پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار
شاپا: ۸۳۹۶ – ۲۰۰۸
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، (پاییز ۱۴۰۰)، صفحه ۱۱ تا ۲۵

تأثیر توسعه بازار سرمایه و رشد اقتصادی بر فقر

بهمن خانعلی زاده[۱*]

چکیده

رفاه اجتماعی و کاهش فقر همواره یکی از مهمترین اهداف اقتصادی و سیاسی کشورها بوده است. زیرا فقر همواره یکی از پدیده‌های نامطلوب اقتصادی و اجتماعی جوامع مختلف به شمار رفته و در حال حاضر نیز به عنوان یکی از معضلات بزرگ جوامع جهانی شناخته می‌شود. اما یکی از مهم‌ترین راه‌های مبارزه با فقر افزایش تولید ناخالص داخلی می‌باشد که بواسطه آن می‌توان فقر و نابرابری درآمدی را در جامعه کاهش داد اما دستیابی به رشد اقتصادی خود مستلزم بکارگیری عواملی متعددی از جمله سرمایه، نیروی انسانی، انرژی و... است. به همین علت توجه هر چه بیشتر بر بازارهای مالی از جمله بازار سرمایه (بورس و اوراق بهادار) که می‌تواند یکی از ابزارهای مهم تأمین مالی موسسات و بنگاههای اقتصادی باشد قطعاً خواهد توانست زمینه‌ساز افزایش تولید ناخالص داخلی گردیده و در نهایت به کاهش فقر منتهی شود. لذا در این تحقیق سعی شده است با بکارگیری آزمون ARDL روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای توسعه بازار بورس (ارزش معاملات انجام شده در بورس، حجم سهام‌های معامله شده در بورس و تعداد شرکت‌ها بورسی) و تولید ناخالص داخلی واقعی با متغیر ضریب جینی (میزان فقر) در بازه زمانی ۱۳۹۸–۱۳۶۵و با استفاده از داده‌های سالیانه در کشور ایران مورد بررسی قرار گیرد. لذا نتایج بدست آمده حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیرتمامی متغیرهای بکارگرفته شده بر میزان فقر در کشور ایران منفی می‌باشد. همچنین متغیر ارزش معاملات انجام شده در بورس بیشترین تأثیر منفی را در میان متغیرهای توسعه بازار سرمایه بر میزان فقر در کشور ایران داشته است.

کلیدواژه‌ها: بازار بورس، تولید ناخالص داخلی، ضریب جینی، آزمون ARDL، ایران

۱- مقدمه

فقر یکی از خطرناکترین پدیده‌های اجتماعی است که به معنای نیازمندی و احتیاج انسانها است. اقتصاددانان فقر را آن سطح از درآمدی می‌دانند که به انسان امکان خرید و مصرف حداقل نیازهای لازم را برای زیستن نمی‌دهد. آنها میزان درآمد سرانه را شاخصی برای اندازه‌گیری فقر و غنای افراد یک جامعه در نظر می‌گیرند (شاه‌آبادی، ۱۳۹۱).

در همین راستا رشد اقتصادی و کاهش فقر همواره از مهمترین اهداف سیاسی و اقتصادی کشورها بوده است. زیرا فقر در طول تاریخ بشری همواره یکی از پدیده‌های نامطلوب اقتصادی و اجتماعی جوامع مختلف به شمار رفته و در حال حاضر نیز به عنوان یکی از معضلات بزرگ جوامع جهانی شناخته می‌شود. اما یکی از مهم‌ترین راه‌های مبارزه با فقر

۱*. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران، *Khanali.bahman@yahoo.com*

افزایش تولید ناخالص داخلی می‌باشد که بواسطه آن می‌توان فقر و نابرابری درآمدی را در جامعه کاهش داد اما دستیابی به رشد اقتصادی خود مستلزم بکارگیری عواملی متعددی از جمله سرمایه، نیروی انسانی، انرژی و... است.

لذا امروزه بر کسی پوشیده نیست که از عوامل اصلی و مهم رشد و توسعه اقتصادی یک کشور افزایش سرمایه‌گذاری مولد در آن جامعه است و رابطه مستقیمی بین توسعه اقتصادی و سرمایه‌گذاری وجود دارد، بنابراین توسعه اقتصادی از اهداف مهم کشور است و رسیدن به آن نیاز به ابزارهایی دارد که مهم‌ترین آنها پویایی، تکامل و توسعه بازارهای مالی شامل بازار پول، سرمایه و صنعت بیمه است (حسین‌نیا، ۱۳۷۶).

اما بطور کلی در اقتصاد توسعه دو مکتب سنتی با دیدگاه‌های متفاوت راجع به اهمیت بازارهای مالی وجود دارد. یک دیدگاه بر این باور است که بازارهای مالی از نظر توسعه و رشد اقتصادی دارای نقش کلیدی هستند و در مقابل آن دیدگاه دیگری وجود دارد که به مقولات مالی تنها به عنوان یک خادم صنعت می‌نگرد. این دیدگاه واسطه‌های مالی را تنها کانالی برای هدایت پس‌انداز خانوارها به سمت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری می‌داند. در تحقیقات جدید رشد اقتصادی سازمان‌های مالی بازیگر فعّال و شاید مسلط در زمینه‌ی فعّالیت‌های صنعتی هستند. اما سؤالی که همیشه مطرح بوده این است که آیا توسعه‌ی مالی زمینه‌ی رشد اقتصادی بالاتر را فراهم می‌آورد (حسینی و شهابی، ۱۳۸۶) و یا اینکه رشد اقتصادی که به واسطه توسعه مالی ایجاد شده است زمینه ساز کاهش فقر در جامعه شده است.

اثرات مثبت بازار اوراق بهادار بر توسعه اقتصادی، از جمله: افزایش انگیزه سرمایه‌گذاری از طریق کاهش ریسک، قیمت‌گذاری ریسک و تسهیل ریسک نقدینگی و تجهیز و بسیج سپرده‌ها و غیره آنقدر زیاد و حساس است که برخی از اقتصاددانان بر این عقیده‌اند که تفاوت اقتصادهای توسعه یافته و توسعه نیافته، نه در تکنولوژی پیشرفته بلکه در وجود بازارهای مالی یکپارچه، فعال و گسترده است؛ بازارهایی که کشورهای توسعه‌نیافته از آن محروم هستند (احمدیان و حسن‌زاده، ۱۳۸۹).

رشد و توسعه بازارهای مالی در کشور به طور طبیعی به سبب نقش اساسی و زیربنایی که در جمع‌آوری منابع از طریق پس‌اندازهای کوچک و بزرگ موجود در جامعه و هدایت آنها به سمت نیازهای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف و مولد اقتصاد همیشه مورد توجه قرار می‌گیرد. به همین علت به طور خلاصه می‌توان گفت افزایش رشد اقتصادی، کنترل نرخ تورم، استفاده بهینه از منابع کمیاب، افزایش قدرت رقابت اقتصادی، افزایش دستمزدهای کارکنان، کاهش هزینه‌ها، افزایش توان تولید و غیره در گرو نتایج بهبود مؤثر بازارهای مالی است.

