

بررسی تاثیر آزادسازی اقتصادی بر نرخ رشد بورس اوراق بهادار تهران: طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۹

سیده یاسمن نورموسوی^۱، علی رضاییان^۲

^۱ گروه اقتصاد، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران

^۲ گروه مدیریت مالی، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران (نویسنده مسئول)

چکیده

بازار مالی و به تبع آن بازار سرمایه، از اساسی‌ترین و موثرترین بازارها در اقتصاد کشورهاست. در همین راستا محققان در تلاش هستند تا با بهره‌گیری از روش‌های نوین و بررسی‌های مفید به کارایی هرچه بیشتر این بازار کمک کنند. یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر بازار سرمایه، آزادی اقتصادی است. هرچه آزادی اقتصادی کشور بالاتر باشد، بستر مناسب‌تری برای بهبود عملکرد نهادها و بازارها به وجود می‌آید که نتایج حاصل از این بهبود عملکرد، رشد اقتصادی به همراه دارد. در مقاله حاضر با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی ARDL به بررسی تاثیر شاخص‌های آزادی کسب‌وکار، آزادی پولی، آزادی مخارج دولت، آزادی تجاری، نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم در سری زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۹ بر بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازیم. نتایج حاصل از این بررسی نشان می‌دهد که شاخص‌های آزادی کسب‌وکار، آزادی تجاری، رشد اقتصادی و تورم تاثیر معنادار و منفی بر نرخ رشد بورس اوراق بهادار تهران دارد و شاخص آزادی پولی تاثیر مثبت و معناداری بر نرخ رشد بورس اوراق بهادار تهران دارد.

واژه‌های کلیدی: آزادی اقتصادی، بازار سرمایه، آزادی کسب‌وکار، آزادی پولی، آزادی تجاری، آزادی مخارج دولت، رشد اقتصادی، تورم، بورس اوراق بهادار تهران، ARDL

۱- مقدمه

توسعه اقتصادی در هر کشور مستلزم سرمایه‌گذاری^۱ است. یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر توسعه اقتصادی در کشورهای پیشرفته، استفاده از پس‌اندازهای مازاد واحدهای اقتصادی نظیر خانوارها، بنگاه‌ها و دولت‌ها در واحدهای سرمایه‌گذاری نیازمند به سرمایه می‌باشد. این فرآیند منجر به کارایی مطلوب‌تر فعالیت‌های اقتصادی و بهبود عملکرد واحدهای اقتصادی در کشورهای پیشرفته می‌شود. هدایت درست وجوه سرگردان به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد، افزایش تولیدات، رشد ناخالص ملی، ایجاد اشتغال، افزایش درآمد سرانه و نهایتاً رفاه عمومی را در پی خواهد داشت. بازار سرمایه بخش جداناپذیری از بخش مالی می‌باشد که جایگاه ویژه‌ای در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته دارد. یکی از ارکان اصلی بازار مالی، بورس اوراق بهادار است. برای رسیدن به هدف توسعه اقتصادی، توسعه بازار بورس اوراق بهادار یک ابزار مهم محسوب می‌شود، که وظیفه آن‌ها جذب سرمایه و تخصیص بهینه منابع مالی موجود به واحدهایی است که منجر به توسعه و نفع سرمایه‌گذاران شود. سرمایه‌گذاران در پی کسب حداکثر سود با سرمایه‌گذاری در بازارهای مطمئن و قانونی می‌باشند که در صورت نیاز بتوانند سرمایه خود را نقد کنند. آزادی اقتصادی^۲ مشخص‌کننده توان یک جامعه برای انجام کنش‌های اقتصادی است. آزادسازی اقتصادی از میان برداشتن کلیه تخریب‌ها، محدودیت‌ها و سدهایی است که معمولاً سیاست‌گذاران و اربابان سیاست طی زمان بر سر راه حرکت طبیعی متغیرهای کلان اقتصادی ایجاد می‌کنند. (رحیمی بروجردی، ۱۳۸۴). به عبارت دیگر آزادسازی، حذف مداخله دولت در بازارهای مالی، بازارهای سرمایه و رفع موانع تجاری می‌باشد. (استیگلیتز، ۲۰۰۱).^۳ در طی دهه‌های اخیر، جهانی‌سازی بازارهای مالی، در کشورهای مختلف، در پی اجرای برنامه‌های متعدد آزادسازی تحول عظیمی در اقتصاد کشورها داشته است. در یک جامعه‌ی دارای اقتصاد آزاد افراد در کار، تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری کاملاً آزاد هستند. بیشتر کشورهای توسعه یافته در دهه‌های اخیر مسیر آزادی اقتصادی را با هدف حفظ یا افزایش رقابتی بودن خود در محیط‌های کسب‌وکار در پیش گرفته‌اند. بسیاری از اقتصاددانان تنها راه حل مشکلات اقتصادی جوامع توسعه نیافته را ایجاد اقتصاد آزاد و بهره‌گیری از آن می‌دانند. به همین دلیل مطالعه اقتصاد آزاد و فاکتورهای آن بسیار حائز اهمیت است. مهم‌ترین اصل نظام سرمایه‌داری آزادی اقتصاد است. اختیار فردی است که منجر به آزادی اقتصادی می‌شود. کسانی از آزادی اقتصادی نفع می‌برند که نیازهای خود را با توجه به اولویت‌های خود برآورده کنند، نه براساس اولویت‌های دولت. دولتی بودن، عدم شفافیت و فساد گسترده سیستماتیک از مهم‌ترین عوامل عدم بهبود وضعیت آزادی اقتصادی ایران است. آدام اسمیت بنیان‌گذار علم اقتصاد معتقد است که اگر افراد در جهت کسب نفع شخصی خود آزادانه رفتار کنند، دست نامرئی در بازار وجود دارد که منجر به تنظیم و تعادل بازار می‌شود. هر فرد بر اساس طبیعت خود به دنبال نفع شخصی خویش فعالیت می‌کند، که این کنش‌های اقتصادی منجر به سودآوری اقتصاد و تحقق رشد و توسعه اقتصادی می‌شود. بنابراین هدف از انجام این تحقیق، بررسی تأثیر درجه‌ی آزادی اقتصادی کشور که شامل شاخص‌های انتخابی نظیر آزادسازی پولی و آزادسازی کسب‌وکار آزادسازی تجاری، آزادسازی مخارج دولت، تورم و تولید ناخالص داخلی طی سری زمانی معین (۲۰۱۹-۱۹۹۶) بر نرخ رشد بورس اوراق بهادار تهران است که به کمک آن می‌توان در بهبود روند بازار سهام و جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و تسریع رشد و توسعه اقتصادی نقش به‌سزایی داشت.

