**مجله اقتصادی**
**شماره‌های ۷ و ۸، مهر و آبان ۱۴۰۱، صفحات ۹۱-۶۳**

# تحلیل تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در ایران: کاربردی از شاخص صندوق بین‌المللی پول

**احمدرضا احمدی**
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تهران
arzahmadi@yahoo.com

**دسترسی نابرابر به منابع مالی مدت‌هاست که به عنوان مکانیزمی حیاتی برای ایجاد نابرابری درآمدی پایدار شناخته شده است. بحث نابرابری درآمد یکی از مشکلاتی است که اکثر کشورها جهان در دهه اخیر با آن مواجه بوده‌اند. نابرابری درآمدی بالاتر، منجر به بحران مالی، ناعدالتی اقتصادی، بی‌ثباتی اجتماعی و ناامنی سیاسی می‌شود. در مطالعه حاضر با استفاده از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در دو قالب متقارن (الگوی اول) و نامتقارن (الگوی دوم)، اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در دوره زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۰ مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. نتایج پژوهش در بلندمدت نشان می‌دهد اگرچه افزایش‌ها و کاهش‌ها در توسعه مالی، با اثری منفی(معکوس) بر نابرابری درآمدی همراه است اما آماره آزمون تفاضل میانگین برای دو ضریب متغیرهای افزایش‌ها و کاهش‌ها در توسعه مالی ، ۹۰/۶۳ محاسبه گردید که حاکی از آن است در بلندمدت نامتقارنی وجود دارد یا به عبارت دیگر در بلندمدت تفاوت معناداری از منظر آماری میان ضرایب افزایش‌ها و کاهش‌ها در توسعه مالی وجود دارد. بنابراین اثرگذاری نامتقارن توسعه مالی بر نابرابری درآمدی تایید شد. قدرمطلق اثرگذاری منفی کاهش‌ها در توسعه مالی بزرگتر از اثرگذاری افزایش‌ها در توسعه مالی بر نابرابری درآمدی است. یافته‌های دیگر آنکه در میان متغیرهای کنترلی مدل، رانت نفتی با اثری منفی و رشد اقتصادی، تورم و درجه باز بودن تجاری با اثری مثبت بر نابرابری درآمدی همراه است. همچنین لازم به ذکر است یافته طی سال‌های ۱۳۵۹ تا یک سال پس از جنگ نابرابری درآمدی به طور معناداری افزایش یافته است.**

**واژگان کلیدی: نابرابری درآمد، توسعه مالی، رهیافت متقارن و نامتقارن، ایران.**

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

## ۱. مقدمه

نابرابری درآمد نشان‌دهنده نابرابری در توزیع درآمد بین جمعیت‌ها یا کشورها است. نابرابری درآمد می‌تواند به طور نامطلوبی بر بسیاری از جنبه‌های زندگی یک فرد و رشد و توسعه اقتصادی یک کشور تأثیر بگذارد.

بحث نابرابری درآمد یکی از مشکلاتی است که اکثر کشورها جهان در دهه اخیر با آن مواجه بوده‌اند. نابرابری درآمدی بالاتر، منجر به بحران مالی، ناعدالتی اقتصادی، بی‌ثباتی اجتماعی و ناامنی سیاسی می‌شود. این امر به تحولات اقتصادی، اجتماعی و سیاسی کشورها آسیب می‌زند(چیو و لی[1]، ۲۰۱۹). کاهش نابرابری درآمدی یکی از اهداف توسعه پایدار[2] در دستور کار ۲۰۳۰ سازمان ملل است.

نابرابری و فقر پدیده‌های پایدار و مسائل اساسی مورد توجه هستند. تلاش زیادی توسط دانشمندان برای کشف منابع و پیامدهای اجتماعی-اقتصادی نابرابری درآمد و فقر و مضرات تداوم انجام شده است. دسترسی نابرابر به منابع مالی مدت‌هاست که به عنوان مکانیزمی حیاتی برای ایجاد نابرابری درآمدی پایدار شناخته شده است. یکی از رشته‌های ادبیات مرتبط تاکید می‌کند که نواقص بازار سرمایه و محدودیت‌های وام‌دهی که دسترسی به منابع مالی را محدود می‌کند ممکن است بر نابرابری و فقر در طول توسعه اقتصادی تأثیر بگذارد. عیوب بازار مالی پایدار از عوامل کلیدی تعیین‌کننده فقر در بسیاری از مدل‌های نابرابری و فقر بوده است.

مطالعات متعددی رابطه علی میان توسعه مالی (که گسترش بخش بانکداری و خدمات مالی است)، نابرابری درآمدی و فقر را برای مدت طولانی بررسی کرده‌اند و تلاش کرده‌اند شواهد روشنی در مورد اثرات توسعه مالی بر فقر و درآمد ارائه دهند. در حالی که ادبیات زیادی در مورد این موضوع وجود دارد، هیچ اتفاق نظری در مورد این گزاره که توسعه مالی راه‌حلی برای توزیع درآمد آسیب‌دیده است وجود ندارد. با برخی مطالعات ثابت شده است که یک بخش مالی به خوبی سازماندهی شده تنها راه کمک مثبت به شاخص‌های کلان اقتصادی است. توسعه مالی می‌تواند به عنوان ابزاری برای کاهش نابرابری و مبارزه با فقر در کشورهای در حال توسعه که نرخ

1 Chiu and Lee
2 Sustainable Development Goals (SDGs)

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

بالای نابرابری و فقر را تجربه می‌کنند، مورد استفاده قرار گیرد و به همین دلیل است که تأثیر توسعه مالی به طور گسترده برای کشورهای در حال توسعه در ادبیات بررسی شده است.

این نقص‌ها باعث می‌شود افراد کم‌درآمد نتوانند در سرمایه انسانی، سلامت و فعالیت‌های کارآفرینی سرمایه‌گذاری کنند. با این حال، اگرچه مشخص است که نابرابری درآمدی در طول ربع قرن گذشته در بسیاری از کشورها افزایش یافته و فقر مطلق کاهش یافته است، تأثیر دقیق توسعه مالی بر نابرابری درآمد و کاهش فقر در مطالعات تجربی و نظری به خوبی بررسی نشده است.

در این مطالعه تلاش بر آن است تا تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در ایران طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۰ مورد برآورد و آزمون قرار گیرد. در این راستا ساختار مقاله‌ی حاضر بدین صورت سازماندهی شده است که پس از مقدمه، در قسمت دوم به ادبیات پژوهش با تأکید بر ادبیات نظری و ادبیات تجربی پرداخته خواهد شد. در بخش سوم روش پژوهش و توصیف داده‌ها ارائه خواهد شد. سپس در بخش چهارم برآورد مدل با داده‌های سری زمانی به روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی انجام می‌شود و در پایان، نتایج پژوهش و راهکارها ارائه می‌گردد.

## ۲. ادبیات پژوهش

### ۲-۱. ادبیات نظری پژوهش

### توسعه مالی و نابرابری درآمد

ارتباط بین توسعه مالی و نابرابری درآمد اخیراً مورد توجه قرار گرفته است. تا به امروز، دو رشته فکری، که یکی از آن‌ها از فرضیه‌های غیرخطی[1] و دیگری از فرضیه‌های خطی[2] پیروی می‌کند، هنوز برای شواهد تجربی در دست بررسی هستند.

### فرضیه خطی

گالور و زیرا[3] (۱۹۹۳) یک مدل تولید همپوشانی[4] ارائه می‌دهند که بر اهمیت سرمایه‌گذاری سرمایه انسانی تمرکز دارد. آنها فرض می‌کنند در یک اقتصاد دو بخش وجود دارد که یک کالای واحد را تولید می‌کند: بخش با مهارت و غیرماهر. افراد برای دو دوره زندگی می‌کنند که دارای مقداری

1 Non-linear hypothesis
2 linear hypothesis
3 Galor and Zeira
4 Overlapping Generation Model

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

ثروت اولیه (وصیت) از اجداد خود هستند. هر فردی دو گزینه شغلی دارد: برای تمام عمر به عنوان غیرماهر کار کند (در بخش غیرماهر فشرده)، یا سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی در دوره اول و کار به عنوان ماهر در دوره دوم. این مدل نشان می‌دهد که در نقطه شروع یک اقتصاد، افراد یکسان هستند به جز تفاوت در مقدار ثروت اولیه که به ارث برده‌اند. کسانی که ثروت اولیه زیادی دارند در دوره‌های اول روی سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری می‌کنند، در دوره دوم به صورت ماهر کار می‌کنند، درآمد بیشتری کسب می‌کنند و بیشتر وصیت می‌کنند. آنهایی که دارای ثروت اولیه اندک هستند، اگر بخواهند در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری کنند، باید وام بگیرند. با این حال، سرمایه‌گذاری سرمایه انسانی تقسیم‌ناپذیر است و وام گرفتن به دلیل توسعه نیافتن بازارهای مالی، پرهزینه و محدود است، همه مردم توانایی پرداخت وام را ندارند. افرادی که قادر به وام گرفتن نیستند، در تمام عمر خود بی‌مهارت می‌مانند و درآمد کمتری دارند و کمتر وصیت می‌کنند. این چرخه در هر نسل تکرار می‌شود. بنابراین، ثروت اولیه شکاف بین فقیر و غنی را تعیین می‌کند و نابرابری درآمد اجتناب‌ناپذیر است. پس از آن، اقتصاد شروع به رشد می‌کند. خدمات اعتباری که منجر به توسعه تدریجی بازارهای مالی می‌شود، گسترش می‌یابد و دسترسی به آن را آسان‌تر، هزینه کمتر و محدودتر می‌کند. فقرا شانس بیشتری برای وام گرفتن برای سرمایه‌گذاری سرمایه انسانی دارند، سپس به عنوان کارگران ماهر کار می‌کنند و درآمد بیشتری کسب می‌کنند. در نتیجه نابرابری درآمد شروع به کاهش می‌کند که این مدل به عنوان فرضیه خطی شناخته می‌شود. همین چارچوب نظری را می‌توان از بانرجی و نیومن[1] (۱۹۹۳) مشاهده کرد که در آن یک فرد به جای دو انتخاب با سه انتخاب شغلی روبرو می‌شود. در این مدل سه بخشی، وصیت نیز در نظر گرفته شده است. یک فرد می‌تواند انتخاب کند که به عنوان یک کارگر مزدبگیر کار کند، بدون نیاز به سرمایه‌گذاری غیرقابل تقسیم، و درآمد کمتری داشته باشد. به عنوان یک خودکارمند؛ یا به عنوان کارآفرینی که نیاز به سرمایه‌گذاری غیرقابل تقسیم دارد و بازدهی بالاتری کسب می‌کند. با این حال، به دلیل ناقص بودن بازار سرمایه، فقط افراد ثروتمند یا کسانی که می‌توانند وام بگیرند، می توانند سرمایه‌گذاری‌های تقسیم‌ناپذیر را بپردازند. ثروت اولیه از نظر وراثت به نقطه کلیدی تعیین‌کننده نابرابری درآمد اولیه تبدیل می‌شود. بنابراین، این مدل نشان می‌دهد که در کشوری که بازار اعتبار