از طرفی دیگر بروز و شناخت ناتوانی بازار پول در ایجاد تعادل بین عرضه و تقاضا، با هدف جلوگیری یا کنترل تورم، بازار سرمایه به عنوان گزینه‌ای مؤثر در جهت تعادل آفرینی مورد توجه قرار گرفته است. سیاست‌های مالی و اعتباری در ابتدا بازارهای سرمایه را ایجاد کرد و مساله‌ای به نام بورس و سهام به عنوان امری تاثیرگذار جای خود را در زندگی مردم باز کرد و مردمی که تا آن زمان مازاد نقدینگی خود را در سپرده‌های بانکی نگهداری می‌کردند، کم کم نحوه سرمایه‌گذاری در بورس و خرید سهام شرکت‌های بورسی را فرا گرفتند و به این ترتیب بازار سرمایه در جوامع انسانی هر روز شناخته‌تر شد. بازار سرمایه به عنوان یک بازار متشکل، نقش مؤثری در بسیج امکانات مالی و سرمایه‌ای به منظور رشد و توسعه اقتصادی کشورها داشته و هم اکنون نیز در بسیاری از کشورهای جهان تأمین مالی اعتبارات مورد نیاز بنگاه‌های اقتصادی را بر عهده دارد (گلزاری، ۱۳۹۱).

اما کشورهای در حال توسعه عمدتاً به دنبال جذب سرمایه‌های داخلی و خارجی به عنوان یک پدیده بسیار مهم جهت مبارزه با فقر و کاهش توزیع ناعادلانه درآمدها هستند و این در حالی که نقدشوندگی بازار سهام در کشورهای در حال توسعه این توانایی را دارد که منابع مالی مورد نیاز بسیاری از شرکت‌هایی را که نیازمند نقدشوندگی هستند فراهم کند که این امر زمینه اشتغال بسیاری از فقرا را فراهم کرده و کاهش توزیع ناعادلانه درآمدها را به همراه اشته است.

لذا بررسی و بهینه‌سازی فرایند گردش بازارهای سرمایه

و هدایت منابع آنها به سمت بخش‌های مختلف اقتصاد که در رشد و توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور نقش بسزایی دارند همچنین آموزش مردم به جهت سرمایه‌گذاری صحیح در بازارهای مالی از جمله بورس از مهم‌ترین سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصاد کشور می‌تواند باشد زیرا با تحرک بازار مالی و هدایت صحیح آن به سمت تولید باعث خواهد شد که درآمد سرانه مردم افزایش داشته و به تبع آن فقر نیز در جامعه کاهش یابد. به همین جهت در این پژوهش سعی شده است تأثیر توسعه بورس بازار بورس و رشد اقتصادی بر فقر در کشور ایران در بین سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۵ مورد بررسی قرار گیرد.

۲- مبانی نظری

رابطه بین بازارهای مالی و رشد اقتصادی در دهه‌های اخیر به عنوان یکی از محورهای اصلی در ادبیات توسعه مالی مطرح شده است. بر اساس این ادبیات، بخش مالی نقش اساسی در توسعه و رشد اقتصادی دارد و به دلیل ایفای نقش واسطه‌ای در تخصیص منابع به همه بخش‌های اقتصادی از طریق کاهش هزینه تامین مالی و نیز تشویق پس‌اندازها و استفاده کارا از آن‌ها، سهم عمده‌ای در رشد بلندمدت اقتصادی دارد. علاوه بر ادبیات توسعه بازارهای مالی، نظریه‌های رشد کلاسیک‌های جدید (لوکاس، رومر، ریبلو، گراسمن و هلپمن) نیز به‌صورت ضمنی بر اهمیت تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تاکید کرده و معتقدند که کارکردهای مالی از دو کانال، انباشت سرمایه و ابداعات فناوری بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند. از سوی دیگر، بر اساس تئوری و نظریه‌های اقتصادی، رشد اقتصادی با افزایش ظرفیت تولید و سرمایه‌گذاری برافزایش اشتغال تاثیرگذار است؛ بنابراین بر اساس مبانی نظری موجود، توسعه بازارهای مالی از جمله بازار بورس به‌صورت مستقیم بر رشد اقتصادی و به‌صورت غیرمستقیم برافزایش اشتغال تأثیر گذاشته که این به نوبه خود می‌تواند درآمد سرانه خانوارها را افزایش داده و بر کاهش فقر تأثیر گذار باشد.

اما تأثیر بازارهای مالی بر رشد اقتصادی چگونه است؟ مطالعات و پژوهش‌های اخیر، ارتباط بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی را با بکارگیری مدل‌های رشد درون‌زا بررسی نموده‌اند. در چهار چوب مدل‌های رشد درون‌زا، نه تنها سرمایه بر سطح رشد اقتصادی نشان داده می‌شوند، بلکه اثر آن بر نرخ رشد نیز دیده می‌شد. واقعیتی که نظریه‌های سنتی رشد آن را در نظر نگرفته و رد می‌کنند.

لوین[1] در این چهار چوب چند دیدگاه معرفی می‌کند:

۱-بازار سرمایه رشد اقتصادی بلندمدت را بهبود می‌بخشد.

۲-نقدینگی موجود در بازار سرمایه می‌تواند منابع مناسبی برای سرمایه‌گذاری فراهم نماید و منجر به ایجاد دارایی دائمی به واسطه انتشار سهام شود.

گرین وود و اسمیت[2]، بیان می‌کنند بازار سرمایه، جابه جایی پس انداز را کاهش داده و امکانات سرمایه‌گذاری را فراهم می‌آورد. آبسفلد[3]، معتقد است ریسک سهام بین‌المللی به واسطه ادغام بازارهای سرمایه، تخصیص منابع را بهبود بخشیده و رشد اقتصادی را تسریع می‌کند.کینگ و لوین[4]، نرخ بالاتر اختراعات منجر به نرخ بالاتر رشد اقتصادی می‌شود. در صورت فقدان بازارهای مالی، این امکان وجود دارد که سرمایه‌گذاری در پروژه‌ها با کمبود نقدینگی مواجه شوند (حسن‌زاده و احمدیان، ۱۳۸۹).

بازار سهام یک بازار مالی است که در این بازار نیازهای مالی بلندمدت بسیاری از بنگاه‌های اقتصادی تامین مالی می‌شود. با وجود اینکه بازار سهام و بازار پول در تامین و تخصیص بهینه منابع مالی مکمل یکدیگر هستند، اما به دلیل ماهیت زمانبر بودن فعالیت‌های تولیدی نقش بازار سهام در تجهیز منابع مالی این فعالیت‌ها بسیار چشمگیرتر از بازار پول است. تامین مالی که از طریق بازار سهام صورت می‌گیرد یک تامین مالی رقابتی و شفاف است و برای بنگاه‌هایی که از طریق این بازار تامین مالی می‌کنند در نهایت نرخ هزینه تامین سرمایه کاهش می‌یابد و کاهش این هزینه در کل

1. Levine
2. Green wood and Smith
3. Obstfeld
4. King and Levine

منافعی را برای جامعه در پی خواهد داشت به طوری که بازار سهام با ایجاد یک بستر کارآمد برای نقل و انتقال وجوه، تسهیل ریسک بین سرمایه‌گذاران و سرمایه‌پذیران از طریق افزایش نقدشوندگی سهام موجب افزایش توان فعالیت‌های اقتصادی بنگاه‌ها، رشد و شکوفایی اقتصادی و در نهایت توزیع عادلانه درآمدها می‌شود. اقتصاددانان، متخصصان مالی و سیاست‌گذاران به واسطه منافع قابل ملاحظه‌ای که بازار سهام برای اقتصاد واقعی ایجاد می‌کند توجه خاصی به آن دارند و آن را تکیه‌گاه فعالیت‌های بازار سرمایه می‌دانند. این بازار به عنوان ابزار مهمی در تجهیز و تخصیص پس‌اندازها و افزایش انباشت سرمایه شناخته می‌شود که برای توزیع عادلانه‌تر درآمدها و کاهش فقر حیاتی است. به طور کلی، بازار سهام را می‌توان به عنوان یک بستر در نظر گرفت که مردم ازطریق آن، پس‌اندازهایشان در بخش‌های مختلف اقتصاد را، برای سرمایه‌گذاری به بنگاه ها و صنایع کسب و کار منتقل می‌کنند. به حرکت درآوردن منابع و پس‌اندازها در یک اقتصاد خاموش ضروری است اما کیفیت تخصیص آنها برای پروژه‌های سرمایه‌گذاری متفاوت یک عامل مهم برای نابرابری درآمدها است و این در واقع همان چیزی است که یک بازار سهام کارآمد در اقتصاد انجام می‌دهد در نهایت می‌توان گفت بازار سهام از طریق خدمات خاصی که انجام می‌دهد نقش مهمی در مبارزه با فقر و ریشه کن کردن فقر دارد.