1. Investment

2. Economic Freedom

3. Stiglitz

۲. مبانی نظری

نظام مالی کارآمد منجر به تخصیص بهینه منابع در اقتصاد می‌شود که این امر سبب دستیابی به توسعه اقتصادی می‌شود. از مهم‌ترین ارکان نظام مالی، بازار مالی است. هرچه توسعه یافتگی در بازار مالی بیشتر باشد، بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران برای انتخاب بهینه‌تر، فرصت‌های بهتری پیش رو دارند. بازار مالی از دو بازار پول و سرمایه تشکیل می‌شود، که وظیفه‌ی این دو بازار تامین منابع مالی برای سرمایه‌گذاری است. بازار پولی توسط نظام بانکی یک کشور اداره می‌شود و از وظایف آن می‌توان به تامین منابع مالی کوتاه مدت اشاره کرد و بازار سرمایه منبع تامین مالی بلند مدت واحدهای فعال اقتصادی است و نبود بازار سرمایه کارآمد از مهم‌ترین مشکلات عدم توسعه اقتصادی بخصوص در بخش‌های تولیدی و خدماتی است. بازار سرمایه بخش اعظمی از پس‌اندازها را به سمت سرمایه‌گذاری سوق می‌دهد که این امر موجب برطرف شدن نیازهای مالی بنگاه‌های تولیدی در بلند مدت می‌شود. از پیشرفته‌ترین ابزارهای تکمیل‌کننده سرمایه در جهان بورس است که با تبدیل دارایی‌های واقعی سهامداران به ثروت کاغذی، توانسته از مهم‌ترین ظرفیت‌های سرمایه‌گذاری و تولیدی کشورها به شمار آید. سرمایه‌گذاری صرف هزینه‌ای مشخص به همراه پذیرفتن ریسک مشخص و نامشخص برای به دست آوردن سود در آینده صورت می‌گیرد. بورس اوراق بهادار بازاری رسمی و دائمی و مهم‌ترین منبع جذب و سامان‌دهی وجوه مالی سرگردان در اقتصاد کشور به حساب می‌آید که در آن سهام شرکت‌ها و اوراق مشارکت، طبق ضوابط و مقررات تعیین شده، معامله می‌شوند. بورس‌های توسعه یافته در کشورهای پیشرفته نشان می‌دهد که این کشورها به خوبی توانسته‌اند به جذب سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی در بورس بپردازند. آزادی از نظر لغوی به معنی بدون قید بودن و رهایی است. (عمید، ۱۳۶۹). اما آزادی بدون قانون منجر به هرج و مرج می‌شود پس نیازمند تعریف و تقسیم‌بندی دقیق‌تری از آزادی و قانون می‌باشد. برخی چون برلین آزادی را به آزادی مثبت و منفی طبقه‌بندی می‌کنند به طوری که منظور از آزادی منفی، آزادی در نبود قانون و آزادی مثبت را در پرتو قانون ذکر می‌کنند. (برلین، ۱۹۸۰). حد و حدود آزادی را قانون‌گذاران معین می‌کنند. پس مفهوم آزادی به شدت تحت تاثیر حوزه سیاسی است و نهادها نقش مهمی در اجرای این قوانین دارند و می‌توانند منافع کشور را تضمین کنند. اقتصاددانان معتقدند که آزادی اقتصادی همواره با آزادی‌های سیاسی و آزادی‌های مدنی که از ارکان اصلی ساختارهای نهادی یک کشور است تحقق می‌یابد. موسسه فریزر، آزادی اقتصادی را اینگونه تعریف می‌کند: "افرادی دارای آزادی اقتصادی هستند که اگر دارایی‌ای که آنها بدون استفاده از زور، کلاهبرداری یا دزدی به دست آورده‌اند، از تهاجم فیزیکی دیگران در امان بماند و آنها در استفاده، مبادله یا واگذاری دارایی خود به دیگران آزاد باشند تا زمانی که به حقوق معین دیگران تجاوز نکنند (وارتنی و همکاران، ۲۰۱۵). یکی از معروف‌ترین شاخص‌های آزادی‌سازی اقتصادی شاخص بنیاد هریتیج می‌باشد که به صورت سالانه منتشر می‌شود. بر اساس گزارشات این بنیاد شاخص درجه آزادی اقتصادی ایران رتبه مناسبی را ندارد و اقتصاد ایران جز اقتصادهای نزدیک به بسته رتبه‌بندی شده است. دولتی بودن، عدم شفافیت و فساد گسترده سیستماتیک از مهم‌ترین عوامل عدم بهبود وضعیت آزادی اقتصادی ایران است. اعمال سیاست‌های جهت کاهش حجم و اندازه دولت در اقتصاد، تصویب و اجرای قوانین شفاف‌سازی در اقتصاد و مبارزه با فساد توسط سیستم قضایی از جمله راهکارهایی است که می‌توان در راستای توسعه آزادی در اقتصاد ایران اعمال کرد. بنیاد هریتیج در تعریف آزادی اقتصادی بیان می‌کند که حق اساسی هر انسانی است که بتواند بر کارو داراییش نظارت داشته باشد. در یک جامعه دارای اقتصاد آزاد افراد در کار تولید مصرف و سرمایه‌گذاری کاملاً آزادند. بنیاد هریتیج برای اندازه‌گیری آزادی اقتصادی از ۱۰ شاخص استفاده می‌کند، برای هرکدام از این شاخص‌ها امتیازی بین ۰ تا ۱۰۰ در نظر گرفته است میانگین امتیازهای کسب شده تعیین‌کننده امتیاز نهایی شاخص آزادی اقتصادی برای

هر کشور خواهد بود. برای هر کدام از این شاخص‌ها امتیازی بین ۰ تا ۱۰۰ در نظر گرفته است میانگین امتیازهای کسب شده تعیین کننده امتیاز نهایی شاخص آزادی اقتصادی برای هر کشور خواهد بود. بر این اساس، ۱۸۵ کشور از لحاظ شاخص آزادی اقتصادی به ۵ دسته تقسیم می شوند:

- آزاد: کشورهایی با میانگین امتیاز ۸۰-۱۰۰
- تقریباً آزاد: کشورهای با میانگین امتیاز ۷۰-۸۰
- آزادی متعادل: کشورهایی با میانگین امتیاز ۶۰-۷۰
- تا حدودی وابسته به دولت: کشورهایی با میانگین امتیاز ۵۰ تا ۶۰
- کاملاً وابسته به دولت: کشورهایی با میانگین امتیاز ۰-۵۰

پژوهش‌های بسیاری در زمینه ی ارتباط بین آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی، کارایی دولت، تجارت خارجی و تاثیر آن بر شاخص‌های کلان اقتصادی صورت گرفته است. اما در زمینه ی بررسی ارتباط بین آزادی اقتصادی و تاثیر آن بر بورس اوراق بهادار تهران تحقیقات اندکی انجام گرفته است. در این قسمت به بررسی چند پژوهش در زمینه های مرتبط با تحقیق حاضر می‌پردازیم.

برومند و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله ای به بررسی اثرات آزادی مالی بر بازده سهام اقتصاد ایران با استفاده از داده های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۷ با بکارگیری روش خود رگرسیون برداری و تجزیه و تحلیل هم انباشتگی نتایج وی اینگونه است که آزادی مالی در بلندمدت به واسطه توسعه سیستم مالی اثر مثبت بر شاخص کل قیمت بازار سهام دارد ولی در کوتاه مدت اثر منفی بر شاخص کل قیمت سهام ندارد. ایزدیان و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی تحت عنوان «اثر شاخص‌های آزادی اقتصادی بر عملکرد بازار مالی ایران: با تاکید بر آزادی تجاری» با کمک روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی و مدل تصحیح خطا و آزمون کرانه ها، در دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۹ نشان دادند که تأثیر مثبت و معنادار تولید ناخالص داخلی و توسعه مالی بر تأثیر منفی آزادی تجاری و شاخص قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. پدرام و حری (۱۳۹۲) در مقاله ای با عنوان بررسی «رابطه بین اندازه دولت و عملکرد بورس اوراق بهادار تهران» با استناد به تئوری قیمت گذاری آربیتراژ اقدام به تصریح تابعی برای توضیح رفتار شاخص کل قیمت بورس پرداخته است و داده های فصلی بازی زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۰ مورد استفاده قرار گرفته است. در یک پژوهش علاوه بر اندازه دولت از مجموعه از متغیرهای دیگر به عنوان متغیرهای توضیحی برای رگرسیون عملکرد بورس اوراق بهادار استفاده شده است. نتایج برآورد رگرسیون با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان می‌دهد که اندازه دولت در بلندمدت بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران اثر منفی و معنادار دارد. دیگر نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای حجم پول، قیمت زمین و نرخ ارز دارای تاثیر منفی و معنادار بر شاخص قیمت بورس دارد و شاخص قیمت مصرف کننده دارای تاثیر مثبت و معنادار بر عملکرد بورس اوراق بهادار است. یوسفی حاجی آبادی (۱۳۹۳) در تحقیق تحت عنوان «ارزیابی اثرات آزادی اقتصادی بر عملکرد بورس اوراق بهادار تهران» از روش خودرو رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۲ نتایج زیر را به دست آورد: آزادی اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر عملکرد بورس اوراق بهادار دارد و ارتباط بین درآمدهای نفتی و عملکرد بورس اوراق بهادار ایران یک رابطه منفی است و تورم نیز بر بورس اوراق بهادار در اقتصاد ایران اثرات منفی داشته و رابطه بین تولید ناخالص داخلی و عملکرد بورس اوراق بهادار مثبت است. احمدزاده و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه با عنوان بررسی «رابطه بین آزادی تجاری و عملکرد بورس و اوراق بهادار» میزان تاثیرات آزادی تجاری را بر عملکرد بورس و اوراق بهادار