1 Banerjee and Newman

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

توسعه‌نیافته است، که جمع‌آوری وجوه برای تـأمین مـالی سـرمایه‌گـذاری غیرقابـل تقسـیم دشـوارتر است، نابرابری درآمدی بالاتری رواج خواهد داشت. آن‌ها نتیجه مـی‌گیرنـد کـه رابطـه‌ای معکـوس میان نابرابری درآمد با توسعه مالی وجود دارد.

## فرضیه غیرخطی

با پیروی از کوزنتس (۱۹۵۵)، گـرین‌وود و جووانـوویچ [1](۱۹۹۰) یـک مـدل واسـطه‌گـری را ایجـاد می‌کنند و مکانیزمی را توضیح می‌دهند که از طریق آن توسعه مالی بـا نـابرابری درآمـد تعامـل دارد. آنها فرض می‌کنند که هر عامل اقتصاد می‌تواند یکی از دو فرصت سرمایه‌گذاری را دنبال کند، کـه یکی امن است اما بـازدهی پـایینی دارد و دیگـری ریسـک بیشـتری دارد امـا بـازدهی بـالاتری دارد. خدمات واسطه‌ای به وجود می‌آید و نقش تنوع بخشیدن به سبد سرمایه‌گذاری را برای هر فردی که می‌خواهد در پروژه‌های واسطه‌گری شرکت کنـد، ایفـا مـی‌کنـد. قبـل از آن، سیسـتم مـالی ضـعیف توسعه‌یافته است. منابع به طور ناکارآمد تخصیص داده می‌شوند که منجر به رشـد اقتصـادی متوسـط می‌شود. بعدها با ظهور واسطه‌های مالی، منابع بهره‌وری بیشتری پیدا کردند. با ایـن حـال، تنهـا افـراد ثروتمندی که دارایی آن‌ها بیشتر یا برابر با یک آستانه تعیین شده است می‌توانند به پروژه‌های واسطه بپیوندند و درآمد بیشتری کسب کنند. فقرا باید ثروت خود را بـرای مـدت معینـی جمـع کننـد تـا بـه آستانه ذکرشده در بالا برسند. بنابراین تفاوت درآمد بین فقیر و غنی با گسترش ساختار مالی و رشـد سریع اقتصادی برای مدت طولانی افزایش می‌یابد. در مراحـل بلـوغ توسـعه اقتصـادی، بخـش مـالی کاملاً مدرن است، اکثر مردم می‌تواننـد بـه خـدمات مـالی دسترسـی داشـته باشـند. اقتصـاد بـه یـک وضعیت باثبات و ثابت دست می‌یابد، نابرابری درآمد شروع به کاهش می‌کند. مدلی که توضیحات بالا را پوشش می‌دهد، به عنوان نظریه U شکل معکوس یا فرضیه غیرخطی شناخته می‌شود.

در حالی که مکانیسم‌های اقتصادی خاص پشت این پیش‌بینی‌ها متفاوت است، دلیل اصلی اینکه چرا بازارهای مالی توسعه‌یافته‌تر(حداقل پس از یک مرحله) نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهند، همیشه این است که در دسترس بودن اعتبار بهتر اجازه می‌دهد انتخاب‌ها و تصمیم‌گیری‌های خانوار بیشتر بر اساس بهینه‌سازی اقتصادی اتخاذ شود. بر ثروت موروثی انتخاب‌های مرتبط با توجه به هر مطالعه متفاوت است، اما

1 Greenwood and Jovanovic

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

همه آن‌ها به احتمالات درآمد آتی فرد و اینکه آیا این گزینه‌ها برای فرد بهینه هستند، مربوط می‌شوند (جاوچ و واتزکا، ۲۰۱۶).

**رانت نفتی و نابرابری درآمدی**

کانال‌های زیادی در رابطه با نابرابری و رانت نفت در ادبیات اقتصادی بیان شده‌اند. یکی از آن کانال‌ها فساد است. در این راستا، راس (۱۹۹۹) جنبه‌های سیاسی را بررسی می‌کند که چرا کشورهای غنی از منابع تمایل دارند اقتصاد خود را ضعیف مدیریت کنند، و استدلال می‌کند که مالکیت دولتی صنعت منابع، سیاستمداران را به سوءاستفاده از قدرت سیاسی برای اهداف خصوصی سوق می‌دهد. فساد یک مشکل بزرگ در بسیاری از کشورهای در حال توسعه غنی از نفت و سایر منابع طبیعی است، و در توضیح اینکه چرا این کشورها از نظر توسعه اجتماعی-اقتصادی عملکرد ضعیفی دارند، بسیار مهم است (ویلیامز، ۲۰۰۸). به طور مشابه، کارل (۲۰۰۴) استدلال می‌کند که کشورهای وابسته به نفت اغلب با فساد، حکمرانی ضعیف و فرهنگ رانت‌جویی مشخص می‌شود. در نتیجه، تا جایی که رانت نفت به طور مثبت با سطح بالایی از فساد مرتبط باشد و فساد ممکن است نابرابری را افزایش دهد.

از طرفی دیگر برخی مطالعات معتقدند، از دو کانال رانت نفتی می‌تواند از نابرابری درآمد بکاهد. نخستین کانال افزایش مخارج مصرفی و پرداخت‌های انتقالی دولت به طبقات فقیر و دومین کانال اختصاص درآمدهای نفتی به ارتقای بهداشت و آموزش مناطق محروم است(مرادی، ۲۰۰۹).

**رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی**

دو مکانیسم برای رابطه مثبت بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی وجود دارد. اولی، بحث کلاسیک است که اذعان دارد نابرابری منابع را به سمت ثروتمندان هدایت می‌کند که تمایل نهایی آن‌ها به پس‌انداز بیشتر از فقرا است. این امر پس‌انداز کل اقتصاد را افزایش می‌دهد و منجر به انباشت سرمایه فیزیکی و در نهایت رشد اقتصادی بالاتر می‌شود (کالدور[1]، ۱۹۵۷؛ بورگینیون[2]، ۱۹۸۱). دوم، نابرابری افراد یا جامعه را تشویق می‌کند که سخت‌تر کار کنند، پس‌انداز کنند و در سرمایه‌های انسانی و صنایع تولیدی سرمایه‌گذاری کنند تا درآمدها را بهبود بخشند، که همگی تاثیر مثبتی بر

1 Kaldor
2 Bourguignon

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

رشد اقتصادی دارند ( لازر و روزن[1]، ۱۹۸۱ ؛ شین[2]، ۲۰۱۲). مطالعات دیگری که ارتباط مثبت میان نابرابری و رشد اقتصادی را استدلال می‌کنند، لی و زو[3] (۱۹۹۸)، پارتریج[4] (۱۹۹۷) و فوربس[5] (۲۰۰۰) هستند.

**درجه باز بودن تجاری و نابرابری درآمدی**

در ارتباط با تأثیر باز بودن تجاری بر نابرابری درآمد، هم از نظر تئوری و هم از نظر تجربی بسیار نتایج مختلط است. کانبور[6](۲۰۰۰) یک شهود گسترده و ساده را در رابطه نظری بین باز بودن و نابرابری بر اساس نظریه هکچر-اوهلین در مدلی شامل کارگران ماهر و غیرماهر توصیف می‌کند، اولی در کشورهای ثروتمند فراوان‌تر است. در این حالت، باز بودن تجارت فشار نزولی بر دستمزد کارگران غیرماهر در کشورهای ثروتمند وارد می‌کند و در عین حال درآمد حاصل از سرمایه را افزایش می‌دهد و نابرابری را در این اقتصادها افزایش می‌دهد. نسخه‌های این مدل نظری هسته اصلی بحث در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته است، جایی که افزایش تجارت و برون‌سپاری برای کارگران غیرماهر مضر فرض می‌شود. با این حال، همان مدل نظری پیش‌بینی می‌کند که دستمزد کارگران غیرماهر در کشورهای کمتر توسعه‌یافته افزایش می‌یابد و نابرابری درون کشور را کاهش می‌دهد. با این حال، استدلال فوق فرض می‌کند که عرضه عامل ثابت است. این یک تقریب قابل‌اجرا در کوتاه‌مدت است، قبل از اینکه اثرات تعادل عمومی شروع شود. اگرچه دستمزدها کاهش می‌یابد و مشاغل در برخی از بخش‌ها در کشورهای ثروتمند از بین می‌رود، سایر بخش‌ها از تجارت سود می‌برند و تقاضای نیروی کار بیشتری می‌کنند، همانطور که توسط ریچاردسون[7](۱۹۹۵) تاکید شده است. علاوه بر این، مدل‌های نظری پیچیده‌تر معمولاً دارای تعادل‌های چندگانه در سطوح باز بودن تجاری معین هستند که موضوع را به‌طور قابل‌توجهی پیچیده می‌کند (کروگمن و ونابلس[8]، ۱۹۹۵؛ داس[1]، ۲۰۰۵).