۳- پیشینه تحقیق

۳-۱- مطالعات داخلی

جعفری و همکاران (۱۴۰۰)، در تحقیقی با عنوان «بررسی تاثیر همزمان سیاست‌های پولی و مالی بر نابرابری درآمد در ایران» به بررسی تاثیر همزمان سیاست‌های پولی و مالی بر نابرابری درآمد در ایران طی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ در ایران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که در کوتاه مدت و بلندمدت، چنانچه میزان حجم پول، نرخ تورم، نرخ سود سپرده‌های مدت‌دار، نرخ ارز و مخارج دولت افزایش یابد، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد و افزایش درآمدهای مالیاتی سبب کاهش نابرابری درآمدی می‌گردد. همچنین قدرت تعدیل مدل برابر با ۵۹ درصد است.

خانعلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰)، در پژوهشی با عنوان «تأثیر توسعه بازار بورس و آموزش عالی بر رشد و شکوفایی کشور ایران»، در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۸ و با استفاده از آزمون ARDL به این نتایج دست یافتند که تعداد دانشجویان آموزشگاه‌ها و مؤسسات آموزش عالی کشور و معاملات انجام شده و حجم سهام‌های معامله شده در بورس تأثیری مثبت بر رشد اقتصادی کشور داشته است. این در حالی است که تأثیر تعداد شرکت‌های بورسی در همین بازه زمانی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. ضمنا آزمون علیت گرنجر نیز نشان داد که یک رابطه یکطربه از سمت متغیر آموزش عالی با متغیرهای توسعه بازار بورس وجود دارد.

فتاحی و همکاران (۱۳۹۸)، در تحقیقی با عنوان «بررسی اثر نقدشوندگی بازار سهام بر نرخ فقر» در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه با استفاده از داده‌های پانلی طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۰ با دو روش FMOLS-DOLS به این نتایج دست یافتند که، نقدینگی بازار سهام ارتباط معناداری با نرخ فقر چه در کشورهای در حال توسعه و چه در کشورهای توسعه یافته دارد اما با افزایش نقدشوندگی بازار سهام نرخ فقر در سطح جوامع پیشرفته صنعتی افزایش می‌یابد حال آنکه با افزایش نقدشوندگی بازار سهام نرخ فقر در سطح جوامع در حال توسعه کاهش می‌یابد.

فلیحی و بخارایی (۱۳۹۶)، در مقاله‌ایی با عنوان «بررسی اثر عمق مالی بررشد اقتصادی در ایران» با استفاده از آزمون ARDL و برای اولین بار با بکارگیری متغیر توسعه مالی (عمق مالی) از نسبت مجموع ارزش مربوط به بازار پول، بازار بورس و بیمه به تولید ناخالص داخلی و همچنین برای متغیر توسعه مالی نیز بطور مجزا از بازار پول و بازار بورس، بازار پول و بازار بیمه و بازار بورس و بیمه به این نتایج دست یافتند که یک درصد افزایش در شاخص عمق مالی موجب ۰/۷ درصد رشد اقتصادی در بلند مدت می شود. همچنین اثر آنی تعمیق مالی اقتصاد موجب رشد اقتصادی به اندازه ۰/۰۸ درصد می‌شود.

رزاء نژاد و همکاران (۱۳۹۳)، در پژوهشی با عنوان «بررسی تأثیر توسعه بازارهای مالی بر نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران» در دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ با استفاده از هفت معادله رگرسیونی و روش یوهانسن در ارزیابی شاخص توسعه مالی (شش زیر شاخص مورد ارزیابی قرار گرفته است که شامل بخش بانکی، بخش مالی غیربانکی، قانون‌گذاری و نظارت، بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، باز بودن بخش مالی و بخش نهادی) به این نتایج دست یافتند که که مولفه‌های بخش بانکی، بخش مالی غیر بانکی، قانون‌گذاری و نظارت، باز بودن بخش مالی و بخش نهادی می‌توانند باعث کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد گردند. همچنین، شاخص توسعه بخش بانکی، بیشترین تاثیر را بر روی توزیع درآمد در اقتصاد ایران داشته است و شاخص توسعه بخش پولی تاثیر معناداری بر روی بهبود درآمد نداشته است. طبق نتایج مدل، کیفیت نهادهای قانونی، حقوق مالکیت، کیفیت دیوان سالاری و مسئولیت‌پذیری دولت بر عملکرد سیستم مالی تأثیر می‌گذارند

علیزاده (۱۳۹۲)، در مقاله‌ایی با عنوان «بررسی نقش بازار سرمایه در رشد اقتصادی ایران با رویکرد اقتصاد خرد»(سطح بنگاه- ۱۳۹۰-۱۳۷۰)، با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۷ بنگاه نمونه در سال‌های (۱۳۹۰-۱۳۸۰) به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی نشان دادند که تأمین مالی از سیستم بانکی و بازار سرمایه موجب رشد فروش به ترتیب ۶۵/۳ درصد و ۵۳/۸ درصد از بنگاه‌های نمونه شده است. همچنین نرخ رشد فروش بنگاه‌های برتر بورس اوراق بهادار تهران ناشی از تأمین مالی بلندمدت (فروش سهام در بورس) با نسبت خالص فروش به دارایی ثابت رابطه مثبت و معناداری دارد که بیانگر نقش مثبت بازار سرمایه در رشد اقتصادی ایران می‌باشد.

حسن زاده و احمدیان (۱۳۸۹)، در پژوهشی با عنوان «اثر توسعه بازار بورس بر رشد اقتصادی» با روش داده‌های تابلویی و برای ۷ کشور آلمان، انگلستان، آمریکا، مالزی، آرژانتین، کره و ایران اثرات شاخص‌های بورس را بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آنها حاکی ارتباط مثبت بین رشد اقتصادی و شاخص های توسعه بازار بورس می‌باشد. ولی به علت عدم توسعه یافتگی بورس تهران، اثر آن بر رشد اقتصادی، کمتر از اثر اعتبارات اعطایی از سوی سیستم بانکی به بخش خصوصی است.

پیرائی و قناعتیان (۱۳۸۵)، در مقاله‌ایی با عنوان «اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در ایران؛ اندازه گیری شاخص رشد به نفع فقر» در بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۴ در مناطق شهری و روستایی ایران به این نتایج دست یافتند که شمول فقر در مناطق شهری و روستایی ایران در دوره بررسی کاهش یافته و شدت و عمق فقر در مناطق شهری و روستایی افزایش یافته است.