در اقتصاد ایران با استفاده از روش الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را بررسی کرده است. در این مقاله از سری زمانی داده‌های ۱: ۱۳۸۳ تا ۴: ۱۳۹۴ با تناوب فصلی برای تخمین الگوهای مدل استفاده شده است. نتایج حاکی از آن آزادسازی تجاری و سرمایه‌گذاری خارجی تاثیر مثبت و معنادار و نرخ ارز تاثیر منفی و معنادار بر عملکرد سهام دارد تاثیر درآمد نفت در کوتاه‌مدت منفی اما در بلندمدت معنادار نیست. شاه آبادی و داوری کیش (۱۳۹۴) در مطالعه ای با عنوان « تاثیر آزادی اقتصادی بر بازه بازار سهام ایران» به بررسی تاثیر آزادی اقتصادی بر شاخص قیمت سهام و بازده نقدی ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۲ با داده های فصلی پرداخت و نتایج و تخمین اقتصادسنجی حاکی از آن است که آزادی اقتصادی تاثیر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت سهام و بازده نقدی ایران دارد. هر یک از مولفه های شاخص آزادی اقتصادی نیز به طور مجزا به جز اندازه دولت تاثیر مثبت و معنادار بر شاخص قیمت و بازده نقدی بازار سهام دارد. صحراکار زاده (۱۳۹۶) در تحقیق خود با عنوان « بررسی اثر آزادسازی اقتصادی بر عملکرد بازار مالی در ایران » به بررسی آن طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۲ پرداخته است. در مجموع نتایج تحقیق نشان می دهد که آزادی اقتصادی اثرات مثبت و معناداری بر عملکرد بازارهای مالی ایران داشته است. لی^۴ (۲۰۰۲) در تحقیق خود به تحلیل آزادی اقتصادی و اندازه بازار سرمایه در ۳۲ کشور پیشرفته و در حال گذار در بین سال‌های ۱۹۷۴ تا ۱۹۹۷ پرداخت و نتایج وی نشان داد که کشورهای پیشرفته با آزادی اقتصادی بیشتر و حمایت قوی تر از سهامداران، بازار سرمایه بزرگتری دارد و اندازه سهام این کشورها دارای همبستگی منفی با اندازه دولت است. باس و موری^۵ (۲۰۰۵) در مقاله‌ای به بررسی باز بودن تجاری و رفتار نوظهور قیمت های سهام در بازار می‌پردازند. بازده سهام در یک اقتصاد بسته همبستگی سریالی غیر صفر دارد، یعنی بعد از آن که در کشور تجارت خارجی صورت گیرد و منجر به روند رو به رشد پایدار با استفاده از ورود نهادهای واسطه‌ای می‌شود. قیمت سهام منعکس کننده این افزایش کارایی تولید با نشان دادن یک رفتار گام تصادفی است. باس و موری (۲۰۱۱) در مقاله‌ای به بررسی تاثیر آزادسازی تجاری بر رفتار قیمت بازار سهام پرداختند. در این تحقیق ابتدا به بررسی تئوریک این ارتباط پرداختند و بعد از آن با استفاده از سه رژیم آزادسازی تجاری (بدون آزادسازی - آزادسازی بخشی - آزادسازی کامل) نشان دادند که در مورد اول همبستگی پیاپی منفی وجود دارد و در مورد دوم خود همبستگی مثبت وجود دارد و در مورد سوم عدم وجود همبستگی وجود دارد. لیم و کیم^۶ (۲۰۱۱) در مقاله خود با عنوان « آزادسازی تجاری و کارآمدی بورس» به تحلیل و آزمون تجربی میان آزادسازی تجاری و عملکرد بازار بورس در ۲۳ کشور در حال گذار پرداختند. نتایج حاکی از آن است که بر اساس مدل اثرات ثابت زمانی رابطه معنادار و منفی بین آزادسازی تجاری و کارآمدی بورس وجود دارد. چین و چی هونگ^۷ (۲۰۱۳) در پژوهشی به تحلیل تاثیر آزادسازی تجاری بر روی نرخ مبادله بازار سهام در کشور مالزی پرداختند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که بیشتر متغیرها همانطور که انتظار می‌رود عمل می‌کنند و مطابق با بی پیش‌بینی تئوری افزایش دریافتی و شاخص بورس کشور مالزی باعث تقویت پول رایج کشور و افزایش آزادسازی تجاری و افزایش نرخ بهره سبب بی ارزش شدن رینگیت مالزی می‌شود. بلو و همکاران^۸ (۲۰۱۴) در تحقیقی به بررسی رابطه میان آزادی اقتصادی و پایداری قیمت سهام پرداختند و نتایج حاصل از این پژوهش رابطه معکوس بین میزان آزادسازی اقتصادی و نوسانات قیمت سهام را نشان داد. با افزایش آزادی

4. Li Minqi

5. Bus Tour And Mariko Mori

6. Lim And Kim

7. Lee Chin And Law Chee Hong

8. Belo & Al

اقتصادی میزان نوسانات قیمت سهام کاهش می‌یابد و بازارهای مالی در قیمت سهام خود پایدار تر می‌شود. ژانگ و همکاران^۹ (۲۰۱۵) در تحقیق خود آزادسازی تجاری، آزادسازی مالی و توسعه مالی کشور چین و با استفاده از شاخص اندازه، رقابت و بهره‌وری از روش تخمین پانل پویا بررسی کرد. نتایج حاکی از آن است که آزادسازی تجاری مالی تأثیر نسبتاً منفی بر اندازه توسعه مالی دارد. حاشیه آزادسازی بهره‌وری مالی و رقابت برای استان‌های آزادتر بعد و برای مناطق با حداقل آزادسازی منفی است.

۳. روش شناسی پژوهش

در این مقاله، با استفاده از روش الگوی خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی ARDL که از روش‌های پیشنهادی پسران و شین (۱۹۹۹) بوده است برای تحلیل تأثیر آزادسازی اقتصادی بر نرخ رشد بورس اوراق بهادار تهران طی سری زمانی سالانه (۲۰۱۹-۱۹۹۶) می‌توان استفاده کرد. روش ARDL از روش‌های قوی بوده که به شرط تحقق فروضی از سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی، عملکرد کوچک نمونه‌ای قوی تری دارد. فروض تحقق این روش عبارتند از:

۱. همه‌ی متغیرها در سطح مانا باشند. I_0
۲. همه‌ی متغیرها با تفاضل اول مانا باشند. I_1
۳. برخی متغیرها در سطح و برخی دیگر در تفاضل اول مانا باشند.
۴. متغیرها نباید از نوع I_2 باشند.
۵. داده‌ها باید دارای توزیع نرمال باشند.
۶. داده‌ها باید واریانس همسان باشند.
۷. داده‌ها باید خود همبسته باشند.

