضو برقرار است؛ همچنین اگر کلیه کشورهای عضو و غیر عضو را یک مجموعه در نظر بگیریم، کماکان رابطه علی دو طرفه بر قرار است؛ اما آزمون علیت هشیائو رابطه دو طرفه میان نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی را رد می‌کند. در واقع این آزمون، رابطه علّی از سمت نابرابری به آزادی اقتصادی را در بین کشورهای عضو سازمان را می‌پذیرد؛ اما در کشورهای غیر عضو (و همچنین مجموعه کل) رد می‌شود. همچنین رابطه علّی یک طرفه از آزادی اقتصادی به نابرابری درآمد در بین کشورهای غیر عضو سازمان (و همچنین مجموعه کل) را می‌پذیرد؛ اما در کشورهای عضو سازمان رد می‌کند. این نتیجه با نتیجه به دست آمده از مطالعه استورم و دی‌هان (۲۰۱۵) که نشان دادند نابرابری درآمد تابعی از آزادی اقتصادی نیست و همچنین با نتیجه به دست آمده از مطالعه کارتر (۲۰۰۶) و برگ و نیلسون (۲۰۱۰) که نشان دادند آزادی اقتصادی بر نابرابری درامد اثرگذار است؛ همخوانی دارد.

همچنین آزمون‌های علیت از رشد اقتصادی به نابرابری درآمد و از رشد اقتصادی به آزادی اقتصادی نیز بررسی شده است. آزمون‌های علیت گرنجری و آزمون علیت تودا و یاماتوتو نشان می‌دهد که رشد اقتصادی علیت نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی در بین کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، همچنین کشورهای غیرعضو است؛ همچنین اگر کلیه کشورهای عضو و غیر عضو را یک مجموعه در نظر بگیریم، کماکان رابطه علی بر قرار است؛ اما آزمون علیت هشیائو این رابطه را تأیید نکردند. دستیابی به چنین نتایج متفاوتی می‌تواند به دلیل تفاوت در روش‌های تحلیلی باشد. برای مثال گرچه در مطالعه حاضر ما علاقه‌مند به بررسی رابطه کلی بین آزادی اقتصادی و نابرابری درآمد هستیم، اما برگ و نیلسون (۲۰۱۰) به جنبه‌های خاص آزادی اقتصادی و اثرات نسبی آنها بر نابرابری درآمد علاقه‌مند هستند.

لازم است دو نکته در مورد تجزیه و تحلیل علیت ذکر شود. اول آنکه شواهد علیت گرنجری باید نسبتاً با احتیاط ارزیابی شود؛ زیرا اتکای مفاهیم علیت حول مفاهیم آماری است (تا یک مفهوم فلسفی). پذیرش فرض صفر میبن آن است که با استفاده از اطلاعات داده‌ای دیگر، نمی‌توان پیش بینی متغیر را بهبود داد؛ در حالی که رد فرض صفر، بر عملکرد بهتر پیش‌بینی دلالت می‌کند. دوم آنکه رد فرض علیت، ممکن است به دلیل متغیرهای حذف شده باشد (کریگر و مریریکز ، ۲۰۱۶). به عنوان مثال، $EF \Rightarrow GINI$ برای یک سیستم دو متغیره ممکن است درست باشد، اما لزوماً برای یک سیستم چند متغیره درست نیست. برای بررسی دقیق‌تر باید متغیرهای بیشتری به مدل اضافه شود. در این راستا، در قالب یک مدل GMM و با اضافه کردن متغیرهای بیشتری به الگو، به بررسی اثرات متقابل نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی پرداخته می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون علّیت گرنجری

آزمون علیت	ناحیه	فرضیه صفر	آماره F	نتیجه
آزمون علیت گرنجری	OECD	$EF \not\rightarrow GINI$	۵/۸۷ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GINI \not\rightarrow EF$	۱۳/۴۳ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.