1 Lazear and Rosen
2 Shin
3 Li and Zou
4 Partridge
5 Forbes
6 Kanbur
7 Richardson
8 Krugman and Venables

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

## ۳. ادبیات تجربی پژوهش

در حوزه کاربردی و ادبیات تجربی، مطالعات بسیاری در رابطه با اثرگذاری توسعه مالی بر متغیرهای مختلف (از جمله رشد اقتصادی و توزیع درآمد) انجام شده است. در ادبیات تجربی مطالعه حاضر، نخست مطالعات مرتبط با تاثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی مد نظر قرار گرفته است و در ادامه مطالعات مرتبط با تاثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد ارائه می‌شود.

### مطالعات داخلی

راسخی و رنجبر (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان "اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی" اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای[۲] و گشتاورهای تعمیم‌یافته[۳]، معادله همگرایی-رشد طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۸۰ برآورد کردند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که این کشورها معمولاً در نزدیکی سطح پایدار خود قرار دارند، اما محرک‌های رشد اقتصادی در این کشورها بسیار ضعیف و ترمزهای رشد اقتصادی نسبتاً قوی هستند. لذا کشورهای دارای توسعه مالی بالاتر، تجارت بازتر، نرخ سرمایه گذاری فیزیکی و انسانی بالاتر و نرخ رشد نیروی کار و اندازه دولت کوچکتر، رشد سریع‌تری را طی دوره زمانی مورد بررسی تجربه کردند. هم‌چنین به عنوان نتیجه نهایی می توان اذعان کرد توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی اثر مثبتی دارد.

هوشمند و دانش نیا (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای تحت عنوان"تاثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران" به بررسی تاثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن سایر متغیرهای تاثیرگذار بر رشد اقتصادی از قبیل نسبت تجاری، سرمایه‌گذاری داخلی و نرخ بهره با استفاده از روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی[۴] در بازه زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۲ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که توسعه مالی و سرمایه‌گذاری داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تاثیر مثبت و معناداری

1 Das
2 Two-stage least-squares regression (2SLS)
3 Gaussian mixture models (GMM)
4 Autoregressive distributed lag (ARDL)

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

بر رشد اقتصادی دارند. هم‌چنین متغیر نرخ بهره در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تاثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی بود.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان "مطالعه تجربی تاثیر توسعه کیفی نظام مالی بر رشد اقتصادی (مورد ایران)" به بررسی تأثیر توسعه کیفی نظام مالی بر موجودی سرمایه سرانه در اقتصاد ایران، از مجرای بی‌اثر کردن محدودیت‌های اعتبار بانکی با استفاده از الگوی رشد اقتصادی پولی-مالی در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۹ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که توسعه کیفی نظام مالی (در قالب بروز نوآوری‌های مالی یا ابداع محصولات و رویه‌های جدید مالی) و افزایش نرخ رشد جمعیت و نرخ بهره بر موجودی سرمایه و به تبع از آن بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد و در مقابل افزایش درآمدهای نفتی، از طریق تامین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری تشکیل موجودی سرمایه سرانه و رشد اقتصادی را سرعت می‌بخشد.

دهمرده و شکری (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان"اثرات توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران" به بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در ایران با در نظر گرفتن ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد و نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص توسعه مالی با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۲ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که توسعه مالی موجب کاهش نابرابری درآمد در ایران می‌شود. هم‌چنین یافته‌های تحقیق آن‌ها نشانگر آن بود که با افزایش درآمد سرانه و تورم نابرابری درآمد افزایش می‌یابد.

صامتی و سجادی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان "تاثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد: مطالعه‌ی موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه" به بررسی رابطه بین توسعه‌ی مالی و نابرابری توزیع درآمد در منتخبی از کشورهای در حال توسعه که شامل ۱۱ کشور با سطح توسعه‌ی انسانی متوسط و درآمد سرانه‌ای بالاتر از میانگین درآمد سرانه‌ی جهانی در قالب فرضیه رابطه‌ی U وارونه بین توسعه مالی و نابرابری و فرضیه رابطه خطی بین این دو موضوع با استفاده از مدل‌های رگرسیونی و تکنیک پنل در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۴ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که رابطه‌ی خطی و منفی بین شاخص‌های توسعه‌ی مالی و نابرابری توزیع درآمد در ۱۱ کشور در حال توسعه با درآمد سرانه ای بالاتر از متوسط درآمد سرانه ی جهان وجود دارد. هم‌چنین نتایج نشان دهنده‌ی

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

رابطه‌ی مثبت تورم و رابطه‌ی منفی نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی با نابرابری درآمد بود.

بیدختی و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان"اثر شمول مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه" به بررسی اثر شمول مالی بر نابرابری درآمد در ۱۸ کشور منتخب در حال توسعه و تاثیر متغیرهای تورم، رشد اقتصادی، بیکاری و باز بودن تجاری بر روی نابرابری درآمد در بازه زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۵ با استفاده از مدل داده‌های تابلویی و رویکرد اثرات تصادفی پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که شمول مالی در ابعاد مورد بررسی همچون بعد دسترسی و استفاده، اثر معکوس و معناداری بر نابرابری درآمد داشته، به گونه‌ای که گسترش شمول مالی منجر به کاهش نابرابری درآمد شده است. هم‌چنین یافته‌ها بیانگر این هستند که افزایش تورم منجر به کاهش نابرابری درآمد و افزایش تولید ناخالص موجب افزایش آن می‌شوند.

**مطالعات خارجی**

ابوبادر و ابو قرن[1](۲۰۰۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان"توسعه مالی و رشد اقتصادی: تجربه مصر" به بررسی رابطه علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشور مصر با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری[2] و آزمون علیت گرنجری[3] در بازه زمانی ۲۰۰۱-۱۹۶۰ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که توسعه مالی و رشد اقتصادی دارای علیت دوطرفه بوده و توسعه مالی از طریق افزایش منابع برای سرمایه‌گذاری و افزایش بهره‌وری باعث رشد اقتصادی می‌شود. هم‌چنین یافته‌های تحقیق بهبود کارایی سیستم مالی برای تحریک پس انداز و سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی بلندمدت را نشان می‌داد.

ام.کبیر و همکاران[4](۲۰۱۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان "توسعه مالی و رشد اقتصادی: شواهد جدید از داده‌های پنل" به بررسی نقش توسعه مالی در محاسبه رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد پایین و متوسط که توسط مناطق جغرافیایی طبقه‌بندی شده‌اند با استفاده از رگرسیون پانل و تجزیه واریانس نرخ رشد سرانه تولید ناخالص داخلی سالانه در بازه زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۰ پرداختند.

1 Abu-Bader and Abu-Garn
2 Vector Error Correction Model (VECM)
3 *Granger causality* test
4 M.Kabir et al

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که شرط لازم برای رسیدن به رشد پایدار در کشورهای در حال توسعه یک سیستم مالی کارآمد است. هم‌چنین یافته‌های پژوهش نشان‌دهنده تاثیر مثبت متغیرهایی همچون تجارت و هزینه‌های دولت بر توضیح رشد اقتصادی بود.

رویز[1](۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان"توسعه مالی، سرمایه‌گذاران نهادی و رشد اقتصادی" به بررسی رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ۱۱۶ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه با استفاده از روش آستانه پنل پویا[2] در بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۱ پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از آن بود که کشورهای پایین‌تر از آستانه مالی از رشد کمتری نسبت به کشورهایی که بالاتر از آستانه قراردارند برخوردارند. هم‌چنین یافته‌های پژوهش نشانگر آن بود که در اقتصادهای توسعه‌یافته، سرمایه‌گذاران نهادی تاثیر مثبتی بر رشد سرانه تولید ناخالص داخلی دارند.

ملامتگلو و اکالی[3](۲۰۱۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان " حلقه مفقوده بین توسعه مالی و رشد اقتصادی: نوآوری مالی" به بررسی رابطه بین توسعه مالی، نوآوری مالی و رشد اقتصادی در ۱۵ کشور نمونه با استفاده از تحلیل داده‌های پانل در بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۳ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که توسعه مالی که خود ترکیبی از چهار عنصر دسترسی مالی، عمق مالی، کارایی مالی و ثبات مالی می‌باشد تاثیر مثبت و قابل توجهی بر رشد اقتصادی داشته، هم‌چنین متغیر نوآوری مالی نیز تاثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد.

بیتنکارت و همکاران[4](۲۰۱۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان"آیا توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایالات متحده آمریکا تاثیر می‌گذارد؟" به بررسی نقش توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ۵۰ ایالت با استفاده از روش تخمین اثر ثابت[5] در بازه زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۶ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که افزایش توسعه مالی در ایالت‌هایی که نابرابری درآمد آن‌ها بالاتر از سطح متوسط است، اثر فزاینده دارد، این در حالیست که این رابطه در ایالت‌های با سطح نابرابری درآمد کمتر از متوسط یک رابطه U شکل معکوس می‌باشد.