در بسیاری از مدل‌های اقتصادی و مالی، اثرگذاری متغیرهای توضیحی با تأخیر نمایان می‌شود. در مطالعات کاربردی اثر متغیرها توضیحی‌انی اتفاق نمی‌افتد و ممکن است قسمتی از این تأثیرات در آن لحظه قابل مشاهده باشد و قسمتی دیگر نیازمند گذر زمان باشد. مدل‌هایی که به بررسی اثرات تأخیری می‌پردازند به مدل‌های توزیعی معروف هستند. در استفاده از روش خود همبستگی با وقفه‌های توزیعی نیازی به برابر بودن درجه همجمعی همانند روش انگل-گرنجر نیست و روش ARDL برای ترکیبی از متغیرهای $I(0)$ ، $I(1)$ کاربرد دارد. با استفاده از روش ARDL و با منظور نمودن وقفه‌های مناسب، می‌توان ضرایب بلند مدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل به دست آورد (پهلوانی و دهمرده، ۱۳۸۶) این روش، روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی را به طور همزمان تخمین می‌زند. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خودهمبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درونزایی هستند، تخمین‌های به دست آمده از آن‌ها نا اریب و کارا خواهد بود (نوفرستی، ۱۳۷۸). این بحث نشان دهنده‌ی آن است که مدل ARDL می‌تواند برای آزمون هم‌انباشتگی و تخمین بلند مدت بودن مدل و هم‌چنین پویایی کوتاه مدت مدل مورد استفاده قرار بگیرد. در حالت کلی می‌توان گفت مدل ARDL تنها در صورتی کاربرد درست دارد که متغیرهای سمت راست معادله علت متغیر وابسته باشند. یعنی معلول متغیر مذکور نبوده. نسبت به آن درون‌زا نباشد. این الگو نسبت به سایر الگوها در حجم نمونه کوچک دارای مزیت است. وقتی حجم نمونه کوچک باشد یعنی وقفه‌ها به خوبی تصریح می‌شوند که در این صورت برآورد الگو دارای اریب کمتر و کارایی بیشتر است.

9. Zhang & Al

پس استفاده از الگوهایی که پویایی های کوتاه مدت را در خود داشته باشد باعث برآورد ضرایب دقیق تری از الگو شوند، مورد اهمیت هستند. همچنین اگر داده های سری زمانی مورد استفاده ایستا نباشند، مسئله ی همجمعی را نیز فراهم می آورد. این روش برای بررسی همزمان ارتباط کوتاه مدت و بلند مدت قابل استفاده است. پسران وشین رویکرد خود را به دو مرحله تقسیم کردند که در مرحله ی اول به بررسی ایستا بودن متغیرها می پردازند و در صورت ایستا نبودن متغیرهای موجود، با استفاده از آزمون همجمعی رابطه ی بلند مدت میان متغیرها را بررسی می کنند و بعد از اثبات روابط همجمعی ضریب های الگو برآورد می شوند. تحلیل این پژوهش مبتنی بر آزمون همجمعی کرانه هاست. برای اطمینان از ایستا بودن متغیرها نخست سری زمانی داده ها را با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکي فولر^{۱۰} بررسی می کنیم و برای یافتن رابطه ی بلند مدت بین متغیرها از روش الگوی خود همبستگی با وقفه های توزیعی ARDL استفاده می شود و برای یافتن تاثیر تکانه های کوتاه مدت از الگوی تصحیح خطا ECM استفاده می کنیم. معمولاً سری زمانی در بررسی های اقتصاد کلان ناپایا هستند که این ناپایایی باعث بروز رگرسیون کاذب می شود، به همین دلیل از آزمون ریشه واحد دیکي فولر استفاده می شود. بررسی متغیرها از روش ARDL مبتنی بر ۳ معادله ی پویا، بلند مدت و تصریح خطا است. در این تحقیق متغیر تعیین کننده ی نرخ رشد بورس اوراق بهادار تهران TEPIX است که نرخ رشد شاخص کل بورس و نمادی کامل از بورس است و متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در تحقیق BF شاخص آزادی کسب و کار در ایران، GS شاخص آزادی مخارج دولت ایران، MF شاخص آزادی پولی در ایران، TF شاخص آزادی تجاری ایران، GDP شاخص نرخ رشد اقتصادی ایران و INFLATION نرخ تورم ایران می باشد. در این تحقیق با استفاده از نرم افزار ایویوز به تشخیص کمی متناسب بودن مدل به کار گرفته شده در این پژوهش و ارزیابی شروط مدل ARDL پرداخته می شود به منظور بررسی این امر به برآورد آزمون خود همبستگی LM، آزمون نرمالیتی Histogram، آزمون واریانس ناهمسانی، آزمون تصریح خطای Ramsey reset و آزمون ثبات ضرایب که با استفاده از دو آزمون cusum test و cusum of squares test پرداخته می شود و پویایی مدل مشخص شده و با استفاده از آزمون بلند مدت Long run from and bounds test، به بررسی روابط بلند مدت بین متغیرها پرداخته می شود و برای تعیین رابطه ی کوتاه مدت بین متغیرها از مدل تصریح خطای ECM استفاده می شود.

۴. روش ها و ابزار تجزیه و تحلیل داده ها

در این پژوهش ابتدا به بررسی مانایی متغیرها پرداخته می شود. برای بررسی مانایی داده های سری زمانی مورد استفاده از آزمون دیکي فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. این آزمون با استفاده از نرم افزار ایویوز برآورد شده است و معناداری آن بر مبنای Prob در سطح پنج درصد بررسی گردیده است. تعیین طول وقفه های بهینه از آماره شوارتز مورد بررسی قرار گرفته است. آزمون مانایی در این پژوهش در سه حالت با عرض از مبدا و با روند، بدون عرض از مبدا و بدون روند و با عرض از مبدا و بدون روند انجام شده است. در صورتی که در سه حالت فوق متغیر نامانا باشد از سطح تفاضلی مرتبه اول استفاده شده است. در صورتی که سطح تفاضلی از مرتبه اول بیشتر شد به دلیل حساسیت متغیرها می توان از متغیرها ابتدا لگاریتم گرفت و بعد از داده های لگاریتم گرفته شده در حالت های بیان شده آزمون مانایی صورت گیرد.

10. Dickey-Fuller

جدول (۱): نتایج آزمون ADF

نام متغیر	عرض از مبدا	روند زمانی	سطح اطمینان (Prob)	نتیجه
Tepix	*	-	0/0106	مانا در سطح
Bf	*	*	0/0006	مانا در سطح
Gs	*	-	0/0186	مانا در سطح
Mf	*	-	0/0129	مانا در سطح
Tf	*	-	0/0002	مانا در تفاضل اول
GDP	*	-	0/0231	مانا در سطح
INFLATION	*	-	0/0107	مانا در تفاضل اول

معمولاً در داده های سالانه، وقفه را یک یا دو برای داده های با فراوانی بیشتر (مثل داده های فصلی و ماهانه) طول وقفه را می توان بیشتر وارد کرد، که این انتخاب با تشخیص محقق انجام می شود (پسران و پسران، ۱۹۹۶). تعداد وقفه های متغیر وابسته از آن جهت لازم است که خود همبستگی جملات اخلال در معادله ی آزمون وارد شود. تعداد وقفه بهینه را می توان با استفاده از سه معیار آکاییک (ALC)، شوارتز-بیزین (SBC) و حنان-کوین^{۱۱} (HQC) بررسی کرد. در مدل ARDL تحلیل آزمون کرانه ها با توجه به وقفه ها صورت میگیرد. به همین دلیل تعیین بهینه ترین وقفه در این مدل دارای اهمیت زیادی است. وقفه تعیین شده برای این پژوهش بر اساس معیار شوارتز-بیزین ۵ می باشد.

بررسی فروض کلاسیک

برای تشخیص برآورد صحیح مدل به بررسی فروض کلاسیک می پردازیم. این فروض همانطور که ذکر شده از شروط تعیین کننده ی استفاده از مدل ARDL در این مقاله می باشند. این فروض علاوه بر بررسی مانایی متغیرها در سطح و تفاضل اول یعنی مانایی در $I(0)$ و $I(1)$ به بررسی داده ها از نظر توزیع نرمال بودن آن ها و عدم وجود ناهمسانی داده ها و عدم وجود خود همبستگی میان داده ها پرداخته شود.

جدول (۲): بررسی فروض کلاسیک

نام آزمون	آماره آزمون (prob)	نتیجه
Histogram	0.834178	پسماندها نرمال هستند.
Heteroscedasticiy	0.8637	ناهمسانی واریانس وجود ندارد.
همبستگی LM	0.5733	خودهمبستگی وجود ندارد.
Ramsey Reset	0.2457	فرم تبعی مدل صحیح است.