۳-۲- مطالعات خارجی

آلبرت و همکارانش[1] (۲۰۲۰) در مقاله با عنوان «تأثیر سیاست‌های پولی بر نابرابری درآمدی و ثروت از کانال‌های مختلف در ایالات متحده» با استفاده از روش SVAR طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۲ به این نتایج دست یافتند که یک شوک سیاست پولی انبساطی به دلیل وجود کانال‌های مخالف تأثیر مهمی بر نابرابری درآمد ندارد، در حالی که این شوک، نابرابری ثروت را عمدتاً از طریق کانال پرتفوی افزایش می‌دهد

تی نگوین و بوی[2] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با عنوان «بازار سهام، بازار املاک و مستغلات و رشد اقتصادی» در بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۴ با استفاده از آزمون ARDL در کشور ویتنام به این نتایج دست یافتندکه رشد اقتصادی با بازار سهام و بازار املاک ومستغلات ارتباط مثبت دارد. ضمن اینکه نتایج این تحقیق نیزحاکی از آن است که رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی) بیشتر از ارزش معاملات خالص سرمایه گذاران خارجی (FI) با کارایی بازار سهام (SME) ارتباط دارد.

قمروزمان و جیانگو[3] (۲۰۱۸)، در پژوهشی با عنوان «نوآوری مالی، توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی: کاربردی از

1. Albert and et.al
2. Thi Nguyen and Bui
3. Qamruzzaman and Jianguo Wei

مدل ARDL» در کشور بنگلادش برای دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۰ و با استفاده از آزمون (ARDL) و آزمون علیت گرنجر به این نتایج دست یافتند که، وجود ارتباط بلند مدت بین نوآوری مالی و توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی را مورد تأیید است، علاوه بر این، یافته‌های آزمون علیت گرنجر، علیت دو طرفه بین نوآوری مالی، رشد اقتصادی و بازار سهام را نشان می‌دهد.

بالسون و توگو (۲۰۱۷)، در مقاله‌ایی با عنوان «تحلیل اثرات سیاست مالی بر توزیع درآمد: مقایسه‌ای بین کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه» به بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد در ۱۷ کشور در حال توسعه و ۳۰ کشور پیشرفته با استفاده از تکنیک‌های تلفیقی در بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ به این نتایج دست یافتند که درآمد مالیاتی، نابرابری درآمد را در کشورهای در حال توسعه کاهش می‌دهد در حالی که منافع اجتماعی، نابرابری درآمد را در کشورهای پیشرفته کاهش می‌دهد.

هیلمریم و گتای[1] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای با عنوان «توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی»، به بررسی رابطه بین توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی برای ۱۷بازار نوظهور و۱۰ بازار توسعه یافته اقتصادی در طول دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۰ برای داده‌های پانل پویا و با استفاده از روش GMM پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که ارتباط مستقیم و معنی‌دار بین توسعه بازار سهام و رشداقتصادی وجود دارد و همچنین با تقویت رفتار سرمایه‌گذاری ارتباط معنی‌داری و غیرمستقیم وجود دارد. تحقیقات آنها نیز نشان می‌دهد که توسعه بازار سهام محرک مهمی برای رشد اقتصادی است.

٤- روش تحقیق

در این قسمت به تشریح و بررسی آزمون‌های بکار گرفته شده در این پژوهشی که شامل: دیکی فولر[2]، آزمون زیوت اندریوز[3]، آزمون باند[4]، خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[5] می‌باشد، خواهیم پرداخت.

٤-١- آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)

قبل از برآورد مدل لازم است که مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده می‌شود (احسان فر، ۱۳۹۵). برای آزمون ناایستایی اگر فرض کنیم که سری زمانی دارای فرآیند خود توضیح مرتبه اول نیست و مرتبه آن p است، آنگاه دیگر نمی‌توان از آزمون دیکی و فولر استفاده کرد.

اکنون فرض می‌کنیم جمله اختلال u_t دارای یک فرآیند خودتوضیح از مرتبه p به صورت ذیل باشد:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \delta y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$u_t = \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \ldots\ldots + \theta_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن ε_t ها به صورت همانند و مستقل از یکدیگر (IID) توزیع شده‌اند. از آنجا که معمولاً این باور وجود دارد که تفاضل مرتبه اول بسیاری از متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان شامل جملات میانگین متحرک (MA) است. نتیجه فوق را به موردی تعمیم دادند که در آن جملات اختلال دارای فرآیند ARIMA(p,q) است و می‌تواند توسط یک فرآیند AR (k) تقریب زده شود. در این فرایند k به اندازه کافی بزرگ است که تقریب خوبی از فرآیند ARIMA(p,q) حاصل شود و در نتیجه جملات اخلال ε_t تقریبا نوفه سفید باشند. در چنین شرایطی روش آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) به صورت حدی معتبر است، مشروط به اینکه k به گونه مناسبی با افزایش حجم نمونه افزایش یابد. چون آزمون DF و ADF می‌توانند مشخص کنند که یک سری زمانی جمعی است یا نه، به این آزمون‌ها، آزمون‌های جمعی بودن نیز می‌گویند (عباسی و دهباشی، ۱۳۸۹).

1. Hailemariam and Guotai
2. Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test
3. ziwot andrews
4. ARDL BOND
5. Autoregressive Distributed Lags (ARDL)

٤-٢- آزمون زیوت اندریوز (Ziwot)

زیوت و انـدروز (۱۹۹۲)، آزمـونی را بـرای پیـدا کـردن درونزای تـاریخ تغییـر جهـت ساختاری معرفی نمودند. ایـن آزمـون از سـایر آزمـونهـای ریشـه‌ی واحـد معمـول، متفـاوتتـر است. آنها آزمون پرون (۱۹۸۹) را گسترش دادند. در این آزمون فرضیه‌ی صـفر مبنـی بر وجود ریشه واحد عبارتست از:

$$H_0: y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$$

و فرضیه مقابل آن از سه الگو (بسته به فرضیه رقیب) تبعیت می‌کند:

H_1:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad \text{Model A}$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad \text{Model B}$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad \text{Model C}$$

مدل A، بیانگر تغییر در عرض از مبدأ، مدل B بیانگر تغییر در شیب و مدل C بیانگر تغییر در عرض از مبدأ و تغییر در شیب تابع روند است.

DU، یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های $t > TB$ برابر یک و برای بقیه سال‌ها صفر و DT_t یک متغیر مجازی روند است که کمیت آن برای سال‌های $DT_t = t > TB$ و برای بقیه سال‌ها صفر است و TB سال شکست ساختاری است. آنها پیشنهاد می‌کنند که نقطه شکستگی (تاریخ تغییر جهت ساختاری)، تعیین ۷۰ درصد حجم نمونه قرار دارد، یعنی $\%15T \leq TB \leq \%85T$ برای هر یک از سال‌ها، مدل‌های A، B و C، بسته به فرضیه رقیب به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود و پایین‌ترین آماره t مربوط به هریک از رگرسیون‌ها با توجه به مقدار وقفه بهینه، به عنوان سال شکست ساختاری یا تغییر جهت ساختاری انتخاب می‌شود (اصغرپور و همکاران، ۱۳۸۷).