1 Ruiz
2 dynamic panel threshold technique
3 Mollaahmetoğlu et al
4 Bittencourt et al
5 fixed-effect estimation

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

دیستک و همکاران[1](۲۰۲۰) در مطالعه‌ای تحت عنوان "رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمد در ترکیه" به بررسی ابعاد مختلف توسعه مالی بر توزیع درآمد با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[2] در بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۰ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که توسعه مالی رابطه U شکل معکوسی با نابرابری درآمد دارد. هم‌چنین رابطه یکنواخت کاهشی میان توسعه بازار سرمایه و نابرابری درآمد برقرار بود و متغیرهایی مانند درآمد حقیقی و مخارج دولت رابطه منفی و در طرف مقابل متغیر تورم رابطه مثبتی با نابرابری درآمد داشت.

بولانیروا و همکاران[3](۲۰۲۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان"تاثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در آفریقا" به بررسی شاخص توسعه مالی براساس چهار پایه اصلی توسعه مالی یعنی تعمیق مالی، کارایی، ثبات و دسترسی در ۴۰ کشور آفریقایی پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که افزایش توسعه مالی در کشورهای با درآمد بالا و متوسط موجب کاهش نابرابری شده و در کشورهای با درآمد پایین میزان نابرابری را افزایش می‌دهد، لذا با افزایش رشد در کشورهای کم‌درآمد شاخص توسعه مالی قادر به کاهش نابرابری خواهد بود.

جنبه‌های نوآوری پژوهش حاضر در آن است که در استفاده از شاخص توسعه مالی منتشره از صندوق بین‌المللی پول پیشتاز است و سایر مطالعات داخلی به شاخص‌سازی در باب توسعه مالی پرداختند. همچنین لازم به ذکر است که اکثر مطالعات داخلی به اثرگذاری متقارن توسعه مالی بر نابرابری درآمد پرداخته‌اند که پژوهش حاضر به بررسی اثرگذاری نامتقارن توسعه مالی بر نابرابری درآمد نیز می‌پردازد. نکته قابل توجه دیگر بازه زمانی مطالعه حاضر است.

## ٤. روش‌شناسی پژوهش

### ارائه الگوی پژوهش

همان‌طور که در مقدمه اشاره شد هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل و بررسی اثر متقارن و نامتقارن توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران و محاسبه نحوه تاثیرگذاری شکل درجه دوم آن است. در

1 Destek et al
2 Autoregressive distributed lag (ARDL)
3 Bolarinwa et al

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

ادامه این الگو بر اساس متغیرهای پژوهش در قالب دو مدل تبیین شده است. لازم به ذکر است داده‌های مطالعه حاضر از سایت بانک مرکزی و صندوق بین‌المللی پول استخراج گردیده است.

### تصریح الگوی نخست (متقارن)

الگوی نخست پژوهش مبتنی بر معادله (۱) نمایان است که در آن $RATIO$ به‌عنوان متغیر وابسته بیانگر نسبت دهک دهم به اول درآمدی می‌باشد. بر اساس مطالعات آدامز و کلابدو[1](۲۰۱۶) و کاویا و شیجین[2](۲۰۲۰) از شاخص توسعه مالی (رتبه‌بندی نسبی کشورها از نظر عمق، دسترسی و کارایی موسسات و بازارهای مالی آن‌ها) منتشره از صندوق بین‌المللی پول[3] جهت تبیین توسعه مالی استفاده می‌گردد که با نماد $FD$ در الگوهای پژوهش نمایان است. $EG$ بیانگر رشد اقتصادی است. $Inf$ نیز بیانگر نرخ تورم، $TRADE$ نشان‌دهنده درجه باز بودن تجاری(نسبت درصدی صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) و $OILR$ نشانگر رانت نفتی است که تفاوت میان هزینه کل تولید نفت خام و ارزش تولید نفت خام به قیمت‌های جهانی است. داده‌های مربوط به رانت نفت به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی از پایگاه داده بانک جهانی به نام شاخص‌های توسعه جهانی[4] گرفته شده است.

$$\Delta RATIO_t = \varphi RATIO_{t-1} + \gamma FD_{t-1} + \omega EG_{t-1} + \delta Inf_{t-1} + \theta TRADE_{t-1} + \beta OILR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta RATIO_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \omega_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta TRADE_{t-i} + \sum_{i=0}^{\pi-1} \beta_i \Delta OILR_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

### تصریح الگوی دوم (نامتقارن)

مبنای الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) رگرسیون نامتقارن در معادله (۲) می‌باشد که در آن متغیر $FD$ به شکل $FD_t = FD_0 + FD_t^+ + FD_t^-$ تفکیک شده است به‌نحوی‌که انباشت جزئی در تغییرات $FD$ به شکل رابطه (۲) است.

$$RATIO_t = \gamma^+ FD_t^+ + \gamma^- FD_t^- + \omega EG_t + \delta Inf_t + \theta TRADE_t + \beta OILR_t + \epsilon_t \quad (2)$$

1 Adams and Klobodu
2 Kavya and Shijin
3 International Monetary Fund (IMF)
4 World Development Indicators

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

$$\begin{cases} FD_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta FD_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \mathrm{Max}(\Delta FD_j, 0) \\ FD_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta FD_j^- = \sum_{j=1}^{t} \mathrm{Min}(\Delta FD_j, 0) \end{cases} \quad (3)$$

بر اساس روابط (۲) و (۳)، الگوی نامتقارن $ARDL(p, q_1, q_2, r_1, r_2, s, u, \pi)$ مطابق رابطه (۴) نوشتار می‌شود. در این رابطه $\varphi$ ضریب خودهمبستگی، $\gamma$ ضرایب نامتقارن وقفه‌های توسعه مالی و $\delta$، $\omega$، $\theta$ و $\beta$ به ترتیب ضریب وقفه‌های تورم، رشد اقتصادی، درجه باز بودن تجاری و رانت نفتی است.

$$RATIO_t = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j RATIO_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \gamma_j^+ FD_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_2} \gamma_j^- FD_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{r_1} \omega_j EG_{t-j} + \sum_{j=0}^{s} \delta_j Inf_{t-j} + \sum_{j=0}^{u} \theta_j TRADE_{t-j} + \sum_{j=0}^{\pi} \beta_j OILR_{t-j} + \tau_t \quad (4)$$

همچنین در ادامه رابطه ایستای (۴) به رابطه پویای (۵) تعمیم داده شده است:

$$\Delta RATIO_t = \rho RATIO_{t-1} + \gamma^+ FD_{t-1}^+ + \gamma^- FD_{t-1}^- + \omega EG_{t-1} + \delta Inf_{t-1} + \theta TRADE_{t-1} + \beta OILR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta RATIO_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \gamma_i^+ \Delta FD_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q_2-1} \gamma_i^- \Delta FD_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{r_1-1} \omega_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \delta_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta TRADE_{t-i} + \sum_{i=0}^{\pi-1} \beta_i \Delta OILR_{t-i} + \vartheta_t \quad (5)$$

که عدم تقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت مطابق رابطه (۶) است. بر اساس الگوی فوق می‌توان اثر نامتقارن توسعه مالی بر نابرابری درآمد را در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد برآورد و آزمون قرار داد.

$$\begin{cases} \text{بلندمدت}: \gamma^+ \neq \gamma^- \\ \text{کوتاه مدت}: \gamma_i^+ \neq \gamma_i^- \end{cases} \quad (6)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

## توصیف داده‌های پژوهش

جهت تبیین داده‌ها، میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کل دوره و ۷ زیر دوره محاسبه شده است که به شرح جدول (1) می‌باشد. با توجه به جدول (۱) و روند حرکتی نابرابری درآمدی (نسبت دهک دهم به اول) در نمودار(۱) می توان چنین اذعان داشت که نابرابری درآمدی، از زیردوره برنامه سوم الی آخر روندی نزولی داشته است. بیشترین و کمترین نابرابری درآمدی به ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۶۲ و ۱۳۹۰ با رقم‌های ۲۵/۵ و ۱۲/۲ بوده است. میزان رانت نفت در طول برنامه‌های

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

توسعه روند کاملاً نوسانی داشته است. بیشترین میزان رانت نفت مربوط به سال ۱۳۸۴ با رقم ۳۲/۴ و کمترین میزان مربوط به سال ۱۳۶۵ با رقم ۳/۹ بوده است.

در ارتباط با تورم، مطابق داده‌های پژوهش از زیردوره ۱۳۵۹-۱۳۶۷ تا برنامه دوم روندی صعودی داشته است.