		$GDP \nrightarrow GINI$	۳/۴۵ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GDP \nrightarrow EF$	۴/۶۸ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.
	NON-OECD	$EF \nrightarrow GINI$	۳/۱۲ (۰/۰۴)	فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GINI \nrightarrow EF$	۵/۲۷ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GDP \nrightarrow GINI$	۳/۸۱ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GDP \nrightarrow EF$	۴/۵۶ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.
	ALL	$EF \nrightarrow GINI$	۳/۵۹ (۰/۰۲)	فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GINI \nrightarrow EF$	۱۹/۶۷ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GDP \nrightarrow GINI$	۳/۶۴ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GDP \nrightarrow EF$	۴/۴۵ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.
آزمون علیت تودا و یاماتوتو	OECD	$EF \nrightarrow GINI$	۷/۲۱ (۰/۰۲)	فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GINI \nrightarrow EF$	۳۸/۵۵ (۰/۰۰)	فرضیه صفر رد می‌شود.

		$GDP \nrightarrow GINI$	۴/۶۲ (۰/۰۰)		فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GDP \nrightarrow EF$	۳/۶۶ (۰/۰۰)		فرضیه صفر رد می‌شود.
	NON-OECD	$EF \nrightarrow GINI$	۶/۳۵ (۰/۰۴)		فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GINI \nrightarrow EF$	۱۱/۰۲ (۰/۰۰)		فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GDP \nrightarrow GINI$	۳/۸۲ (۰/۰۰)		فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GDP \nrightarrow EF$	۵/۰۴ (۰/۰۰)		فرضیه صفر رد می‌شود.
	ALL	$EF \nrightarrow GINI$	۱۱/۸۴ (۰/۰۰)		فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GINI \nrightarrow EF$	۲۶/۶۷ (۰/۰۰)		فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GDP \nrightarrow GINI$	۳/۳۴ (۰/۰۰)		فرضیه صفر رد می‌شود.
		$GDP \nrightarrow EF$	۵/۶۵ (۰/۰۰)		فرضیه صفر رد می‌شود.
آزمون علیت هشیائو			$FPE(m)$	$FPE(m^*, n)$	
	OECD	$EF \nrightarrow GINI$	۵۲۶	۵۲۸	فرضیه صفر رد نمی‌شود.

	$GINI \nrightarrow EF$	۲/۳۹	۲/۳۵	فرضیه صفر رد می‌شود.
	$GDP \nrightarrow GINI$	۲/۱۹	۲/۶۹	فرضیه صفر رد نمی‌شود.
	$GDP \nrightarrow EF$	۴/۸۷	۴/۶۶	فرضیه صفر رد نمی‌شود.
NON-OECD	$EF \nrightarrow GINI$	۹۰۶	۸۹۸	فرضیه صفر رد می‌شود.
	$GINI \nrightarrow EF$	۷/۱۷	۷/۷۹	فرضیه صفر رد نمی‌شود.
	$GDP \nrightarrow GINI$	۱۰/۱۳	۱۱/۵۴	فرضیه صفر رد نمی‌شود.
	$GDP \nrightarrow EF$	۴/۲۰	۵/۶۸	فرضیه صفر رد نمی‌شود.
ALL	$EF \nrightarrow GINI$	۸۲۲	۸۱۸	فرضیه صفر رد می‌شود.
	$GINI \nrightarrow EF$	۵/۴۶	۵/۹۲	فرضیه صفر رد نمی‌شود.
	$GDP \nrightarrow GINI$	۱۲/۵۸	۱۴/۶۳	فرضیه صفر رد نمی‌شود.
	$GDP \nrightarrow EF$	۹/۷۱	۱۰/۱۵	فرضیه صفر رد نمی‌شود.