٤-٣- آزمون ARDL BOND

روش آزمون باند (کرانه‌هایی) ARDL بر اساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) برای تحلیل هم‌انباشتگی بنا شده است. از مدل ARDL می‌توان یک مدل تصحیح خطای پویا (ECM) استخراج نمود. بنرجی، دولادو، گالرس و هنری[1](۱۹۹۳) که ECM، پویایی‌های کوتاه‌مدت را با تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت ادغام می‌کند. بر اساس کار پسران و پسران[2](۱۹۹۷) و پسران و شین و اسمیت[3](۲۰۰۱). مدل ARDL (q,q1,q2, q3…..qk) به صورت ذیل بیان می‌شود (نظیری و فرهادی، ۱۳۹۵):

$$\phi(lL, P)Y_t = C_0 + \sum_{i=1}^{K} \beta_i (L, q_t) X_{it} + \delta_t w_t + \mu_t : \quad t = 1 \dots \dots \dots n \qquad (۳)$$

که y_t متغیر وابسته، C عرضاز مبدأ، x_{it} متغیرهای مستقل، L_t عملگر وقفه و W_t شامل متغیرهای پیش تعیین شده مانند متغیرهای دامی، متغیر روند و سایر متغیرهای برونزا با وقفه ثابت می‌باشند. مدل الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL مزبور به وسیله بازنویسی معادله به صورت زیر به دست می‌آید:

$$Dy_t = C_0 + C_{it} + \lambda yxz_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} y_i DY_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} y_i Dx_{t-i} + \delta_t w_t + \mu_t \qquad (۴)$$

که D عملگر تفاضل مرتبه اول، t روند و $z_t=(y_t,x_t)$ می‌باشند و y_i پویای‌های کوتاه مدت مدل را نشان می‌دهد با اعمال $C_0 \neq 0$ و $C_1 \neq 0$ رابطه را به صورت زیر خواهیم داشت:

1. Bannerjee et al
2. Pesaran and Pesaran
3. Pesaran and Shin

$$Dy_t=C_0+\lambda_{yy}y_{t-1}+\lambda y_{yy}x_{t-1}+\sum_{i=1}^{p-1}y_i\,DY_{t-i}+\sum_{i=1}^{p-1}y_i\,Dx_{t-i}+\delta_t w_t+\mu_t \quad (۵)$$

مطابق مطالعه پسران و شین اسمیت (۲۰۰۱)، برای انجام آزمون ARDL باند، باید از ضرایب WALD (آماره F) برای بررسی معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در الگوی تصحیح خطای نامقید استفاده نمود. با توجه به محدود بودن داده‌های سری زمانی، باید یک تعادل ظریف بین انتخاب وقفه‌ها وجود داشته باشد.

به این صورت که آنها باید به اندازه کافی بزرگ باشند، تا مشکل همبستگی سریالی باقیمانده‌ها را کمتر کنند و همزمان به قدر کافی کوچک باشند تا از بیش از حد پارامترسازی VECM جلوگیری نمایند.

ابتدا صورت VECM معادله ARDL با وقفه مناسب و روش OLS تخمین می‌زنیم و مدل عمومی ARDL را بدست می‌آوریم. پس از تخمین مدل ARDL عمومی، با استفاده از روش مدل‌سازی کل به جزء هندری (۱۹۹۵)، با استفاده از حذف متغیرها و وقفه‌های بی معنی از مدل، یک طرفه صرف‌جو به دست می‌آید.

برای انجام رویکرد آزمون ARDL BOND ، ابتدا رابطه سطحی بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون ضرایب Wald یا آزمون F تعیین می‌شود. در اینجا از آزمون معناداری مشترک برای فرض صفر، یعنی عدم همجمعی، از طریق صفر قرار دادن ضرایب تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، استفاده می‌شود. در مقابل، فرض دیگر بیان می‌کند که ضرایب تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، مخالف صفر هستند. در مرحله بعد بر اساس سطوح معناداری مرسوم (۹۵% و ۹۰%)، آماره F محاسباتی، با مورد مربوط به مقادیر بحرانی باند که در جدول پسران و شین و اسمیت (۲۰۰۱) آورده شده است، مقایسه می‌شود. این جدول، مقادیر بحرانی را برای ۵ مورد مختلف با توجه به وجود عرض از مبدأ و (یا) روند در مدل نشان می‌دهد. این مقادیر بحرانی شامل کرانه‌های بالایی I(1) و پایینی I(1) و تعداد متغیرهای توضیحی هستند؛ تا تمام طبقه‌بندی‌های ممکن متغیرها و هم انباشتگی دوجانبه را در بر می‌گیرند. اگر آماره F محاسباتی، بیشتر از کرانه بالایی مقدار بحرانی باشد،آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم هم انباشتگی رد می‌شود. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پایینی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی، نمی‌تواند رد شود. هر چند اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود (نظیری و فرهادی، ۱۳۹۵).

٤-٤- الگو خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)

الگو خود توضیح با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL)، توسط پسران و شین[2] (۱۹۹۲) به منظور بررسی رابطه‌ی هم‌جمعی و بلندمدت بین متغیرها ارائه شده است. این روش، مزیت‌های زیادی نسبت به سایر روش‌های مشابه داشته و لذا به طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد (باقری، ۱۳۸۹).

ARDL از جمله روش‌هایی است که در آن لازم نیست درجه ایستایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. روش ARDL الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به‌طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. بنابراین، تخمین‌های ARDL به دلیل نبود مشکلاتی مانند خودهمبستگی و درون‌زایی، ناریب و کارا هستند.

یک مدل الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به‌طور کلی به صورت ARDL(P1,q1,q2,….qk) به صورت ذیل خواهد بود:

$$\alpha(L,P)\,Y_t=\alpha_0+\sum_{i=1}^{k}\beta_i\,(L,q_i)X_{it}+\delta W_t+U_t \quad (۶)$$

این معادله رابطه پویای بین متغیرها را نشان می‌دهد، به طوری که در آن:

1. Autoregressive Distributed Lags (ARDL)

2. Pesaran & Shin

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_1 L^1 - \ldots \alpha_p L^p \quad (۷)$$

$$\beta(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i1} L^1 - \ldots \beta_{iq} L^q \quad (۸)$$

$i=1, 2, \ldots\ldots, k$

که در آن α ، مقدار ثابت، Y_t متغیر وابسته و L عمل‌گر وقفه است، به طوری‌که $X_j Y_t = X_{t-j}$ است. W_t، برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی)، نظیر عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی و یا برون‌زا با وقفه ثابت است. p، تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q_i تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیر مستقل x_{it} است.

رابطه بلندمدت مدل ARDL، با عملیات جبری ساده در معادله بالا و توجه به آن که در بلندمدت ارزش جاری وقفه‌های هر یک از متغیرهای وابسته و توضیحی با هم برابر هستند، به صورت ذیل به‌دست می‌آید:

$$Y_t = \emptyset_0 + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i x_i + e_t \quad (۹)$$

در این معادله:

$$e_t = \frac{U_t}{a(1,P)} \quad (۱۰)$$

$$\emptyset_0 = \frac{a_0}{a(1,P)} \quad (۱۱)$$

$$\gamma_i = \frac{\beta_0\ (1,q)}{a(1,P)} \quad (۱۲)$$

در روش ARDL، به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، آزمون F انجام می‌گیرد. آماره این آزمون از معادله زیر به دست می‌آید:

$$\Delta Y_t = C + \delta Y_{t-1} + \sum_{m=1}^{n} \delta_m X_{m,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \omega_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \theta_{mi}\ \Delta X_{m,t-i} + \varepsilon_t \quad (۱۳)$$

که در آن i، وقفه متغیر توضیحی ام‌lm، j وقفه متغیر وابسته، n تعداد متغیرهای توضیحی، p تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و q تعداد وقفه متغیر های مستقل است.

در این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاست که بصورت ذیل تعریف می‌شوند:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \cdots . = \delta_m = 0$$

$$H_0 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \cdots . \neq \delta_m \neq 0$$

آخرین مرحله در برآورد یک مدل ARDL، بررسی کوتاه مدت بین متغیرها و محاسبه سرعت تعدیل تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. مدل تصحیح خطای ARDL به صورت ذیل می‌باشد:

$$\Delta Y_t = \emptyset + \sum_{j=1}^{p} \emptyset_j \Delta Y_{t-J} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \beta_{m.i} + \gamma\ ECM_{t-i} + \mu_t \quad (۱۴)$$

که در آن γ ، مقدار تعدیل در هر دوره تا رسیدن به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد (باقری، ۱۳۸۹).