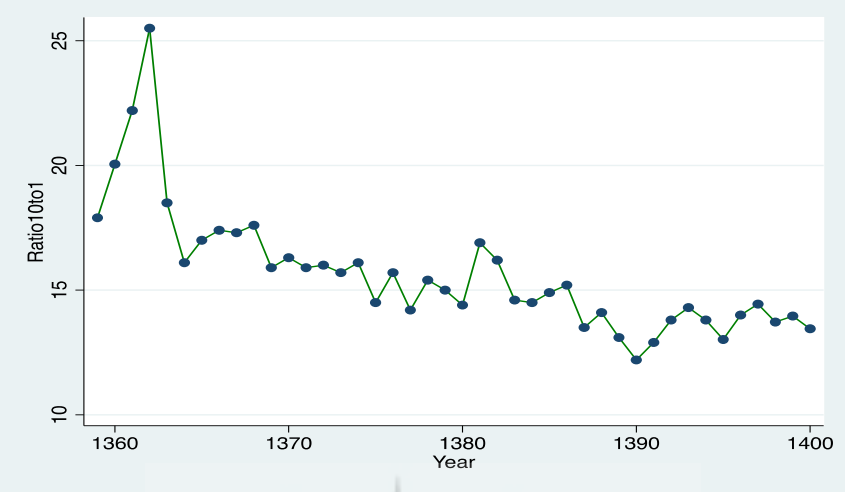
بیشترین میانگین تورم مربوط به برنامه ششم با ۳۴/۲ درصد و کمترین مربوط به برنامه سوم با ۱۴/۱ درصد بوده است. میانگین نرخ رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی همواره دارای نوسانات است به طوری که کم‌ترین نرخ رشد اقتصادی مربوط به زیردوره ۱۳۵۹ تا پایان جنگ با میانگین ۱/۶- است، در این زیردوره به دلیل رخدادهایی نظیر وقوع انقلاب و جنگ، نرخ رشد اقتصادی کشور روند کاهشی را تجربه کرده است. بیشترین میانگین نرخ رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی مربوط به برنامه سوم با نرخ ۵/۹ است. مطابق جدول(۱) بیشترین درجه باز بودن تجاری مربوط به زیردوره برنامه چهارم توسعه با رقم ۴۸/۹ درصد بوده است و این شاخص تقریبا از روندی نوسانی در زیردوره‌های مورد بررسی پژوهش برخوردار می‌باشد.

**جدول ۱. میانگین متغیرهای پژوهش**

| زیر دوره | *RATIO* | *FD* | *OILR* | *EG* | *INF* | *TRADE* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱۳۵۹ تا پایان جنگ | ۱۹/۱ | ۲۶/۴ | ۱۱/۹ | -۱/۶ | ۱۹/۸ | ۲۹/۴ |
| برنامه اول | ۱۶/۲ | ۲۵/۹ | ۲۳/۱ | ۵/۴ | ۲۱/۶ | ۳۹/۵ |
| برنامه دوم | ۱۵/۲ | ۲۳/۹ | ۱۷/۴ | ۲/۸ | ۲۵/۷ | ۳۳/۴ |
| برنامه سوم | ۱۵/۴ | ۲۸/۲ | ۲۴/۲ | ۵/۹ | ۱۴/۱ | ۴۶/۴ |
| برنامه چهارم | ۱۴/۲ | ۳۱/۴ | ۲۶/۳ | ۳/۹ | ۱۴/۹ | ۴۸/۹ |
| برنامه پنجم | ۱۳/۳ | ۳۵/۶ | ۱۹/۳ | ۱/۶ | ۲۰/۵ | ۴۲/۹ |
| برنامه ششم | ۱۳/۹ | ۴۵/۵ | ۲۰/۵ | ۱/۲ | ۳۴/۲ | ۴۸/۴ |
| میانگین کل دوره | ۱۵/۶ | ۳۰/۶ | ۱۹/۷ | ۲/۴ | ۲۱/۲ | ۴۰/۳ |
| بیشینه | ۲۵/۵ | ۵۲/۲ | ۳۲/۴ | ۲۳/۲ | ۴۹/۳ | ۵۸/۶ |
| کمینه | ۱۲/۲ | ۲۲/۴ | ۳/۹ | -۲۱/۶ | ۶/۹ | ۱۴/۱ |
| انحراف معیار | ۲/۵۱ | ۷/۲۳ | ۶/۸۴ | ۷/۱۱ | ۱۰/۷۷ | ۹/۷۴ |

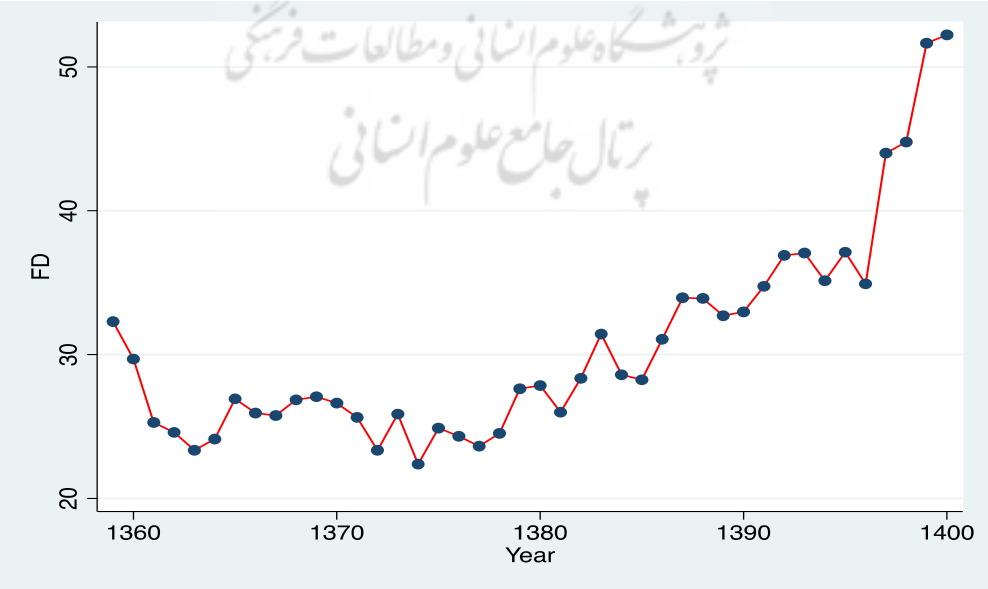
منبع: یافته‌های پژوهش

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]




**نمودار ۱.** روند حرکتی نابرابری درآمدی ایران

در نمودار (۲) روند حرکتی شاخص توسعه مالی ایران منتشره از صندوق بین‌المللی پول نمایان است. بر اساس جدول(۱) و نمودار(۲) می‌توان چنین اذعان داشت که توسعه مالی، از برنامه دوم تا ششم روندی صعودی داشته است. به‌نحوی که از رقم ۲۳/۹ در برنامه دوم به رقم ۴۵/۵ در برنامه ششم رسیده است. همچنین لازم به ذکر است از برنامه چهارم به بعد همواره میانگین شاخص توسعه مالی، از میانگین کل دوره زمانی پژوهش حاضر بیشتر بوده است.




**نمودار ۲. روند حرکتی توسعه مالی ایران**

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

## ۵. یافته‌های پژوهش

پیش از برآورد الگو لازم است تا آزمون ایستایی متغیرها انجام شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون استفاده‌شده است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون (گزارش‌شده در جدول 2) نشان می‌دهد هیچ‌کدام از متغیرهای مورد بررسی انباشت از مرتبه دوم نیستند. به نحوی‌که برخی متغیرها در سطح ایستا و تعدادی نیز با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. با توجه به نتیجه حاصل از آزمون ریشه واحد می‌توان از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی خطی در برآورد الگو بهره جست. لازم به توضیح آنکه در برآورد الگو، نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که در آزمون‌های خودهمبستگی، نرمالیتی و ناهمسانی واریانس فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، نرمال بودن و همسانی واریانس در جملات پسماند رد نمی‌شود. همچنین به‌منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر عدم وجود رابطه میان متغیرها است. مقدار آماره این آزمون در هر دو برآورد مطالعه حاضر از کرانه بالا و پایین در در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگتر است که دال بر رد فرضیه صفر است.

**جدول ۲. آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون**

| متغیرها | دیکی فولر- تعمیم‌یافته[1] | | | | فیلیپس پرون[2] | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | در سطح | | در تفاضل مرتبه اول | | در سطح | | در تفاضل مرتبه اول | |
| | آماره آزمون | سطح احتمال | آماره آزمون | سطح احتمال | آماره آزمون | سطح احتمال | آماره آزمون | سطح احتمال |
| نابرابری درآمد | -۲/۱۳ | ۰/۲۳۲ | -۶/۸۵ | ۰/۰۰۰ | -۱/۸۳ | ۰/۳۶۱ | -۱۳/۸۹ | ۰/۰۰۰ |
| توسعه مالی | ۱/۶۵ | ۰/۹۹۴ | -۶/۸۱ | ۰/۰۰۰ | ۱/۶۶ | ۰/۹۹۴ | -۶/۸۳ | ۰/۰۰۰ |
| رشد اقتصادی | -۶/۸۷ | ۰/۰۰۰ | - | - | -۷/۳۱ | ۰/۰۰۰ | - | - |
| تورم | -۳/۶۴ | ۰/۰۰۹ | -۵/۶۲ | ۰/۰۰۰ | -۲/۲۴ | ۰/۱۹۴ | -۶/۱۳ | ۰/۰۰۰ |
| شاخص باز بودن تجاری | -۱/۷۳ | ۰/۴۱۰ | -۵/۰۲ | ۰/۰۰۰ | -۲/۰۲ | ۰/۲۷۸ | -۵/۰۲ | ۰/۰۰۰ |
| رانت نفتی | -۳/۰۱ | ۰/۰۴۲ | - | - | -۳/۰۳ | ۰/۰۴۰ | - | - |

منبع: یافته‌های پژوهش

1 Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test
2 Philips-Perron Unit Root Test

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

**نتایج حاصل از برآورد الگوی نخست (متقارن)**

در رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، برآورد کوتاه‌مدت الگوی پویا نیازمند تعیین وقفه بهینه است. با توجه به تعداد مشاهدات از معیار شوارتز-بیزین در تعیین وقفه بهینه استفاده شد که با وقفه بهینه (1,0,0,0,1,0) همراه بوده است. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی ARDL برآورد و در جدول(۳) گزارش شده است.