مأخذ: محاسبات پژوهش

۵-۳. تخمین روابط نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی

برای بررسی دقیق اثر نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی بر یکدیگر، از متغیرهای کنترل دموکراسی و رشد اقتصادی (کریگر و مریریکز، ۲۰۱۶) استفاده شده است. تخمین عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد برای کشورهای عضو OECD، NONOECD و کلیه کشورها در جدول (۳) آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که:

اثر نابرابری درآمد دوره قبل بر نابرابری درآمد دوره بعد در هر سه گروه (کشورهای عضو OECD، NONOECD و کلیه کشورها) معنادار و مثبت است. آزادی اقتصادی اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد در کشورهای OECD دارد که در تطابق با یافته اسکولی (۲۰۰۲)، کلارک و لاوسون (۲۰۰۸) است. از طرفی، اثر آزادی اقتصادی در کشورهای NONOECD، مثبت است؛ که در تطابق با یافته‌های کارتر (۲۰۰۶) برگ و نیلسون (۲۰۱۰) است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود اثر آزادی اقتصادی بر نابرابری درآمد در کشورهای توسعه یافته و غیرتوسعه یافته متفاوت است؛ کارتر (۲۰۰۶) علت آن را در اثر غیرخطی آزادی اقتصادی بر نابرابری می‌داند.

از طرفی اثر دموکراسی بر نابرابری درآمد در هر سه گروه (کشورهای عضو OECD، NONOECD و کلیه کشورها) معنادار و مثبت است. همان‌طور که از نتایج مشخص است، علی‌رغم اثرات مثبت دموکراسی بر نابرابری درآمد، این اثرگذاری در کشورهای OECD بسیار بیشتر از کشورهای غیرعضو است. دلیل این امر را می‌توان افزایش رانت‌های نخبگان در نتیجه افزایش نابرابری دانست. آکموگلو و رابینسون[1] (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که نخبگان قادرند از طریق سرمایه‌گذاری در سطح کوچکتر، مسائل فعالیت همکارانه را حداقل کرده و منافع انتظاری بیشتری برای خود در نظر بگیرند و قراردادهای اقتصادی را از طریق لابی، رشوه و استفاده از نیروی مازاد، منعقد کنند. بااین‌حال رشد اقتصادی اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد در کشورهای OECD دارد، اما اثر آن در کشورهای NONOECD، مثبت است. این نتیجه نیز تا حدی می‌تواند متأثر از اثرات دموکراسی بر کشورها باشد. به عبارت دیگر در کشورهای با سطح دموکراسی پایین‌تر، رشد اقتصادی منجربه دستیابی نخبگان به رانت‌های اقتصادی شده و از این طریق منافع بیشتری کسب خواهند کرد و این نیز منجربه افزایش نابرابری خواهد شد. همچنین برانو و همکاران[2] (۱۹۹۸) بیان می‌کنند که اگر منفعت‌های رشد اقتصادی برای فقرا بیشتر از

---

[1]. Acemoglu & Robinson

[2]. Bruno

اغنیا باشد، آنگاه افزایش رشد منجر به کاهش نابرابری می‌شود؛ در مقابل اگر منفعت‌های رشد اقتصادی برای اغنیا بیشتر از فقرا باشد، آنگاه افزایش رشد منجر به افزایش نابرابری می‌شود. در این چارچوب به نظر می‌رسد که رشد اقتصادی در کشورهای OECD باعث بهبود وضعیت ثروتمندان نسبت به فقرا می‌شود اما در کشورهای در حال توسعه رشد اقتصادی باعث از بین رفتن فاصله طبقاتی و برابری درآمد خواهد شد.