1. Hannan-Quinn Criterion

در جدول (۲)، آزمون‌های تشخیص برای مدل برآورد وقفه‌های ARDL موردبررسی قرار داده شده است و تمام این آزمون‌ها معنادار و قابل‌اتکا هستند، این آزمون‌ها شامل: آزمون ضریب لاگرانژ برای خودهمبستگی جملات اخلال (serial correlation) و آزمون رمزی برای شکل تبعی الگوی مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده (Functional form) و آزمون نرمال بودن باقی‌مانده‌ها مبتنی بر چولگی و کشیدگی باقی‌مانده‌ها (Normality)، و در آخر آزمون واریانس ناهمسانی بر اساس رگرسیون (Heteroscedasticity). نتایج حاصل از این آزمون‌ها حاکی از آن است که تمام آزمون‌های نام‌برده معنادار هستند، زیرا prob آن‌ها همه بالای ۰/۰۵ است و نشان‌دهنده‌ی موفقیت در آزمون است.

تخمین مدل پویا (مدل کوتاه مدت)

با استفاده از الگویی که پویایی‌های کوتاه مدت را در خود داشته باشد و باعث برآورد ضرایب دقیق تری از مدل شود، بسیار مورد توجه قرار می‌گیرد. فرم کلی الگوی پویا، الگویی است که وقفه‌های متغیرها مانند رابطه ی (۱) به دست می‌آید.

$$y_t = aX_t + bX_t + cY_t + u_t \quad (1)$$

در نمونه‌های کوچک بهتر است از الگوهایی استفاده کنیم که تا حد امکان ناریب بودن ضرایب را کاهش دهد و تعداد وقفه‌های زیادی را برای متغیرها در نظر بگیرد و همانند رابطه ی (۲) باشد:

$$\phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \quad (2)$$

در رابطه ی فوق Y_t متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای مستقل هستند. L جمله عملگر وقفه و w_t نمایانگر بردار متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل است که شامل عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برونزا با وقفه ثابت است. P تعداد وقفه‌های بکار گرفته شده برای متغیر وابسته و q_i تعداد وقفه‌های استفاده شده برای متغیرهای توضیحی می‌باشد و این الگو، الگوی خود همبستگی با وقفه‌های توزیعی ARDL می‌باشد که در سال ۱۹۹۷ توسط پسران و پسران ارائه شده است. همانطور که گفته شد تعداد وقفه‌های بهینه مورد استفاده در این پژوهش از معیار شوارتز-بیزین تعیین شده است. مدل مورد نظر توسط نرم افزار ایویوز با وارد کردن داده‌های سری زمانی از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۹ تخمین زده شده است. نتایج حاصل از این برآورد در جدول زیر لحاظ شده است که در آن TEPIX نرخ رشد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، BF شاخص آزادی کسب‌وکار در ایران، GS شاخص آزادی مخارج دولت ایران، MF شاخص آزادی پولی در ایران و TF شاخص آزادی تجاری ایران، GDP نرخ رشد اقتصادی، INFLATION نرخ تورم و C عرض از مبدا می‌باشد.

جدول (۳): نتایج حاصل از تخمین پویا (الگوی کوتاه مدت) (۱، ۲، ۲، ۲، ۲، ۰، ۲) ARDL

Prob	t-statistic	Coefficient	Variable
0.0156	4.038389	0.422965	TEPIX(-1)
0.0065	5.195196	3.664641	BF
0.0607	-2.590040	-3.625595	BF(-1)
0.0117	-4.394113	-7.136866	BF(-2)
0.0015	-7.761919	-9.312255	GDP
0.0010	-8.506739	-11.92431	GDP(-1)
0.0364	-3.095078	-3.591477	GDP(-2)
0.0066	5.191891	6.407013	GS

0.0081	-4.883791	-6.415552	GS(-1)
0.1155	2.004356	2.262085	GS(-2)
0.0017	-7.534202	-5.120160	INFLATION
0.0204	-3.724924	-2.569049	INFLATION(-1)
0.1088	2.057219	1.861270	INFLATION(-2)
0.0009	8.888206	17.12316	MF
0.0259	-3.457912	-2.999332	TF
0.0130	-4.265973	-2.885504	TF(-1)
0.0038	-6.048446	-5.538171	TF(-2)
0.8890	0.148649	36.48830	C

تحلیل نتایج تخمین مدل پویا (الگوی کوتاه مدت)

در جدول (۳-۴) معناداری متغیرهای مدل در سطح ۵ درصد مورد بررسی قرار گرفته و نتایج حاکی از آن است که:

✓ ضریب متغیر شاخص آزادسازی کسب و کار (BF) منفی و معنادار می باشد. با توجه به اینکه ضریب این متغیر ۷/۱- درصد می باشد، با افزایش یک درصد آزادسازی کسب و کار در کوتاه مدت، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان ۷/۱ درصد کاهش می یابد. در مجموع با توجه به اینکه در دو وقفه از سه وقفه تعیین شده ضریب شاخص آزادسازی کسب و کار منفی و معنادار بوده است می توان بیان کرد که در شاخص آزادی کسب و کار در کوتاه مدت تاثیر منفی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران دارد.

✓ ضریب متغیر نرخ رشد اقتصادی (GDP) منفی و معنادار می باشد. با توجه به اینکه ضریب این متغیر ۳/۶- درصد می باشد، با افزایش یک درصد نرخ رشد اقتصادی در کوتاه مدت، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان ۳/۶ درصد کاهش می یابد. در مجموع در کوتاه مدت متغیر رشد اقتصادی تاثیر منفی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران دارد. زیرا در سه وقفه تعیین شده ضرایب این متغیر منفی و معنادار هستند.

✓ ضریب متغیر آزادسازی مخارج دولت (GS) منفی و معنادار می باشد. با توجه به اینکه ضریب این متغیر ۶/۴- درصد می باشد، با افزایش یک درصد آزادسازی مخارج دولت در کوتاه مدت، باعث کاهش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان ۶/۴ درصد می شود. با توجه به اینکه در دو وقفه تعیین شده شاخص آزادسازی مخارج دولت معنادار می باشد می توان بیان کرد در بازه ای از زمان این شاخص بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران تاثیر مثبت داشته است و در بازه ای دیگر تاثیر منفی داشته است.

✓ ضریب متغیر نرخ تورم (INFLATION) منفی و معنادار می باشد. با توجه به اینکه ضریب این متغیر ۲/۶- درصد می باشد، با افزایش یک درصد نرخ تورم در کوتاه مدت، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان ۲/۶ درصد کاهش می یابد. در مجموع می توان بیان کرد که با توجه به ضرایب به دست آمده از دو وقفه تعیین شده در الگوی کوتاه مدت، نرخ تورم تاثیر منفی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران دارد.

آزمون کرانه ها

با توجه به اهداف این تحقیق مبنی بر اینکه در صورت وجود رابطه ی بلند مدت میان شاخص های آزادسازی اقتصادی و شاخص کل اوراق بهادار تهران به چه صورت می باشد، لازم به بررسی این موضوع در شرایط مختلف است. به بیانی دیگر، سوال اساسی که در این قسمت مطرح گردیده این است که آیا زمانی که متغیر وابسته شاخص کل اوراق بهادار تهران می باشد و متغیرهای شاخص آزادسازی پولی و شاخص آزادسازی کسب و کار متغیر توضیحی می باشد آیا رابطه ی بلند مدت همجمعی میان این متغیر برقرار است؟ برای پاسخ به این سوال باید به بررسی آزمون کرانه ها برای تشخیص وجود یا عدم وجود رابطه ی همجمعی پرداخت.