نتایج حاصل از برآورد الگوی متقارن در کوتاه‌مدت بیانگر آن است توسعه مالی با ضریب ۰/۱۶- بر نابرابری درآمد اثری منفی دارد. درجه باز بودن تجاری مطابق جدول(۳) با ضریب ۰/۱۶ اثری مثبت بر نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت دارد. رانت نفتی در کوتاه‌مدت بر نابرابری درآمد به شکل منفی (باضریب ۰/۱۱-) اثرگذار است. مطابق آزمون والد[1] رشد اقتصادی با ضرایب ۰/۱۵۲ اثری مثبت بر نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت دارد. همچنین مطابق انتظار تورم با ضریب ۰/۰۷ اثری مثبت بر نابرابری درآمد دارد. ضریب برآوردی متغیرهای دامی $DUM5968$ مثبت است. بر این اساس در بازه زمانی ۱۳۵۹ تا یک سال پس از جنگ نابرابری درآمدی در ایران به‌طور متوسط به میزان ۴/۹۷ واحد افزایش یافته است. ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا برابر با ۰/۸۶- و از نظر آماری معنادار است و بیانگر آن است که با حرکت از یک سال به سال بعد به میزان ۸۶ درصد از انحراف نابرابری درآمدی به‌وسیله‌ی متغیرهای توضیحی الگو تعدیل می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1 Wald Test

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

**جدول ۳. نتایج برآورد الگوی متقارن در کوتاه‌مدت و آزمون‌های تشخیصی**

| | متغیرهای توضیحی | ضریب | آماره t | سطح احتمال |
|---|---|---|---|---|
| کوتاه‌مدت | $RATIO_{-1}$ | ۰/۱۴ | ۱۶/۱ | ۲۵۳/۰ |
| | $FD$ | −۰/۱۶ | ۶۰/−۴ | ۰۰۰/۰ |
| | $TRADE$ | ۰/۱۶ | ۴۲/۴ | ۰۰۰/۰ |
| | $OILR$ | −۰/۱۱ | ۴۱/−۲ | ۰۲۲/۰ |
| | $EG$ | ۰/۱۰ | ۳۷/۳ | ۰۰۲/۰ |
| | $EG_{-1}$ | ۰/۰۵ | ۹۸/۱ | ۰۵۷/۰ |
| | $INF$ | ۰/۰۷ | ۷۵/۳ | ۰۰۰/۰ |
| | $DUM5968$[1] | ۴/۹۷ | ۹۰/۵ | ۰۰۰/۰ |
| | آزمون والد[2] | | | |
| | $wald_{EG} = 14/54(0.000)[0/152]$ | | | |
| | جمله تصحیح خطا | −۰/۸۶ | −۸/۶۵ | ۰/۰۰۰ |
| | آزمون‌های تشخیصی | | | |
| | نرمالیتی | مقدار آماره | | ۱/۸۵۲ |
| | | سطح احتمال | | ۰/۳۹۶ |
| | ناهمسانی واریانس | مقدار آماره | | ۱۰/۸۰ |
| | | سطح احتمال | | ۰/۲۱۳ |
| | خودهمبستگی سریالی | مقدار آماره | | ۰/۳۱ |
| | | سطح احتمال | | ۰/۹۵۸ |

منبع: محاسبات پژوهش

پس از برآورد مدل رگرسیونی و انجام آزمون‌های تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. در این راستا از آزمون‌های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی[3] و مجذور پسماند

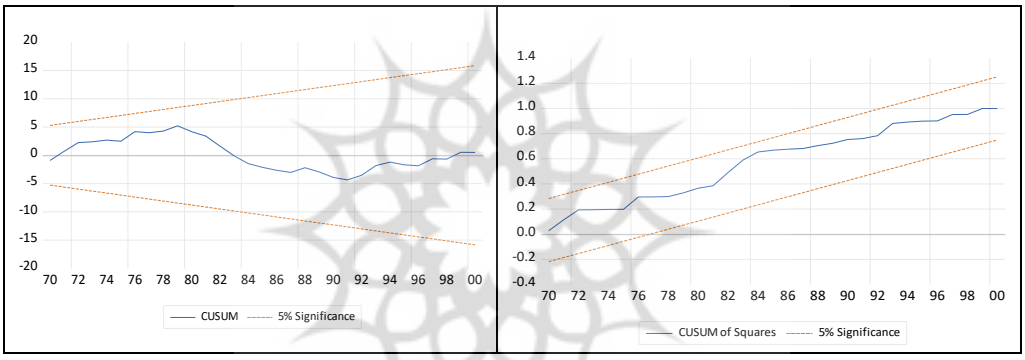
۱در برآورد الگوی‌های مطالعه حاضر، برای متغیر دامی ($DUM5968$)، سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۸ با عدد یک و سایر سال‌ها با عدد صفر کدگذاری شده است.

۲برای آزمون والد در کوتاه‌مدت، اعداد در کروشه بیانگر مجموع ضرایب و یا برآیند ضرایب مثبت و منفی می‌باشد. همچنین اعداد در پرانتز سطح احتمال مربوط به آماره F محاسباتی است.

3 Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

تجمعی[1] که منعکس‌کننده ثبات در ضرایب برآوردی در طول دوره‌ی مورد بررسی می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مذکور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی‌توان رد نمود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب مبنی بر وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که این فاصله در سطح اطمینان ۹۵ درصد و توسط براون و دوربین و اوانس تعیین شده است (تشکینی، ۲۰۰۵). نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۳) منعکس شده است. بر اساس نمودار (۳) می‌توان اظهار داشت که ضرایب برآوردی الگوی نخست (الگوی متقارن) در دوره مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تایید نمی‌شود.




**نمودار ۳. آزمون ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در الگوی نخست**

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج برآورد بلندمدت در جدول (۴) گزارش شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگو در بلندمدت از لحاظ معناداری و علامت ضرایب مشابه با کوتاه‌مدت است. مطابق با جدول (۴)، توسعه مالی با اثری منفی بر نابرابری درآمد همراه است. به نحوی که افزایش یک درصدی در توسعه مالی، نابرابری درآمدی ۰/۱۹ درصد کاهش خواهد یافت. درباره اثرگذاری مثبت توسعه مالی بر نابرابری درآمدی می‌توان چنین اذعان داشت که در دسترس بودن اعتبار بهتر اجازه می‌دهد انتخاب‌ها و تصمیم‌گیری‌های خانوار بیشتر بر اساس بهینه‌سازی اقتصادی اتخاذ شود. اثرگذاری منفی توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در مطالعاتی همچون شهباز و اسلام[2](۲۰۱۱)، اکمل و همکاران[3](۲۰۰۶) و

1 Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)
2 Shahbaz and Islam
3 Akmal et al

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

پاکدامن و همکاران(۲۰۲۲) تایید شده است. درجه باز بودن تجاری با ضریب ۰/۱۹ بر نابرابری درآمدی در بلندمدت می‌افزاید و با افزایش یک درصدی آن، نابرابری درآمدی ۰/۱۹ درصد افزایش می‌یابد. مطابق مبانی نظری باز بودن تجارت فشاری نزولی بر دستمزد کارگران غیرماهر در برخی کشورها وارد می‌کند و در عین حال درآمد حاصل از سرمایه را افزایش می‌دهد و در نتیجه نابرابری را در این اقتصادها افزایش می‌دهد. رانت نفتی در بلندمدت با ضریب ۰/۱۳- تاثیر معکوس و معنادار بر نابرابری درآمد دارد، بدین ترتیب که با افزایش یک درصدی در این متغیر، نابرابری درآمد به میزان ۰/۱۳ درصد کاهش می‌یابد. رانت نفتی از طریق دو کانال‌های افزایش مخارج مصرفی و افزایش پرداخت‌های انتقالی دولت به طبقات فقیر و همچنین اختصاص درآمدهای نفتی به ارتقای بهداشت و آموزش مناطق محروم می‌تواند از نابرابری درآمدی بکاهد. مطابق مبانی نظری رشد اقتصادی در بلندمدت با ضریب ۰/۱۸ اثری مثبت بر نابرابری درآمدی خواهد داشت. بدین توضیح که با افزایش یک درصدی رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی ۰/۱۸ درصد افزایش می‌یابد. تورم نیز به‌مانند کوتاه-مدت اثری مثبت بر نابرابری درآمد دارد؛ به‌طوری‌که افزایشی یک درصدی در نرخ تورم، نابرابری درآمد را به میزان ۰/۰۸ درصد افزایش می‌دهد. نتیجه حاصله در رابطه با اثرگذاری مثبت تورم بر نابرابری درآمد با نتایج مطالعاتی همچون لاو و سون[1](۲۰۲۰) و موهیبولا و داس[2](۲۰۱۹) هم‌سو است.