جدول ۳. تخمین اثرات آزادی اقتصادی بر نابرابری درآمد

$$GINI_t = C_1 * GINI_{t-1} + C_2 * EF_t + C_3 * DE_t + C_4 * GDP_t$$

متغیر	OECD		NON-OECD		All	
	روش		روش		روش	
	متعامد	اولین تفاضل	متعامد	اولین تفاضل	متعامد	اولین تفاضل
GINIt-1	(۰/۰۰) ۰/۴۰	(۰/۰۰) ۰/۳۵	(۰/۰۰) ۰/۲۳	(۰/۰۰) ۰/۲۳	(۰/۰۰) ۰/۲۵	(۰/۰۰) ۰/۲۶
EF	(۰/۰۰) -۰/۸۴	(۰/۰۰) -۱/۷۵	(۰/۳۰) ۰/۰۱	(۰/۰۰) ۰/۱۱	(۰/۰۰) -۰/۰۳	(۰/۰۰) -۰/۱۰
DE	(۰/۰۰) ۴/۵۸	(۰/۰۰) ۱۰/۲۷	(۰/۰۰) ۰/۴۵	(۰/۰۰) ۰/۴۸	(۰/۰۰) ۰/۵۱	(۰/۱۰) ۰/۰۲
GDP	(۰/۰۰) -۰/۰۰۰۱	(۰/۰۰) -۰/۰۰۰۲	(۰/۰۰) ۰/۰۰۰۳	(۰/۰۰) ۰/۰۰۰۱	(۰/۰۰) -۰/۰۰۰۱	(۰/۰۰) -۰/۰۰۰۳
آماره آزمون J	(۰/۴۱) ۳۱/۹۹	(۰/۴۷) ۳۰/۸۶	(۰/۴۹) ۴۹/۴۴	(۰/۴۹) ۵۲/۴۶	(۰/۴۰) ۸۸/۸۱	(۰/۴۰) ۸۸/۴۳
رتبه ابزاری	۳۵	۳۵	۵۷	۵۷	۹۱	۹۰
تعداد مشاهدات	۵۴۲	۵۴۲	۸۷۰	۸۷۰	۱۴۱۲	۱۴۱۲
تعداد کشورها	۳۴	۳۴	۵۶	۵۶	۹۰	۹۰
Instrument specification: @DYN(GINI,-2) EF DE GDP						

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در قسمت دوم تخمین، عوامل مؤثر بر آزادی اقتصادی برای کشورهای عضو OECD، NONOECD و کلیه کشورها در جدول (۴) آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که: اثر آزادی اقتصادی دوره قبل بر آزادی اقتصادی دوره بعد در هر سه گروه (کشورهای عضو OECD، NONOECD و کلیه کشورها) معنادار و مثبت است. نابرابری درآمد اثر منفی

و معناداری بر آزادی اقتصادی در در هر سه گروه (کشورهای عضو OECD، NONOECD و کلیه کشورها) دارد. البته همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد اثرگذاری کاهش نابرابری بر آزادی اقتصادی در کشورهای NONOECD بیش از اثرات بر کشورهای OECD است. این نیز می‌تواند به دلیل سطوح متفاوت آزادی اقتصادی در این کشورها باشد؛ بدین معنی که کشورهایی که از سطوح آزادی اقتصادی پایین‌تری برخوردارند، نسبت به تغییر سطح نابرابری واکنش بیشتری نشان داده و منجربه ایجاد آزادی اقتصادی بیشتری (نسبت به کشورهای OECD) برای آنها می‌شود. ایسترلی[1] (۲۰۰۱) و لویازا و همکاران (۲۰۱۲) نشان دادند که کشورهای با طبقه متوسط بزرگتر، از منافع آزادی اقتصادی بیش از مضرات آن منتفع خواهند شد و به همین دلیل سیاست‌های اقتصادی متناسب با رشدی را ترجیح خواهند داد که سطوح بالاتری از آزادی اقتصادی را برای آنها ایجاد کند. به عنوان مثال لویازا و همکاران (۲۰۱۲) نشان دادند که طبقه متوسط بزرگتر به‌طور منفی با محدودیت در مبادله (تعرفه) و دسترسی به بازار اعتباری همبسته است. همچنین طبقه متوسط می‌تواند از فشار دولت برای تضعیف دستیابی نخبگان به رانت‌های اقتصادی استفاده کند (هولکامبی[2] ، ۲۰۱۵) و بدین ترتیب نفوذ اقتصادی نخبگان را برای تداوم روند سیاسی تضعیف می‌کند. در مقابل کشورهای دموکرات تا اندازه‌ای از نابرابری کمتر منتفع خواهند شد، زیرا این منجربه درنظر گرفتن بیشترین نمایش قواعد انتخاباتی برای آنها شده و این سیاستی است که به صورت بهتری مورد توجه رأی دهندگان قرار خواهند گرفت (گلینز و بیج[3]، ۲۰۱۴).