۵- معرفی مدل و متغیرها

به منظور بررسی تأثیرات متغیرهای ضریب جینی، تعداد شرکت‌های بورسی، ارزش معاملات سهام، تعداد سهام‌های معامله شده، تولید ناخالص داخلی واقعی کشور ایران، الگوی ذیل تخمین زده می‌شود.

$$\mathrm{Ln}GINI_t = a_0 + a_1 \mathrm{Ln}GDP_t + a_2 \mathrm{lnNOMST}_t + a_3 \mathrm{lnVALST}_t + a_4 \mathrm{lnNOMCO} + \varepsilon_t \quad (۱۵)$$

متغیرهای مورد استفاده در الگوی فوق عبارتند از:

ضریب جینی (شاخص) (GINI)، تولید ناخالص داخلی واقعی (میلیارد ریال سال پایه) (GDP)، تعداد سهام‌های معامله شده در بورس (میلیون سهم) (NOMST)، ارزش کل معاملات صورت گرفته در بورس (میلیارد ریال) (VALST)، تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس (NOMCO).

ضمناً آمارهای بکار گرفته شده در این تحقیق از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۵و بصورت سالیانه استخراج و از نرم افزار Eviews 11 برای برآورد معادله پیشنهادی استفاده شده است.

٦- نتایج تجربی

در این قسمت و قبل از برآورد مدل، به جهت جلوگیری از رگرسیون کاذب می‌بایست آزمون ریشه واحد انجام و ایستایی متغیرها مورد ارزیابی قرار گیرد. این آزمون به روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) انجام و نتایج آن در جدول ۱ ثبت گردید. همان طورکه مشخص است تمامی متغیرها در سطح ایستا نبوده، لذا پس از یکبار تفاضل‌گیری متغیرهای ناایستا در سطح یک ایستا گردیدند.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	سطح		متغیر	سطح یک	
	آمارهT	احتمال		آمارهT	احتمال
LnGINI	-۳/۳۱۲۹۹۳	۰/۰۲۳۲	DLnGINI	-۷/۵۸۷۸۶۸**	۰/۰۰۰۰
LnGDP	-۳/۰۰۰۲۴۶**	۰/۰۴۶۳			
LnNOMCO	-۴/۰۱۲۶۵۶**	۰/۰۰۴۴			
LnVALST	-۲/۱۶۹۸۶۸	۰/۲۲۰۷	DLnVALST	-۴/۹۶۵۸۹۴**	۰/۰۰۰۴
LnNOMST	-۲/۲۰۲۴۰۰	۰/۲۰۹۶	DLnNOMST	-۵/۶۳۴۵۰۱**	۰/۰۰۰۱

** و *** نشان‌دهندهٔ ایستایی در سطح اطمینان ۵ و ۱درصد و با عرض از مبدأ است.
مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده نرم افزار Eviews 11

اما آزمون‌های رایج ریشه واحد مانند آزمون ADF در صورتی معتبر می‌باشند که داده‌ها شکست ساختاری نداشته باشند، اما در صورت وجود شکست ساختاری آزمون مذکور برای بررسی درجه جمعی، نتایج قابل اتکا ارائه نخواهد داد. غفلت از ظن یک شکست ساختاری ممکن است به تورش در نتیجه آزمون ریشه واحد در جهت عدم رد فرض صفر ریشه واحد منجر شود به عبارت دیگر، آزمون ADF ممکن است اشتباهاً متغیر را جمعی از درجه یک گزارش کنند در حالی که در حقیقت، متغیر با لحاظ شکست ساختاری ایستا باشد (Zivot and Andrews, 1992).

بن دیوید و همکاران[1]، تأکید کردند که صرفاً غفلت از در نظر گرفتن یک شکست ساختاری ممکن است به عدم رد فرض صفر ریشه واحد توسط آزمون ADF منجر شود؛ غفلت از در نظر گرفتن دو شکست ساختاری، ممکن است به عدم رد فرض صفر ریشه واحد توسط آزمون‌هایی منجر شود که فقط یک شکست ساختاری را در نظر می‌گیرند. لذا لیبورن و نیوبلند[2] (۲۰۰۳)، تأکید کردند که اگر شکست ساختاری مورد توجه قرار نگیرد نتایج بدست آمده از آزمون‌های همجمعی ممکن است کاذب باشند. در همین راستا نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد زیوت اندریوز

آمارهt	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	lag	سال شکست ساختاری	متغیر
-۵/۱۸۶۸۵۰**	-۵/۰۸	۱	۱۳۸۷	LnGINI
-۱/۸۵۰۹۲	-۵/۳۴	۱	۱۳۹۳	LnGDP
-۶/۰۰۲۷۴۶	-۴/۹۳	۱	۱۳۸۷	LnNOMCO
-۵/۱۵۷۵۳۶***	-۴/۹۳	۱	۱۳۹۳	LnVALST
-۵/۰۸۷۰۸۳***	-۴/۹۳	۱	۱۳۹۰	LnNOMST

** و *** نشان‌دهندهٔ ایستایی در سطح اطمینان ۵ و ۱درصد و با عرض از مبدأ است.
مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده نرم افزار Eviews 11

1. Ben-David et al
2. Leybourne and Newbold

همانطور که مشاهده می‌شود که طبق آزمون زیووت اندروز، متغیرهای لگاریتم ارزش معاملات انجام شده، لگاریتم تعداد شرکت‌های بورسی و ضریب جینی ایستا می‌باشند. بنابراین، به دلیل عدم جمعی بودن از یک درجه تمام متغیرهای مورد استفاده نمی‌توان از آزمون‌هایی مانند یوهانسن برای بررسی روابط بلندمدت استفاده نمود. از این رو و بر اساس اینکه هیچ کدام از متغیرها جمعی از درجه دو نیستند، می‌توان از آزمون کرانه‌ها برای بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها استفاده نمود.

اکنون در این قسمت از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده می‌گردد. لذا آزمون ARDL BOND در این قسمت انجام و نتایج در جدول ۳ ثبت گردیده است. در همین راستا با توجه به اینکه اگر آماره F محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر نبود ارتباط بلندمدت را رد نمود. بر عکس اگر آمارهF آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه های بالا و پائین قرار گیرد، نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد. حال با توجه به آماره‌های به دست آمده از این آزمون، آماره F محاسباتی بزرگ‌تر از کرانه بالا در سطح ۵% می باشد. لذا وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌گردد.

جدول ۳: نتایج آزمون ARDL BOND

آماره F محاسباتی		۶/۱۹۴۶۲۲**
سطح معناداری	کرانه پایین	کرانه بالا
٪۱۰	۳/۰۳	۴/۰۶
٪۵	۳/۴۷	۴/۵۷
٪۱	۴/۴	۵/۷۲

** و *** ** و *** نشان‌دهندهٔ ایستایی در سطح اطمینان ۵ و ۱درصد می‌باشد.
مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده نرم افزار Eviews 11

در این قسمت با توجه به نتایج بدست آمده آزمون باندکه نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌باشد. با انجام آزمون ARDL روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار خواهیم داد. در همین راستا نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۴ آورده شده است.