جدول (۴): نتایج حاصل از بررسی کرانه ها

مقادیر کرانه های بالا و پایین	سطح معناداری	K	F محاسباتی	تست آماری
I(0)	I(1)			
0/099	3/976	۶	24/94871	آماره F
0/095	2/794			
0/090	2/334			
5/691	4/48			
3/515				

در جدول (۴) نتایج آزمون کرانه ها ارائه شده است که باتوجه به مقادیر جدول پسران و همکاران (۱۹۹۷) مورد تحلیل قرار گرفته است. اگر آماره F محاسباتی بزرگتر از مقادیر بحرانی کرانه بالا $I(1)$ باشد می توان فرضیه صفر یعنی عدم وجود خودهمبستگی را رد کرد و برعکس اگر آماره F محاسباتی کوچکتر از مقادیر بحرانی کرانه پایین $I(0)$ باشد، نمی توان فرضیه صفر را رد کرد و اگر آماره F محاسباتی بین مقادیر بحرانی کرانه بالا و کرانه پایین باشد یعنی نتیجه ی این آزمون نا مشخص است. حال با توجه به نتایج حاصل از آزمون کرانه ها و با توجه به اینکه آماره F محاسباتی 24/94871 می باشد و از مقدار بحرانی کرانه ی بالا $I(1)$ بزرگتر است می توان فرضیه صفر را رد کرد و می توان بیان کرد رابطه بلند مدت همجمعی میان متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی وجود دارد.

تخمین ضرایب بلند مدت مدل

برای بررسی اینکه رابطه ی بلند مدت حاصل از روش مورد استفاده کاذب نباشد از فروض زیر که توسط بنرجی و دیگران (۱۹۹۲)، ارائه شده، استفاده می شود:

$$H_0: \sum_{i=1}^P Q_i - 1 \geq 0$$

$$H_a: \sum_{i=1}^P Q_i - 1 < 0 \quad (3)$$

فرضیه صفر عدم هم انبستگی یا رابطه بلند مدت است، چون شرط آنکه رابطه پویایی کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد، آن است که مجموعه ضرایب کمتر از یک باشد. به عبارتی دیگر، در روش ARDL برای آزمون همجمعی، آزمون فرضیه زیر صورت می گیرد.

$$H_0: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_a: \sum_{i=1}^p \alpha_i - < 0 \quad (4)$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i} \quad (5)$$

در این آماره $\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i$ مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته است که در سمت راست معادله ظاهر می‌شوند و $\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i$ مجموع انحراف معیارهای این ضرایب است. چنانچه قدر مطلق کمیت محاسبه شده از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۸) بزرگتر باشد نتیجه می‌گیریم که رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو وجود دارد.

جدول (۵): نتایج برآورد بلند مدت

متغیر	Prob	آماره t	ضریب
BF	۰.۱۹۹	-3/751914	-12/30049
GDP	۰.۰۶۲	-5/265555	-43/02689
GS	۲۱۹۸	1/453476	3/905384
INFLACTION	۰.۲۶۶	-3/428723	-10/09979
MF	۰.۱۱۳	4/439418	29/67436
TF	۰.۲۱۴۵	-4/131390	-19/79602

تحلیل نتایج برآورد بلند مدت

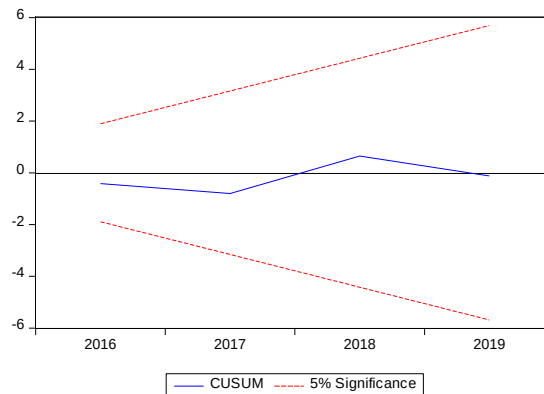
با توجه به نتایج برآورد الگوی بلند مدت جدول (۵):

- ضریب متغیرهای شاخص آزادی کسب‌وکار در بلند مدت **12/3-** می‌باشد، به این معناست که یک درصد افزایش در شاخص آزادی کسب‌وکار باعث کاهش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان **12/3** درصد می‌شود.
- ضریب متغیر رشد اقتصادی در بلند مدت **43-** درصد می‌باشد، به این معناست یک درصد افزایش در رشد اقتصادی، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را **۴۳** درصد کاهش می‌دهد.
- شاخص آزادی مخارج دولت در بلند مدت معنادار نمی‌باشد.
- ضریب متغیر تورم در بلند مدت **10/1-** درصد می‌باشد به این معناست که یک درصد افزایش در نرخ تورم باعث کاهش شاخص کل بورس اوراق بهادار به میزان **10/1-** درصد می‌شود.

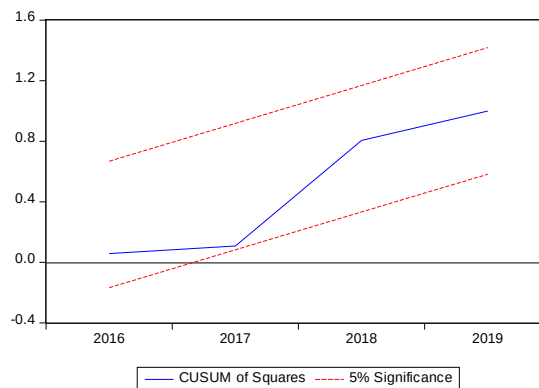
- ضریب متغیر شاخص آزادی پولی در بلند مدت $29/7$ درصد می‌باشد به این معناست که یک درصد افزایش در شاخص آزادی پولی باعث افزایش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان $29/7$ درصد می‌شود.
 - ضریب شاخص آزادی تجاری در بلند مدت $19/8$ - درصد می‌باشد، به این معناست که یک درصد افزایش در شاخص آزادی تجاری باعث کاهش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان $19/8$ - درصد می‌شود.
- نتایج این پژوهش حاکی از آن است که شاخص کل بورس در اقتصاد ایران ارتباط منفی با رشد اقتصادی دارد. مثلاً در سال جاری (۱۳۹۹) و سال قبل (۱۳۹۸)، در حالی که رشد اقتصادی ایران منفی بود، شاخص کل بورس رشد بالایی داشته است که دلیل آن حفظ ارزش پول و برخی فعالیت‌های سوداگرانه در این بازار می‌باشد.

آزمون ثبات ساختاری ضرایب

وقتی یک رگرسیون تخمین زده می‌شود، ممکن است طی سال‌ها دستخوش تغییرات شود. جهت بررسی ثبات ضرایب تخمین‌های رگرسیونی از آزمون‌های مختلفی نظیر مجموع تجمعی باقیمانده‌های بازگشتی CUSUM و مجموع تجمعی مربعات باقی مانده‌های بازگشتی CUSUM of squares استفاده می‌شود که این روش در اقتصاد سنجی قدمت طولانی دارد. در این آزمون‌ها فرضیه صفر، عدم وجود شکست ساختاری در مقابل فرضیه مقابل، وجود شکست ساختاری آزمون می‌شود. محدوده‌ی تعیین شده از آزمون همانطور که در نمودار (۱) و (۲) مشخص است از $+0/4$ تا $-0/4$ می‌باشد که فاصله اطمینان این آزمون به حساب می‌آید. چنانچه آماره‌ی آزمون در بین این دو خط قرار گیرد، فرضیه صفر یعنی وجود ثبات ساختاری پذیرفته می‌شود و در صورتی که خارج از این دو محدوده قرار گیرد عدم وجود ثبات ضرایب را بیان می‌کند. همانطور که در نمودار (۱) و (۲) مشخص است آماره‌های این آزمون‌ها در داخل محدوده‌ی اطمینان وجود دارند و به این معنی است ثبات ضرایب در سطح معناداری ۵ درصد هستند.