جدول ۴. تخمین اثرات نابرابری درآمد بر آزادی اقتصادی

$$EF_t = C_1 * EF_{t-1} + C_2 * GINI_t + C_3 * DE_t + C_4 * GDP_t$$

متغیر	OECD		NON-OECD		All	
	روش		روش		روش	
	متعامد	اولین تفاضل	متعامد	اولین تفاضل	متعامد	اولین تفاضل
EF t-1	(۰/۰۳) ۰/۰۹	(۰/۰۰) ۰/۳۴	(۰/۰۰) ۰/۵۴	۰/۸۰ (۰/۰۰)	(۰/۰۰) ۰/۳۷	(۰/۰۰) ۰/۵۵
GINI	(۰/۰۰) -۰/۰۱	(۰/۰۰) -۰/۰۰۹	(۰/۰۰) -۰/۰۰۵	-۰/۰۰۲ (۰/۰۰)	(۰/۰۰) -۰/۰۱	(۰/۰۰) -۰/۰۰۵

[1]. Easterly
[2]. Holcombe
[3]. Gilens & Page

DE	(۰/۰۰) ۱/۴۹	(۰/۰۰) ۱/۳۴	(۰/۳۹) ۰/۰۲	-۰/۰۱۷ (۰/۰۰)	(۰/۰۰) ۰/۰۷	(۰/۱۵) -۰/۰۱
GDP	(۰/۰۰) ۰/۰۰۰۱	(۰/۰۰) ۰/۰۰۰۰۹	(۰/۰۰) -۰/۰۰۰۰۹	(۰/۸۹) -۰/۰۰۰۰۰۰۹	(۰/۰۰) ۰/۰۰۰۰۲	(۰/۰۰) ۰/۰۰۰۰۳
آماره آزمون J	(۰/۴۱) ۳۲/۰۳	(۰/۵۰) ۳۰/۳۰	(۰/۴۹) ۵۱/۴۴	۵۱/۴۴ (۰/۴۹)	(۰/۳۸) ۹۰/۴۰	(۰/۳۰) ۹۳/۲۵
رتبه ابزاری	۳۵	۳۵	۵۶	۵۶	۹۱	۹۱
تعداد مشاهدات	۵۴۴	۵۴۴	۸۷۹	۸۷۹	۱۴۲۳	۱۴۲۳
تعداد کشورها	۳۴	۳۴	۵۶	۵۶	۹۰	۹۰
Instrument specification: @DYN(EF,-2) GINI DE GDP						

ماخذ: یافته‌های پژوهش

اثر دموکراسی بر آزادی اقتصادی در کشورهای عضو OECD مثبت و معنادار است. این نتیجه منطبق با مطالعات انجام شده توسط دی‌هان و استورم (۲۰۰۳) و رود و گوارتنی (۲۰۱۲) است. البته این نتیجه کاملاً مورد قبول است؛ چرا که رژیم‌های دموکراتیک نیاز بیشتری به آزادی اقتصادی برای مشروعیت بخشیدن به نظام خود دارند که البته هزینه‌بر هم هست (درهان و استورم، ۲۰۰۳). اما در کشورهای NONOECD و با توجه به روش اولین تفاضل، رابطه بین این دو عامل منفی و معنادار است.

رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر آزادی اقتصادی در کشورهای OECD دارد، اما اثر آن در کشورهای NONOECD، منفی است. در این راستا، همان‌طور که در مقدمه هم بیان شد، آزادی اقتصادی می‌تواند منجربه افزایش رشد اقتصادی شود (دی‌هان و همکاران، ۲۰۰۶). بااین‌وجود در همین زمان رشد اقتصادی می‌تواند بر آزادی اقتصادی اثرگذار بوده و آن را کاهش یا افزایش دهد. جاستیسن (۲۰۰۸) بیان می‌کند که اقتصادهای فقیر انگیزه‌های بالاتری برای تبعیت از سیاست‌های سازگار با بازار دارند، تا از این طریق پتانسیل‌های رشد اقتصادی را تحریک کنند.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

در این مطالعه محققان رابطه بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی را برای ۹۰ کشور OECD و NONOECD در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ را مورد بررسی قرار دادند. همچنین برای تحلیل بهتر نتایج و دستیابی به نتایج واقعی‌تر اثرات متغیرهای دموکراسی و رشد اقتصادی

را نیز وارد نمودند. نتایج این مطالعه را به صورت خلاصه می‌توان به شرح زیر اعلام کرد: بررسی آزمون‌های علیت گرنجر و تودا-یاماماتو حاکی از وجود یک رابطه دو طرفه بین نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی در بین کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، همچنین کشورهای غیرعضو بود. همچنین برای کل کشورهای مورد بررسی، کماکان رابطه علی دو طرفه بر قرار بود. اما آزمون علیت هشیائو رابطه دو طرفه میان نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی را رد کرد. در واقع این آزمون، رابطه علّی از سمت نابرابری به آزادی اقتصادی را در بین کشورهای عضو سازمان را پذیرفته و در کشورهای غیر عضو (و همچنین مجموعه کل) رد شده است.

برای بررسی دقیق‌تر، متغیرهای بیشتری به مدل اضافه شد. در این راستا، در قالب یک مدلGMM و با اضافه کردن متغیرهای بیشتر به الگو، به بررسی اثرات متقابل نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی پرداخته شد. در این راستا از متغیرهای کنترل دموکراسی و رشد اقتصادی (کریگر و مریریکز، ۲۰۱۶) استفاده شده و دو مرحله تخمین صورت گرفت. در مرحله اول اثر آزادی اقتصادی بر نابرابری درآمد و در مرحله بعد اثر نابرابری درآمد بر آزادی اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت.

مهم‌ترین نتایج تخمین رابطه اول این بود که آزادی اقتصادی اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد در کشورهای OECD دارد؛ اما این اثر در کشورهای NONOECD، مثبت است. به عبارت بهتر اثر آزادی اقتصادی بر نابرابری درآمد در کشورهای توسعه یافته و غیرتوسعه یافته متفاوت است؛ کارتر (۲۰۰۶) علت آن را در اثر غیرخطی آزادی اقتصادی بر نابرابری می‌داند. اثر دموکراسی بر نابرابری درآمد در هر سه گروه (کشورهای عضو OECD، NONOECD و کلیه کشورها) معنادار و مثبت است. بااین‌حال رشد اقتصادی اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد در کشورهای OECD دارد، اما اثر آن در کشورهای NONOECD، مثبت است.

مهم‌ترین نتایج قسمت دوم نیز عبارتند از: نابرابری درآمد اثر منفی و معناداری بر آزادی اقتصادی در در هر سه گروه (کشورهای عضو OECD، NONOECD و کلیه کشورها) دارد. اثر دموکراسی بر آزادی اقتصادی در کشورهای عضو OECD مثبت و معنادار بوده، اما در کشورهای NONOECD و با توجه به روش اولین تفاضل، رابطه بین این دو عامل منفی و معنادار است. در نهایت اینکه رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر آزادی اقتصادی در کشورهای OECD دارد، اما اثر آن در کشورهای NONOECD، منفی است.