جدول٤: آزمون خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL (1,2,0,2,2)

متغیر	کوتاه‌مدت		متغیر	بلندمدت	
	ضریب	احتمال		ضریب	احتمال
DLnGDP	-۰/۱۶**	۰/۰۰۰۳	LnGDP	-۰/۰۳**	۰/۰۳۸۲
DLnNOMCO	-۰/۰۰۲**	۰/۰۰۰۰	LnNOMCO	-۰/۰۹**	۰/۰۰۰۰
DLnVALST	-۰/۰۱**	۰/۰۰۰۰	LnVALST	-۰/۰۱**	۰/۰۰۰۰
DLnNOMST	۰/۰۴**	۰/۰۰۰۰	LnNOMST	-۰/۰۶**	۰/۰۰۰۰
ECM(-1)	-۰/۵۶**	۰/۰۰۰۰	C	-۰/۷۱۸۴۵**	۰/۰۰۰۰
Durbin-Watson:۲/۲۷			R^2:۰/۸۶		

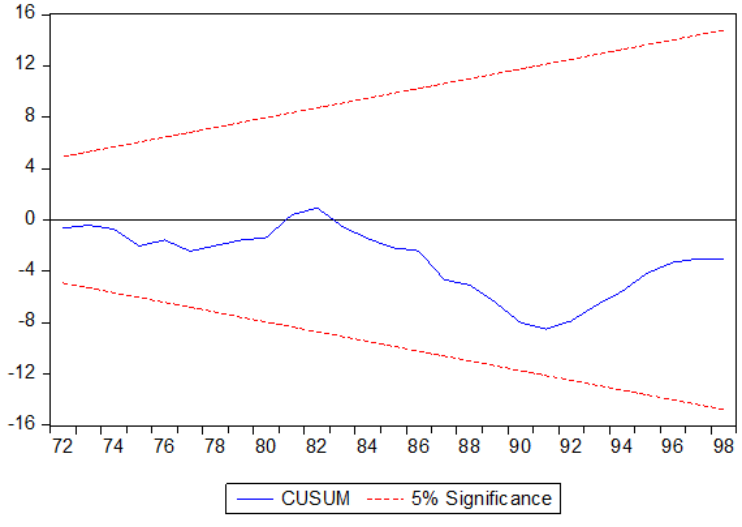
** و *** ** و *** نشان‌دهندهٔ ایستایی در سطح اطمینان ۵ و ۱درصد می‌باشد.
مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده نرم افزار Eviews 11

نتایج بدست آمده نشان‌دهنده این است که در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت ضرائب همه متغیرها در سطح معنی‌داری ۵% قابل تفسیر می‌باشند. بدین صورت که در کوتاه‌مدت، با یک درصد تغییر در متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP)، ارزش معاملات انجام شده در بورس (VALST) و تعداد سهام‌های معامله شده در بورس (NOMST) به ترتیب ۰/۱۶، ۰/۰۱، ۰/۰۰۰۲ درصد از فقر در کشور ایران خواهد کاست. این در حالی است که یک در صد افزایش در تعداد شرکت‌های بورسی (NOMCO)، ۰/۰۴ درصد به مقدار فقر در ایران خواهد افزود. در بین متغیرهای بکارگرفته شده در این پژوهش بیشترین تأثیرگذاری منفی بر رشد فقر در کوتاه‌مدت مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

اما در بلندمدت نیز تأثیر این متغیرها بر متغیر ضریب جینی که در این مطالعه نشاندهنده میزان فقر می‌باشد بدین صورت بدست آمده است که با یک درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP)، ارزش معاملات انجام شده در بورس (VALST) و تعداد سهام‌های معامله شده در بورس (NOMST) و تعداد شرکت‌های بورسی (NOMCO) به ترتیب ۰/۰۳، ۰/۰۱، ۰/۰۶، ۰/۰۹درصد از میزان فقر کشور ایران در بلندمدت خواهد کاست.

اما عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا (ECM)، آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. ضریب تصحیح خطا، در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلند مدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. لذا ضریب تصحیح خطا نیز در این برآورد منفی و قابل تفسیر بوده که نشان می‌دهد که در هر سال ۰/۵۶درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد.

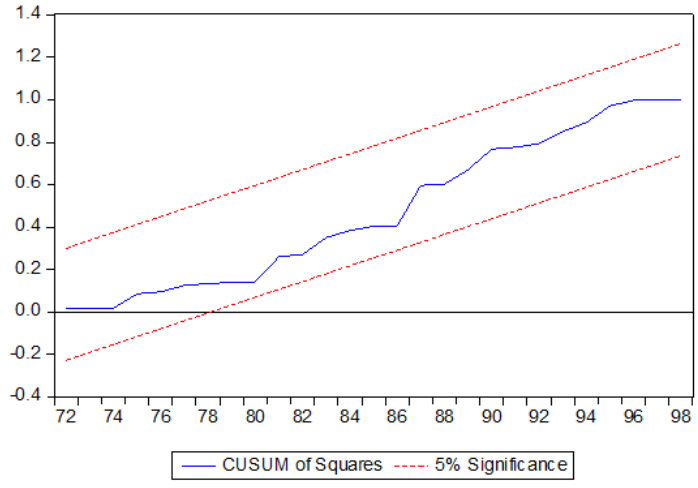
در ادامه به منظور بررسی ثبات ضرایب[1] مدل از آزمون‌های مجموع تجمعی[2](CUSUM)، مجموع مجذور تجمعی[3] (CUSUMQ) استفاده شده است.



نمودار ۱: آزمون CUSUM

مأخذ: نتایج تحقیق

1. Structural Stability
2. Cumulative Sum of Recursive Residuals
3. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



نمودار۲: آزمون CUSUMSQ

مأخذ: نتایج تحقیق

در این آزمون‌ها فرضیه صفر، ثبات پارامترها را در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد آزمون قرار می‌دهد. در نمودارهای (۱) و (۲) نتایج آزمون‌ها نشان داده شده است (پسران و پسران، ۱۹۹۷). مطابق نتایج این نمودارها آماره‌های این آزمون در داخل خطوط مستقیم قرار داشته که این خود به معنی ثبات ضرایب در سطح معناداری ۵ درصد بوده است. به عبارتی فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد قابل رد نبوده است (هوشمند و همکاران، ۱۳۹۱). به عبارتی نمودار ۳ و۴ نشان می‌دهد که مدل تخمینی در سطح ۵% از ثبات ساختاری برخوردار بوده و شکستی ملاحظه نمی‌گردد.

آزمون ثبات برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین وجود یا عدم وجود شکست ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد اگر نمودار آماری به دست آمده در محدوده‌ی بین این حدود قرار گرفت و آن ها را قطع نکند، میتوان ادعا کرد که مدل از ثبات لازم برخوردار است و فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود.

در این قسمت با استفاده از آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون وایت، بروش–گودفری و جاک برا نیز به جهت بررسی فروض کلاسیک انجام و نتایج آن در جدول ۵ نشان داده شده است. نتایج به ترتیب حاکی از عدم وجود مشکل ناهمسانی واریانس، خود همبستگی و نرمال بودن توزیع جزء اخلال‌ها دارد.

جدول ۵: آزمون‌های تشخیصی

آزمون‌ها	آمارها	احتمال آماره
وایت	۱/۶۶۵۵۴۰	۰/۷۵۹۶
بروش- گودفری	۰/۶۰۶۱۲۶	۰/۲۳۵۵
جاک‌برا	۱/۶۲۶۱۱۳	۰/۴۴۳۵۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

۷- نتیجه‌گیری

رشد اقتصادی و کاهش فقر همواره از مهمترین اهداف سیاسی و اقتصادی کشورها بوده است. زیرا فقر در طول تاریخ بشری همواره یکی از پدیده‌های نامطلوب اقتصادی و اجتماعی جوامع مختلف به شمار رفته و در حال حاضر نیز به عنوان یکی از معضلات بزرگ جوامع جهانی شناخته می‌شود. اما یکی از مهم‌ترین راه‌های مبارزه با فقر افزایش تولید ناخالص داخلی می‌باشد که بواسطه آن می‌توان فقر و نابرابری درآمدی را در جامعه کاهش داد اما دستیابی به رشد اقتصادی خود مستلزم بکارگیری عواملی متعددی از جمله سرمایه، نیروی انسانی، انرژی و... است. به همین علت توجه هر چه بیشتر بر بازارهای مالی از جمله بازار بورس و اوراق