نمودار (۱): آزمون CUSUM



نمودار (۲): آزمون cusum of squares

تخمین ضرایب کوتاه مدت مدل

مبنای اصلی استفاده از مدل تصریح خطا ECM وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی است. این مدل در واقع نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلند مدت مرتبط می سازد. به منظور بررسی روابط کوتاه مدت بین شاخص کل اوراق بهادار تهران و شاخص های آزادسازی اقتصادی از مدل تصریح خطای ECM استفاده شده است. با توجه به بررسی های انجام شده می توان دریافت که وقتی دو متغیر هم انباشته باشد، یک رابطه ی بلند مدت تعادلی بین متغیرها وجود دارد. هرچند ممکن است در کوتاه مدت تعادل وجود نداشته باشد. در این صورت می توان جمله خطای رابطه زیر را خطای تعادل معرفی کرد:

$$y_t = \beta x_t + u_t$$

$$u_t = y_t - \beta x_t \quad (6)$$

حال برای برآورد رفتار کوتاه مدت y_t با مقدار تعادلی بلند مدت آن می توان از الگوی زیر استفاده کرد.

$$u_t \approx N(0, \sigma^2) \quad (7) \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_1 + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

در این الگو $\hat{u}_{t-1}$ جمله خطای برآورد رگرسیون با یک وقفه زمانی است. این الگو به الگوی تصحیح خطای (ECM) معروف است که در آن در y_t به خطای دوره قبل ارتباط داده شده است. در این قسمت به بررسی الگوی تصریح خطا برای ارتباط بین شاخص های آزادسازی اقتصادی، رشد اقتصادی، تورم و عملکرد بورس اوراق بهادار تهران می پردازیم. ضرایب برآورد الگوی تصریح خطای مربوط به معادله با توجه به حداکثر تعداد وقفه ها در نظر گرفته می شود. در جدول (۶) این ضریب ارائه شده است.

جدول (۶): نتایج برآورد کوتاه مدت

متغیر	ضریب	آماره t	Prob
ECM(-1)	-0/577035	-23/42801	۰/۰۰۰

تحلیل نتایج ضریب جمله تصریح خطای مدل

برآورد الگوی تصریح خطا بیانگر ارتباط کوتاه مدت میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل الگو و چگونگی تعدیل کوتاه مدت به بلند مدت می باشد می پردازد. آنچه در مدل تصریح خطا اهمیت بسیار دارد ضریب جمله تصحیح خطا است که نشان دهنده ی سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل به سمت تعادل در بلند مدت می باشد. همانطور که در جدول (۶) ملاحظه می شود، این

ضریب معنادار و منفی می‌باشد زیرا ضریب ECM بین صفر و منفی یک می‌باشد پس وجود رابطه‌ی همجمعی (بلند مدت) بین متغیرها از این روش تایید می‌شود. با توجه به اینکه ضریب ECM برابر با (-0/577035) برآورد شده است، به این نتیجه می‌رسیم که در هر دوره حدود ۵ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته، از مقادیر تعادلی بلند مدت خود در یک دوره، در دوره‌ی بعد تعدیل شده و از بین می‌رود.

۵. جمع بندی، نتیجه گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این تحقیق، بررسی تاثیر آزادی اقتصادی، رشد اقتصادی و تورم بر عملکرد بورس اوراق بهادار تهران است که با تاکید بر چهار مولفه آزادی کسب و کار و آزادی پولی، آزادی تجاری، آزادی مخارج دولت، نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم بر نرخ رشد کل بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته است. نتایج حاکی از این پژوهش نشان دهنده‌ی وجود ارتباطی معنادار بین مولفه های شاخص آزادی اقتصادی که شامل آزادی کسب و کار، آزادی پولی، آزادی تجاری و رشد اقتصادی و تورم با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران است. بین آزادسازی پولی و شاخص کل اوراق بهادار تهران نیز ارتباط معناداری وجود دارد. ضریب متغیرهای شاخص آزادی تجاری در بلند مدت $19/8-$ درصد می‌باشد به این معناست که یک درصد افزایش در شاخص آزادی تجاری باعث کاهش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان $19/8$ درصد می‌باشد. همچنین درالگوی کوتاه مدت ضریب متغیر شاخص آزادسازی تجاری منفی و معنادار می‌باشد. با توجه به اینکه ضریب این متغیر $5/5-$ درصد بوده، یک درصد افزایش در آزادسازی تجاری، باعث کاهش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان $5/5$ درصد می‌شود. ضریب متغیر شاخص آزادی پولی در بلند مدت $29/7$ درصد می‌باشد که یک درصد افزایش در شاخص آزادی پولی منجر به افزایش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان $29/7$ درصد می‌شود. همچنین در الگوی کوتاه مدت ضریب متغیر شاخص آزادی پولی مثبت و معنادار می‌باشد. با توجه به اینکه ضریب این متغیر $17/1$ درصد می‌باشد، افزایش یک درصد آزادسازی پولی، باعث افزایش شاخص کل بورس به میزان $17/1$ درصد می‌شود. با توجه به نتایج برآورد الگوی بلند مدت و کوتاه مدت شاخص مخارج دولت معنادار نمی‌باشد. ضریب متغیر شاخص آزادی کسب و کار در بلند مدت $12/3-$ می‌باشد به این معناست که یک درصد افزایش در شاخص آزادی کسب و کار باعث کاهش شاخص کل اوراق بهادار به میزان $12/3$ درصد می‌شود. ضریب این متغیر $7/1-$ درصد می‌باشد، افزایش یک درصد آزادسازی کسب و کار، باعث کاهش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان $7/1$ درصد می‌شود. ضریب متغیر نرخ رشد اقتصادی در بلند مدت $43-$ درصد می‌باشد به این معناست که یک درصد افزایش در نرخ رشد اقتصادی باعث کاهش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان 43 درصد می‌شود. همچنین در الگوی کوتاه مدت ضریب متغیر نرخ رشد اقتصادی منفی و معنادار می‌باشد. با توجه به اینکه ضریب این متغیر $3/6-$ درصد می‌باشد، افزایش یک درصد نرخ رشد اقتصادی، باعث کاهش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به میزان $3/6$ درصد می‌شود. ضریب متغیر نرخ تورم در بلند مدت $10/1-$ درصد می‌باشد به این معناست که یک درصد افزایش در نرخ تورم باعث کاهش شاخص کل بورس اوراق بهادار به میزان $10/1$ درصد می‌شود. ضریب متغیر نرخ تورم در الگوی کوتاه مدت معنادار نمی‌باشد.

پیشنهاد می‌شود با توجه به اینکه حفظ تناسب بین پشتوانه پول و انتشار پول توسط بانک مرکزی از عوامل موثر بر بهبود درجه آزادی اقتصادی خواهد بود. از آنجا که دنباله رو تغییرات بودجه و رفتار مالی دولت بر میزان نقدینگی موثر است و همواره کمبود نقدینگی در بنگاه‌های تولیدی وجود دارد که به معنی عدم انتقال منابع به بخش های تولیدی و مولد می‌باشد و از سوی

دیگر وظیفه ی بازار سهام جذب نقدینگی و کنترل تورم می باشد، مطلوب است در جهت بهبود عملکرد بازار سهام سیاست هایی اعمال شود. حذف مقررات و محدودیت ها در مسیر راه اندازی کسب و کارهای جدید، افزایش اعتبارات به بنگاه ها جهت کسب و کار، حمایت از کارآفرینان، افزایش سرمایه گذاری بانک ها در حوزه بانکداری الکترونیکی، ایجاد قوانین منطبق با واقعیات اقتصادی، شفاف سازی اطلاعاتی و جلوگیری از قوانینی که خود زمینه ساز رانت است.