با توجه به نتایج به دست آمده اثرات دموکراسی بر نابرابری درآمد و آزادی اقتصادی کاملاً مشخص است. بنابراین توجه به آن و مبنا قرار دادن آن برای افزایش رشد و توسعه کشور می‌تواند از اهمیت بالایی برخوردار باشد. همچنین نتایج نشان داد که رشد اقتصادی گرچه در کشورهای OECD در جهت مطلوب است؛ اما در مورد کشورهای NONOECD که ایران نیز یکی از آنها به شمار می‌رود، این اثر در جهت مطلوب نیست. بدین معنی که در کشورهایی چون ایران افزایش رشد اقتصادی منجربه افزایش نابرابری درآمد و کاهش آزادی اقتصادی شده است؛ که این موضوع نیاز به ریشه‌یابی دارد. اما با توجه به مباحث مطرح شده در این مقاله و بررسی مطالعات ارائه شده در این مقاله می‌توان دستیابی نخبگان به رانت‌های اقتصادی را تا حدی در این مسئله دخیل دانست؛ که تأیید یا رد آن نیاز به بررسی‌های کارشناسانه زیادی دارد می‌تواند موضوع مطالعات آتی متعددی قرار گیرد.

فهرست منابع:

ادیب پور، مهدی و محمدی ویایی، آزاده (۱۳۹۵)، اثر فساد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد، سیاست های راهبردی و کلان، ۴(۱۴): ۱۶۸-۱۵۳.

پاداش، حمید، حسن پور، اسماعیل و خسروی، امیررضا (۱۳۹۰)، تبیین رشد اقتصادی ایران با رویکرد نهادی: نقش آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی و فساد بر رشد اقتصادی ایران، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۹: ۱۹۳-۲۲۴.

رحمانی، تیمور، بهپور، سجاد و شجاع الدین، رقیه (۱۳۹۳)، بررسی تاثیر آزادی اقتصادی بر نوسانات اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه. نظریه های کاربردی اقتصاد، ۳: ۱۳۱-۱۵۰.

رزمی، سیدعلی اکبر، رزمی، سیدمحمدجواد و شهرکی، سارا (۱۳۸۸)، تاثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی با رویکرد مکتب نهادگرا: بررسی علی، دانش و توسعه، ۱۵(۲۸): ۱۴۷-۱۲۷.

شاه آبادی، ابوالفضل و بهاری، زهره (۱۳۹۳)، تاثیر ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه، پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۶: ۵۳-۷۲.

Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J.A. (2005), Institutions as a fundamental cause of long-run growth. In: Aghion, P., Durlauf, S. (Eds.), Handbook of Economic.

Acemoglu, D. & Robinson, J.A. (2008), Persistence of power, elites, and institutions, Am. Econ. Rev, 98: 267–293.

Apergis, N. & Cooray, A. (2017), Economic Freedom and Income Inequality: Evidence from a Panel of Global Economies—A Linear and a Non-Linear Long-Run Analysis, The Manchester School, 85(1): 88-105.

Apergis, N., Dincer, O. & Payne, J.E. (2014), Economic freedom and income inequality revisited: evidence from a panel error correction model. Contemp, Econ. Policy, 32: 67–75.

Bennett, DL. & Cebula, RJ. (2015), Misperceptions about capitalism, government and inequality. In: Cebula RJ, Hall JC, Mixon FG, Payne JE (eds) Economic behavior, economic freedom, and entrepreneurship. Edward Elgar, Northampton.

Bennett, D. L. & Nikolaev, B. (2017), On the ambiguous economic freedom–inequality relationship, Empirical Economics, 53(2): 717-754.

Berggren, N. (1999), Economic freedom and equality: friends or foes?, Public Choice, 100: 203–223.

Berggren, N. & Bjørnskov, C. (2013), Does religiosity promote property rights and the rule of law?, J. Inst. Econ, 9: 161–185.

Bergh, A. & Nilsson, T. (2010), Do liberalization and globalization increase income inequality?, Eur. J. Polit. Econ, 26: 488–505.

Carter, J.R. (2006), A note on economic freedom and income inequality, Public Choice, 130: 163–177.

Clark JR. & Lawson, RA. (2008), The impact of economic growth, tax policy and economic freedom on income inequality, J Priv Enterp, 24: 23–31.

Dawson, JW. (1998), Institutions, investment, and growth: new cross-country and panel data evidence, Econ Inq, 36: 603–619.

De Haan, J., Lundström, S. & Sturm, J.-E. (2006), Market-oriented institutions and policies and economic growth: a critical survey, J. Econ. Surv, 20: 157–191.