بهادار که می‌تواند یکی از ابزارهای مهم تأمین مالی موسسات و بنگاههای اقتصادی باشد قطعاً خواهد توانست زمینه‌ساز افزایش تولیدناخالص داخلی و در نهایت به کاهش فقر منتهی گردد. لذا در این تحقیق سعی شده است با بکارگیری آزمون ARDL روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای توسعه بازار بورس (ارزش معاملات انجام شده در بورس، حجم سهام‌های معامله شده در بورس و تعداد شرکت‌ها بورسی) و تولید ناخالص داخلی واقعی با متغیر ضریب جینی (میزان فقر) در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۵و با استفاده از داده‌های سالیانه در کشور ایران مورد بررسی قرار گیرد. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت ضرائب همه متغیرها در سطح معنی‌داری ۵% قابل تفسیر می‌باشند. بدین صورت که در کوتاه‌مدت، با یک درصد تغییر در متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP)، ارزش معاملات انجام شده در بورس (VALST) و تعداد سهام‌های معامله شده در بورس (NOMST) به ترتیب ۰/۱۶، ۰/۰۱، ۰/۰۰۰۲ درصد از فقر در کشور ایران خواهد کاست. این در حالی است که یک در صد افزایش در تعداد شرکت‌های بورسی (NOMCO)، ۰/۰۴ درصد به مقدار فقر در ایران خواهد افزود. در بین متغیرهای بکارگرفته شده در این پژوهش بیشترین تأثیرگذاری منفی بر رشد فقر در کوتاه‌مدت مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی می‌باشد. اما در بلندمدت نیز تأثیر این متغیرها بر متغیر ضریب جینی که در این مطالعه نشاندهنده میزان فقر می‌باشد بدین صورت بدست آمده است که با یک درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP)، ارزش معاملات انجام شده در بورس (VALST) و تعداد سهام‌های معامله شده در بورس (NOMST) و تعداد شرکت‌های بورسی (NOMCO) به ترتیب ۰/۰۳، ۰/۰۱، ۰/۰۶، ۰/۰۹درصد از میزان فقر کشور ایران در بلندمدت خواهد کاست. در نهایت با استناد به نتایج بدست آمده می‌توان اینگونه بیان کرد که توسعه بازارهای مالی با تأثیراتی که بر میزان تولید ناخالص داخلی واقعی کشور خواهد گذاشت قطعاً خواهد توانست بر میزان فقر در کشور تأثیر گذار باشد.

منابع

اصغرپور، حسین. بهبودی، داوود. قزوینیان، محمد، (۱۳۸۷)، شکست ساختاری: مورد مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه مطالعات اقتصادی انرژی، سال پنجم، شماره ۱۹، صص ۱۲۲-۱۵۰.

باقری، محمد (۱۳۸۹)، بررسی روابط وکوتاه‌مدت بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی،مصرف انرژی و انتشار دی اکسیدکربن در ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره۲۷، صص ۱۲۹-۱۱۰.

پیرانی، خسرو. قناعتیان، آزاده (۱۳۸۵)، اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال ۸، شماره ۲۹، صص ۱۴۱-۱۱۳

رزاء نژاد، محمد. حسین‌پور، عبدالکریم. انواری، ابراهیم. (۱۳۹۳)، توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران، مطالعات اقتصادی کاربردی، شماره ۱۱.

فلیحی، نعمت. بخارایی، ریحانه. (۱۳۹۵)، بررسی اثر عمق مالی بر رشد اقتصادی در ایران،فصلنامه اقتصاد مالی، سال یازدهم،شماره ۳۸، صص ۹۷-۷۷.

جعفری، مهدی. عمادی، جواد. رمضان‌پور، اسماعیل (۱۴۰۰)، بررسی تأثیر همزمان سیاست‌های پولی و مالی بر نابرابری درآمد در ایران، فصلنامه اقتصاد کاربردی، دوره ۱۱، شماره ۳۶، صص ۵۱-۳۹.

حسینی، فخرالدین. شهابی، علی (۱۳۸۶)، بررسی اثر توسعه بازار بورس بر رشد اقتصادی در ایران، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، سال هفتم، شماره ۲۴، صص ۹۶-۸۱.

حسین‌نیا، بتول، اهیمت سرمایه‌گذاری شرکت‌های بیمه، فصلنامه صنعت بیمه ایران، سال هفتم، شماره۱۲، ۱۳۷۶.

حسن زاده، علی. احمدیان، اعظم (۱۳۸۹)، اثر توسعه بازار بورس بر رشد اقتصادی، فصلنامه پول و اقتصاد، شماره ۲، صص ۵۲-۳۱.

خانعلی‌زاده، بهمن. محمدیان، آزاده. گوهردهی، ستاره. کاکائی، حمید (۱۴۰۰)، تأثیر توسعه بازار بورس و آموزش عالی بر رشد و شکوفایی اقتصاد کشور ایران، چهارمین کنفرانس ملی سالانه تحولات نوین در مدیریت-اقتصاد و حسابداری، تهران.

شاه‌آبادی، ابوالفضل. امیری، بهزاد (۱۳۹۱)، تاثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای اسلامی گروه دی هشت، فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، سال هیجدهم، شماره۴.

علیزاده، امیر خادم (۱۳۹۲)، بررسینقش بازار سرمایه در رشد اقتصادی ایران با رویکرد اقتصاد خرد، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هیجدهم، شماره ۵۴، صص ۱۱۸-۹۳.

گلزاری، ابومسلم، (۱۳۹۱)،بررسی تاثیر آموزش در تصمیم‌گیری‌های بازار بورس، همایش منطقه‌ای نقش مدیریت و حسابداری در تعالی سازمان‌ها و حل بحران‌های مالی، چالوس.

عباسی، ا. دهباشی، ک. ۱۳۸۹، برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی، مطالعه موردی استان سمنان، اقتصاد مالی، دوره۴، شماره۱۱.

فتاحی، شهرام. سهیلی، کیومرث. مریدی، زینب. (۱۳۹۸)، بررسی اثر نقدشوندگی بازار سهام بر نرخ فقر، فصلنامه اقتصاد کاربری، دوره ۹ شماره ۳۰ و۳۱، صص ۳۲-۱۴

نظیری، محمد. فرشادی، سمیرا. ۱۳۹۵، مارپیچ تورمی قیمت-دستمزد در ایران، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی، سال ۵، شماره۱۷، ص۱۶۹-۱۵۱.

Albert, J. F, Peñalver, A and Perez-Bernabeu, A (2020). "The effects of monetary policy on income and wealth inequality in the U.S. Exploring different channels, Structural Change and Economic Dynamics.

Balseven, H and Tugcu, C. T (2017). "Analyzing the Effects of Fiscal Policy on Income Distribution: A Comparison between Developed and Developing Countries". International Journal of Economics and Financial Issues.

Thi Nguyen, M. Bui, T. (2019), Stock market, real estate market, and economic growth: an ARDL approach, Investment Management and Financial Innovations, Volume 16, Issue 4.

Qamruzzaman, M. Wei, J. (2018), Financial Innovation, Stock Market Development,

and Economic Growth: An Application of ARDL Model, Int. J. Financial Stud, Volume 6, Issue 69.

Hailemariam, Abiy, Guotai, Chi (2014), Stock market development and economic growth: Empirical evidence for emerging market economies, International Journal of Economics, Finance and Management Sciences, Vol 2, No 2, PP: 171-181.

Zivot, E., Andrews, D. (1992), Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, Journal of Business and Economic, No. 10, PP.251-270.