**جدول ۴. نتایج برآورد الگوی متقارن در بلندمدت و آزمون کرانه‌ها**

| متغیرهای توضیحی | ضریب | آماره t | سطح احتمال |
|---|---|---|---|
| $FD$ | ۰/۱۹- | ۴/۷۵- | ۰/۰۰۰ |
| $TRADE$ | ۰/۱۹ | ۴/۱۵ | ۰/۰۰۰ |
| $OILR$ | ۰/۱۳- | ۲/۳۱- | ۰/۰۲۷ |
| $EG$ | ۰/۱۸ | ۴/۲۵ | ۰/۰۰۰ |
| $INF$ | ۰/۰۸ | ۳/۵۵ | ۰/۰۰۱ |
| آزمون کرانه‌ها | | | |
| آماره آزمون | کرانه پایین | کرانه بالا | سطح خطا |
| ۱۰/۷۹ | ۴/۰۳ | ۵/۶۰ | ۱ درصد |
| | ۲/۹۲ | ۴/۲۷ | ۵ درصد |
| | ۲/۴۶ | ۳/۶۵ | ۱۰ درصد |

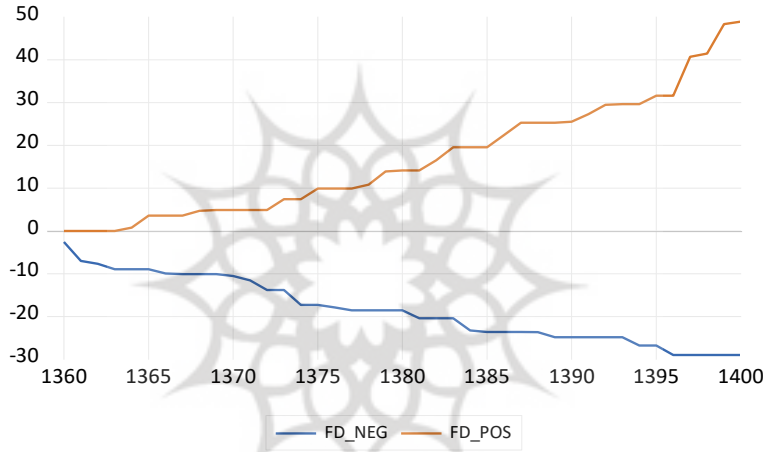
منبع: محاسبات پژوهش

1 Law and Soon
2 Muhibbullah and Das

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

### نتایج حاصل از برآورد الگوی دوم (نامتقارن)

برآورد الگو با پیش فرض رابطه خطی در بلندمدت حاکی از اثرگذاری منفی توسعه مالی بر نابرابری درآمد می باشد. در ادامه با فرض وجود اثرگذاری نامتقارن از توسعه مالی بر نابرابری درآمدی، برآورد مجدد صورت می گیرد. در برآورد مجدد جهت بررسی اثرگذاری نامتقارن، توسعه مالی به دو سری $FD^+$ و $FD^-$تجزیه شده است. این دو به مانند معادله (۳) حاصل انباشت تغییرات مثبت و منفی توسعه مالی می‌باشد که طی یک فرآیند شرطی محابه می‌شود. حاصل این تجزیه شرطی در نمودار (۳) نمایان گردیده است.




**نمودار ۴. تجزیه سری زمانی توسعه مالی منبع: یافته‌های پژوهش**

به‌مانند رهیافت ARDL ، در رهیافت NARDL نیز از معیار شوارتز-بیزین برای تعیین وقفه بهینه استفاده شد که با وقفه بهینه (1, 0, 0, 1, 0, 0, 0) همراه بوده است. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی نامتقارن برآورد و در جدول(۵) گزارش شده است. مطابق جدول(۵)، ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن نشان می‌دهد برآیند روند صعودی(افزایش‌ها) در توسعه مالی $(FD^+)$ با ضریب ۰/۱۷- به طور منفی و معنادار بر نابرابری درآمد اثرگذار است. اثرگذاری کاهش‌ها در توسعه مالی $(FD^-)$ با ضریب ۰/۱۹- همچون افزایش‌ها بر نابرابری درآمد، منفی و معنادار است. آزمون والد در تبیین اثر نامتقارن توسعه مالی(برآیند اثر افزایش‌ها و کاهش‌ها در توسعه مالی) بر نابرابری درآمدی حاکی از آن است که از منظر آماری تفاوت معناداری بین دو ضریب برآوردی یعنی ۰/۱۷- و ۰/۱۹- وجود ندارد. بنابراین در کوتاه‌مدت نمی‌توان وجود اثر نامتقارن توسعه مالی بر نابرابری درآمدی را تایید

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

نمود. در کوتاه‌مدت تورم و درجه باز بودن تجاری به مانند الگوی متقارن، به ترتیب با ضرایب ۰/۰۷ و ۰/۱۸۶ اثری مثبت بر نابرابری درآمد دارد. ضرایب برآوردی متغیرهای دامی در الگوی نامتقارن حاکی از آن است در بازه سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۸ به طور متوسط به ترتیب به میزان ۳/۷۳ درصد بر نابرابری درآمدی ایران افزوده شده است. ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا منفی و از نظر آماری معنادار است. در ضمن قدر مطلق اندازه ضریب مذکور کمتر از واحد بوده و نشان می‌دهد در هر دوره زمانی ۵۳ درصد از عدم تعادل رفاه اقتصادی توسط متغیرهای توضیحی تصحیح گردیده و به سمت روند بلندمدت [1]خود نزدیک می‌شود.

نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که سطح احتمال تمامی آماره‌های برآوردی از ۱۰ درصد بیشتر بوده و در نتیجه فروض کلاسیک استوار است.

**جدول ۵. نتایج برآورد الگوی نامتقارن در کوتاه‌مدت و آزمون‌های تشخیصی**

| | متغیرهای توضیحی | ضریب | آماره t | سطح احتمال |
|---|---|---|---|---|
| کوتاه‌مدت | $RATIO_{-1}$ | ۰/۴۷ | ۵/۰۲ | ۰/۰۰۰ |
| | $FD^{+}$ | -۰/۱۷ | -۳/۸۵ | ۰/۰۰۰ |
| | $FD^{-}$ | -۰/۱۹ | -۲/۵۷ | ۰/۰۱۵ |
| | $TRADE$ | ۰/۲۴ | ۴/۳۲ | ۰/۰۰۰ |
| | $TRADE_{-1}$ | -۰/۰۵ | -۱/۳۳ | ۰/۱۹۱ |
| | $OILR$ | -۰/۱۳ | -۲/۴۸ | ۰/۰۱۸ |
| | $EG$ | ۰/۰۸ | ۲/۲۵ | ۰/۰۳۱ |
| | $INF$ | ۰/۰۷ | ۴/۰۶ | ۰/۰۰۰ |
| | $DUM5968$ | ۳/۷۳ | ۳/۹۵ | ۰/۰۰۰ |

1 Steady State

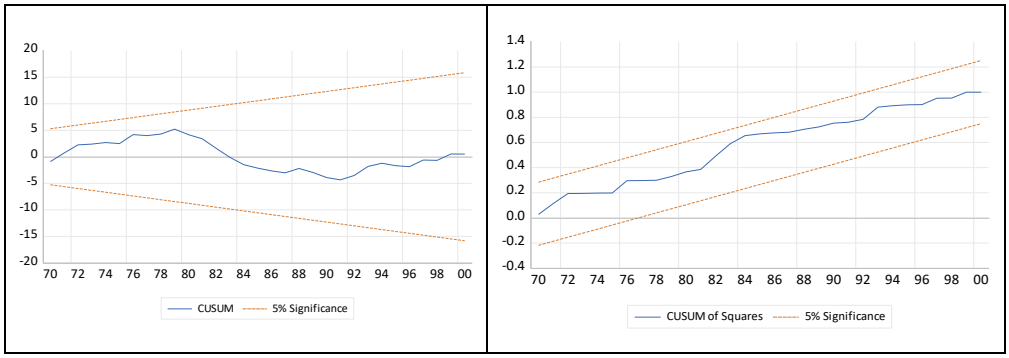
[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

| | | | |
|---|---|---|---|
| آزمون والد | | | |
| $wald_{TRADE} = 19/55(0.000)[0/186]$<br>$wald_{(FD^+)-(FD^-)} = 0/257(0.615)[-0/02]$ | | | |
| جمله تصحیح خطا | -۰/۵۳ | -۷/۳۴ | ۰/۰۰۰ |
| آزمون‌های تشخیصی | | | |
| نرمالیتی | مقدار آماره | | ۱/۷۳ |
| | سطح احتمال | | ۰/۴۲۱ |
| ناهمسانی واریانس | مقدار آماره | | ۹/۰۶ |
| | سطح احتمال | | ۰/۴۳۲ |
| خودهمبستگی سریالی | مقدار آماره | | ۳/۲۰ |
| | سطح احتمال | | ۰/۲۰۱ |

منبع: محاسبات پژوهش

همچون مدل متقارن پس از برآورد مدل رگرسیونی نامتقارن و انجام آزمون‌های تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. در این راستا از آزمون‌های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی که نشانگر ثبات در ضرایب برآوردی در طول دوره‌ی مورد بررسی می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مذکور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی‌توان رد نمود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب مبنی بر وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که این فاصله در سطح اطمینان ۹۵ درصد و توسط براون و دوربین و اوانس تعیین شده است. نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۴) منعکس شده است. بر اساس نمودار (۴) می‌توان اظهار داشت که ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن در دوره مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تایید نمی‌شود.