De Haan, J. & Sturm, J.-E. (2000), On the relationship between economic freedom and economic growth, Eur. J. Political Econ, 16: 215–241.

De Haan, J. & Sturm, J.-E. (2003), Does more democracy lead to greater economic freedom? New evidence for developing countries, Eur. J. Political Econ,19: 547–563.

Deininger, K. & Squire, L. (1996), A new data set measuring income inequality, World Bank Econ Rev, 10: 565–591.

Easterly, W. (2001), The middle class consensus and economic development, J. Econ. Growth, 6: 317–335.

Gassebner, M., Gaston, N. & Lamla, M.J. (2011), The inverse domino effect: are economic reforms contagious?, Int. Econ. Rev, 52: 183–200.

Gilens, M. & Page, B.I. (2014), Testing theories of American politics: elites, interest groups, and average citizens, Perspect. Polit, 149: 564–581.

Glaeser, E., Scheinkman, J. & Shleifer, A. (2003), The injustice of inequality, J. Monet. Econ, 50: 199–222.

Grossman, G.M. & Helpman, E. (1994), Protection for sale, Am. Econ. Rev, 84: 833–850.

Gwartney J.D., Lawson R.A. & Hall J. (2014), Economic Freedom of the World: 2014 Annual Report, The Fraser Institute, Vancouver, B.C.

Gwartney, JD., Holcombe, RG. & Lawson, RA, (2006), Institutions and the impact of investment on growth. Kyklos, 59:255–273.

Gwartney, J.D., Lawson, R.A. & Holcombe, R.G. (1999), Economic freedom and the environment for economic growth, J. Inst. Theor. Econ, 155: 643–663.

Holcombe, R.G., 2015. Political capitalism. Cato J. 35, 41–66.

Johnson, J.P. & Lenartowicz, T. (1998), Culture, freedom and economic growth: do cultural values explain economic growth?, J. World Bus, 33: 332–356.

Justesen, M.K. (2008), The effect of economic freedom on growth revisited: new evidence on causality from a panel of countries 1970–1999, Eur. J. Political Econ, 24: 642–660.

Krieger, T. & Meierrieks, D. (2016), Does income inequality lead to terrorism?, CESIFO WORKING PAPER NO. 5821.

Petrova, M. (2008), Inequality and media capture, J. Public Econ, 92: 183–212.

Pitlik, H. (2007), A race to liberalization? Diffusion of economic policy reform among OECD-economies, Public Choice, 132: 159–178.

Pitlik, H. & Wirth, S. (2003), Do crises promote the extent of economic liberalization? An empirical test, Eur. J. Polit. Econ, 19: 565–581.

Potrafke, N. (2010), Does government ideology influence deregulation of product markets? Empirical evidence from OECD countries, Public Choice 143: 135–155.

Rajan, R.G. & Zingales, L. (2003), The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century, J. Financ. Econ, 69: 5–50.

Rode, M. & Gwartney, J.D. (2012), Does democratization facilitate economic liberalization?, Eur. J. Polit. Econ, 28: 607–619.

Scully, G.W. (2002), Economic freedom, government policy and the trade-off between equity and economic growth, Public Choice, 113: 77–96.

Sokoloff, K.L. & Engerman, S.L. (2000), History lessons: institutions, factors endowments, and paths of development in the New World, J. Econ. Perspect, 14: 217–232.

Sonin, K. (2003), Why the rich may favor poor protection of property rights, J. Comp. Econ, 31: 715–731.

Williamson, C.R. & Mathers, R.L. (2011), Economic freedom, culture, and growth, Public Choice, 148: 313–335.

Wiseman, T. (2017), Economic Freedom and Growth in US State-Level Market Incomes at the Top and Bottom, Contemporary Economic Policy, 35(1): 93-112.

Bruno, M., Ravallion, M. and L. Squire. 1998. Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues, in income distribution and high-quality growth (edited by Vito Tanzi and Ke-young Cho), Cambridge, Mass: MIT Press.