منابع

۱. احمدزاده، خالد؛ سامان قادری و سحر عمیدی، ۱۳۹۶، بررسی رابطه بین آزادسازی تجاری و عملکرد بورس اوراق بهادار، دومین کنفرانس بین المللی پژوهش های نوین در مدیریت، اقتصاد و توسعه، شهر تفلیس، شرکت فناوران یکتا هوشمند اهورا - دانشگاه جرجیا و با مشارکت دانشگاه های ایران،
۲. اکبری روشن، مهدیه و عباس شاکری (۱۳۹۲). «اثر مخارج دولت، نقدینگی و ساختار بازار بر توسعه مالی بازار سهام»، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، سال چهاردهم، ش ۵۳.
۳. ایزیدیان، مهرداد؛ عباس علوی راد و سید یحیی ابطی، ۱۳۹۲، اثر شاخص های آزادسازی اقتصادی بر عملکرد بازار مالی ایران: با تاکید بر آزادسازی تجاری، دومین همایش ملی توسعه پایدار در مناطق خشک و نیمه خشک، ابرکوه، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابرکوه،
۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، وب سایت رسمی بانک مرکزی ج.ا.ا، بانک اطلاعات سری زمانی <http://www.cbi.ir>
۵. برومند شهزاد، موسوی میرحسین، و شهابی علی. بررسی اثرات آزادسازی های مالی بر بازار سهام در اقتصاد ایران.
۶. پدرام، مهدی و عبدالرحمن حری (۱۳۹۳). «بررسی رابطه اندازه دولت و عملکرد بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال هفتم، ش ۲۳، ۲۱۲.
۷. رحیمی بروجردی علیرضا. مطالعه ای نظری و کاربردی پیرامون درجه باز بودن تجاری در کشورهای در حال توسعه.
۸. سازمان بورس اوراق بهادار تهران وب سایت اطلاع رسانی در حوزه بازار سرمایه در ایران <http://www.iranboures.com>
۹. سلاطین پروانه، زاهدی مجتبی. اثر آزادسازی اقتصادی بر عملکرد بانک ها در گروه کشورهای منتخب. فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی. ۱۳۹۶؛ ۵ (۱۹): ۱۹۱-
۱۰. سوری، علی. (۲۹۳۲). اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews. تهران: نشر فرهنگ شناسی و نشر نور علم.
۱۱. شاه آبادی ابوالفضل، و داوری کیش راضیه. تاثیر آزادی اقتصادی بر بازده بازار سهام ایران.
۱۲. شیرین بخش، شمس اهلل و زهرا حسن خونساری. (۲۹۶۱). کاربرد Eviews در اقتصادسنجی. تهران: نشر پژوهشکده ی امور اقتصادی
۱۳. صادقیان، آیسا و اکبر میرزاپور باباجان، ۱۳۹۴، آزادی اقتصادی و پایداری قیمت سهام: تجزیه و تحلیل بازار بورس اوراق بهادار ایران و کشورهای منتخب [آسیا]، کنفرانس بین المللی یافته های نوین پژوهشی در علوم، مهندسی و فناوری با محوریت پژوهش های نیاز محور، مشهد، مؤسسه فرا اندیشان دانش بین الملل.
۱۴. صادقیان، آیسا و اکبر میرزاپور باباجان، ۱۳۹۴، بررسی آزادی اقتصادی و پایداری قیمت سهام با در نظر گرفتن ۳ عامل دسترسی به پول سالم، آزادی تجارت بین المللی مقررات اعتباری، نیروی کار و تجاری در کشورهای خاورمیانه، کنفرانس بین

المللی یافته های نوین پژوهشی در علوم، مهندسی و فناوری با محوریت پژوهش های نیاز محور، مشهد، مؤسسه فراز اندیشان دانش بین الملل، <https://www.civilica.com/Paper-ICMRS>، ۰۱.

۱۵. صحراکارزاده، محمد. (۱۳۹۶)، بررسی اثر آزادسازی اقتصادی بر عملکرد مالی. اولین کنفرانس بین المللی دستاوردهای نوین پژوهشی در مدیریت، حسابداری، اقتصاد و مهندسی صنایع با تاکید بر اقتصاد مقاومتی-استان مازندران

۱۶. طیبی سید کمیل، حاجی کرمی مرضیه، سریری هما. تحلیل درجه باز بودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری. فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی. ۱۳۹۰؛ ۱ (۴): ۳۹-۶۰

۱۷. معماریان، عرفان و مائده حسین زاده، ۱۳۹۳، تحلیل اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک، اولین کنفرانس ملی تحقیق و توسعه در هزاره سوم، علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی آباد کتول.

۱۸. مؤسسه فریزر (۱۳۸۴). «شاخص آزادی اقتصادی»، ترجمه حسین شیخانی، بررسی های بازرگانی، ش ۱۱

۱۹. نخعی فریبا، عبدالله خشنودی، مجید دشتیان، (۱۳۹۴). بررسی اثر تعاملی آزادی اقتصادی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی روی رشد اقتصادی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته، فصلنامه سیاست گذاری پیشرفت اقتصادی، ۳(۳)، ۹۵-۱۲۹.

۲۰. نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. ، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا: تهران.

۲۱. یوسفی حاجی آباد، رضا، ۱۳۹۶، ارزیابی اثرات آزادسازی اقتصادی بر عملکرد بورس اوراق بهادار تهران، همایش بین المللی مدیریت، اقتصاد و بازاریابی، تهران، مرکز همایش های کوشا گستر

22. Beach, W. W. , and Kane, T. (2008). Methodology: Measuring the 10 Economic Freedoms. Washington, DC: The Heritage Foundation.

23. Benjamin, M. B. ,J. B. Tyler and W. T. Diana (2014). "Economic Freedom and the stability of stock price: A cross –country analysis", Journal of international money and finance, 41(2)

24. Blau, B. M. , Brough, T. J. , and Thomas, D. W. (2013, May 16). Economic Freedom and the Stability of Stock Prices: A Cross-Country Analysis. Retrieved from Social Science Research Network: <http://ssrn.com/abstract=2266075>

25. Chen, Carl R. and Ying Sophie Huang (2009). "Economic Freedom, Equity Performance and Market Volatility. " International Journal of Accounting and Information Management, Vol. 17, No. 2, pp. 189- 197

26. Cheng, Su-Yin. 2012. substitution or complementary effect between banking and stock markets: evidence from financial openness in Taiwan. Journal of international financial markets, institutions & money 22. Pp 508-520

27. Cheung, Y. -W. , and Ng, L. (1992). Stock price dynamics and firm size: An empirical investigation. Journal of Finance 47, 1985-1997.

28. Chin, L and Chee-Hong, L. (2013), "the effects of Trade openness on Malaysian exchange rate" international economic and finance journal, vol. 8, no. 1, 25-39

29. Devinaga Rasiah, Tay Lee Ying, Sakiru Adebola Solarin (2016): "Economic freedom index and stock returns in Malaysia" Theoretical and Applied Economics, Volume xxlll (2016), No. 1(606), Spring, pp. 213-236

30. Graeff, P. , Mehlkop, G. , 2003. The impact of economic freedom on corruption: different patterns for rich and poor countries. *Eur. J. Polit. Econ.* 19, 605-620.
31. Jinyu Qiu,(2016), Analysis of the relationship between economic freedom and the stability of stock prices:<https://digitalcommons.edu/gradreports>
32. Lim, K. P and kim, J H,(2011),”Trade openness and the informational efficiency of emerging stock markets” *Economic modelling*, Elsevier,vol. 28(5),p 2228-2238
33. Smimou, Kamal and AmelaKarabegovic (۲۰۱۰). "On the Relationship D, pp. ۴۲. Between Economic Freedom and Equity Returns in The Emerging Markets: Evidence from The Middle East and North Africa (MENA) Stock Markets. " *Emerging Markets Review*, Vol. ۱۱, pp. ۱۵۱-۱۱۹.
34. Shirvani, H. and N. Delcoure (2012). ”Government size and stock market performance in the G7 countries: some robust bilateral causality tests. *international business and management*,4(2).
35. Stocker, Marshall L. (۲۰۰۵). "Equity Returns and Economic Freedom. " ۱۱ *Cato Journal*, Vol. ۲۵, No. ۳(Fall ۲۰۰۵), pp. ۵۹۴-۵۸۳. Wu, G. , ۲۰۰۱. The determinants of asymmetric volatility. *Rev. Financ. Stud.* ۱۴, ۸۵۹-۸۳۷.
36. Yongli Luo(2011) *Economic Freedom, Financial Crisis and Stock Volatilities in Emerging Markets*. Published on *International Journal of Financial Management*, 4(1), 1-10