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]




**نمودار ۵. آزمون ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در الگوی دوم**

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج الگوی نامتقارن در بلندمدت در راستای نتایج کوتاه‌مدت بوده و نشان می‌دهد افزایش‌ها و کاهش‌ها در توسعه مالی، با اثری منفی بر نابرابری درآمدی همراه است. توضیح مبسوط‌تر آنکه افزایشی یک واحدی(درصدی) در توسعه مالی، ۰/۳۲ درصد از نابرابری درآمد کاسته و کاهشی یک واحدی(درصدی) در توسعه مالی، ۰/۳۶ درصد نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. بر اساس معادله (۸) آماره آزمون تفاضل میانگین برای دو ضریب متغیرهای $FD^+$ و $FD^-$، ۹۰/۶۳ محاسبه گردید که حاکی از آن است در بلندمدت نامتقارنی وجود دارد یا به عبارت دیگر در بلندمدت تفاوت معناداری از منظر آماری میان ضرایب افزایش‌ها و کاهش‌ها در توسعه مالی وجود دارد.

$$\tau = \frac{FD^- - FD^+}{\sqrt{\frac{(SE^{FD-})^2 + (SE^{FD+})^2}{N}}} \quad (8)$$

قدرمطلق اثرگذاری معکوس کاهش‌ها در توسعه مالی بزرگتر از اثرگذاری افزایش‌ها در توسعه مالی بر نابرابری درآمدی است. رشد اقتصادی با ضریب ۰/۱۴ بر نابرابری درآمدی اثرگذار است. بدین توضیح که افزایش یک درصدی در رشد اقتصادی با افزایش ۰/۱۴ درصدی در نابرابری درآمدی همراه است. تورم در بلندمدت مشابه کوتاه‌مدت با اثری مثبت بر نابرابری درآمدی همراه است. به نحوی که با افزایش یک درصدی تورم، به میزان ۰/۱۳ نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد. رانت نفتی نیز در بلندمدت با ضریب ۰/۲۵- به طور منفی بر نابرابری درآمدی اثرگذار است. بر این اساس افزایش(کاهش) یک واحدی(درصدی) در رانت نفتی، نابرابری درآمدی ۰/۲۵ واحد(درصد) کاهش(افزایش) می‌یابد.

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

**جدول ٦. نتایج برآورد الگوی متقارن در بلندمدت و آزمون کرانه‌ها**

| متغیرهای توضیحی | ضریب | آماره t | سطح احتمال |
|---|---|---|---|
| $FD^+$ | -۰/۳۲ | -۵/۱۶ | ۰/۰۰۰ |
| $FD^-$ | -۰/۳۶ | -۳/۱۶ | ۰/۰۰۰ |
| TRADE | ۰/۳۵ | ۴/۷۸ | ۰/۰۰۰ |
| OILR | -۰/۲۵ | -۲/۲۹ | ۰/۰۲۸ |
| EG | ۰/۱۴ | ۲/۲۶ | ۰/۰۳۱ |
| INF | ۰/۱۳ | ۴/۰۶ | ۰/۰۰۰ |
| آزمون کرانه‌ها | | | |
| آماره آزمون | کرانه پایین | کرانه بالا | سطح خطا |
| ۶/۴۹ | ۲/۶۶ | ۴/۰۵ | ۱ درصد |
| | ۲/۰۴ | ۳/۲۴ | ۵ درصد |
| | ۱/۷۵ | ۲/۸۷ | ۱۰ درصد |

منبع: محاسبات پژوهش

## ٦. نتیجه‌گیری

موضوع پژوهش حاضر به بررسی و تحلیل اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی ایران بر اساس رهیافت های متقارن و نامتقارن اختصاص دارد. بدین منظور برآورد ضرایب در قالب دو الگو با رهیافت خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی خطی و غیرخطی انجام شد. روند حرکتی شاخص توسعه مالی و توصیف داده‌ها حاکی از آن است که از برنامه دوم تا ششم روندی صعودی داشته است. به‌نحوی که از رقم ۲۳/۹ در برنامه دوم به رقم ۴۵/۵ در برنامه ششم رسیده است. همچنین لازم به ذکر است از برنامه چهارم به بعد همواره میانگین شاخص توسعه مالی، از میانگین کل دوره زمانی پژوهش حاضر بیشتر بوده است. نتایج برآورد حاصل از برآورد الگو پژوهش در بلندمدت حاکی از آن است که توسعه مالی بر نابرابری درآمدی با اثری منفی و نامتقارن همراه است. به نحوی که قدرمطلق اثرگذاری معکوس کاهش‌ها در توسعه مالی بزرگتر از اثرگذاری افزایش‌ها در توسعه مالی بر نابرابری درآمدی است. درجه باز بودن تجاری، تورم و رشد اقتصادی با اثری مثبت و رانت نفتی با اثری منفی بر نابرابری درآمدی ایران همراه است. یافته دیگر آنکه طی سال‌های ۱۳۵۹ تا یک

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

سال پس از جنگ نابرابری درآمدی به طور معناداری افزایش یافته است. با توجه نتایج حاصله در این پژوهش پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران بر سیاست‌هایی در جهت افزایش توسعه مالی از جمله تسهیل در دسترسی به منابع مالی، ارتقاء بخش بانکی و اصلاح سیاست‌های مالی به منظور کاهش نابرابری درآمدی کشور در سیاست‌گذاری خود اهتمام ورزند. همچنین لازم به ذکر است با توجه به اثرگذاری مثبت و قابل‌توجه تورم بر نابرابری درآمدی ایران شایسته است که در راستای افزایش مخارج مختص به توسعه بازارها و موسسات مالی کشور، تورم نیز مدنظر سیاستگذار اقتصادی باشد و در تامین مالی آن حدالامکان از روش‌های غیر تورم‌زا استفاده شود.

## منابع


- Abu-Bader,S.& A.S. Abu-Garn. (2007). Financial Development and Economic Growth: The Egyptian Experience. Journal of Policy Modeling.
- Adams, S., & Klobodu, E. K. M. (2016). Financial development, control of corruption and income inequality. *International Review of Applied Economics*, *30*(6), 790-808.
- Akmal, M. S., Ahmad, Q. M., & Butt, M. S. (2006). Financial Development and Income Inequality in Pakistan: An Application of ARDL Approach. *Pakistan Society of Development Economics*.
- Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1993). Occupational choice and the process of development. *Journal of political economy*, *101*(2), 274-298.
- Bittencourt, M., Changm, Sh. Gupta, R., & Miller , S.(2019). Does financial development affect income inequality in the U.S. States?. Journal of Policy Modeling, 41(6):1043-1056.
- Bolarinwa, S. T., Vo, X. V., & Olufolanhan, T. J.(2021).The Effect of Finacial Deveolpment on Income Inequality in Africa. Development Southern Africa, 38(2),311-329.
- Bourguignon, F. (1981). Pareto superiority of unegalitarian equilibria in Stiglitz'model of wealth distribution with convex saving function. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1469-1475.
- Chiu, Y. B., & Lee, C. C. (2019). Financial development, income inequality, and country risk. *Journal of International Money and Finance*, *93*, 1-18.
- Das, S. P. (2005). Gradual globalization and inequality between and within countries. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, *38*(3), 852-869.
- Destek, M.A., Sinha, A.,& Sarkodie,S.A.(2020). Financial Development and Economic Growth Development and Income Inequality in Turkey. Journal of Economic Structures,9(1),1-14.


[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

- Engerman, S. L., & Sokoloff, K. L. (2005). Colonialism, inequality, and long-run paths of development.
- Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *American economic review*, *90*(4), 869-887.
- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The review of economic studies*, *60*(1), 35-52.
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of political Economy*, *98*(5, Part 1), 1076-1107.
- Jauch, S., & Watzka, S. (2016). Financial development and income inequality: a panel data approach. *Empirical Economics*, *51*, 291-314.
- Kaldor, N. (1957). A model of economic growth. *The economic journal*, *67*(268), 591-624.
- Kanbur, R. (2000). Income distribution and development. *Handbook of income distribution*, *1*, 791-841.
- Kavya, T. B., & Shijin, S. (2020). Economic development, financial development, and income inequality nexus. *Borsa Istanbul Review*, *20*(1), 80-93.
- Krugman, P., & Venables, A. J. (1995). Globalization and the Inequality of Nations. *The quarterly journal of economics*, *110*(4), 857-880.
- Law, C. H., & Soon, S. V. (2020). The impact of inflation on income inequality: the role of institutional quality. *Applied Economics Letters*, *27*(21), 1735-1738.
- Lazear, E. P., & Rosen, S. (1981). Rank-order tournaments as optimum labor contracts. *Journal of political Economy*, *89*(5), 841-864.
- Li, H., & Zou, H. F. (1998). Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. *Review of development economics*, *2*(3), 318-334.
- M.Kabir H., Sanchezb, B. and Jung-Suk Yuc (2011), "Financial Development and Economic Growth: New Evidence from Panel Data", The Quarterly Review of Economics and Finance, 51, pp. 88-104.
- Mollaahmetoğlu, E., & Akçalı, B. Y. (2019). The Missing-Link between Financial Development and Economic Growth: Financial Innovation. Procedia Computer Science, 158, 696-704.
- Moradi, M. A. (2009, June). Oil resource abundance, economic growth and income distribution in Iran. In *the Proceedings of International Conference on Policy Modeling, Ottawa, Canada*.
- Muhibbullah, M., & Das, M. R. (2019). The impact of inflation on the income inequality of Bangladesh: A time series analysis. *International Journal of Business and Technopreneurship*, *9*(2), 141-50.
- Pakdaman, Y., Barkish, A., & Arij, M. A. (2022). Investigating the Asymmetric Effects of Financial Development on Income Inequality in Iran: Using Nonlinear Auto-Regressive Distributed Lag (NARDL) Approach. *Planning and Budgeting*, *27*(2), 127-152.
- Partridge, M. D. (1997). Is inequality harmful for growth? Comment. *The American Economic Review*, *87*(5), 1019-1032.


[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]

- Richardson, J. D. (1995). Income inequality and trade: how to think, what to conclude. *Journal of economic perspectives*, *9*(3), 33-55.
- Ruiz, J. L. (2018). Financial development, institutional investors, and economic growth. International Review of Economics & Finance, 54, 218-224.
- Shahbaz, M., & Islam, F. (2011). Financial development and income inequality in Pakistan: An application of ARDL approach.
- Shin, I. (2012). Income inequality and economic growth. *Economic Modelling*, *29*(5), 2049-2057.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[ Downloaded from ejip.ir on 2024-11-20 ]