



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال یازدهم / شماره چهل و یکم / بهار ۱۴۰۱

بررسی تاثیر ریسک های مالی، اقتصادی سیاسی و بین الملل بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش ARDL

ساره پهلوان

دانشجوی دکتری گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
sara.pahlavan31@gmail.com

علی نجفی مقدم

استادیار گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
alirezanm@yahoo.com

قدرت اله امام وردی

استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
ghemamverdi2@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۳/۳۱ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۱/۰۷

چکیده

ریسک و مخاطرات در بستر اقتصادی یک کشور می توانند بر شاخص های اقتصادی کشور تاثیر داشته باشند و دلیلی بر رشد و یا افول شاخص داشته باشند. ریسک می تواند به عنوان عامل بر هم زنده تعادل تبیین شود و وضعیت را تغییر دهد. در اقتصاد های نوپا یکی از دغدغه ها اقتصاددانان کنترل ریسک های موجود برای کاهش هزینه ها و افزایش رشد شاخص های اقتصادی می باشند. در این پژوهش به بررسی تاثیر ریسک های مالی، اقتصادی، بین الملل و سیاسی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار می پردازد که ضمن بررسی وجود یا عدم وجود تاثیر به بررسی جهت تاثیر می پردازد برای این منظور از مدل ARDL برای دیتاهای فصلی از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. نتایج در کوتاه مدت و بلندمدت بدین صورت شده است که ریسک مالی تاثیر منفی بر شاخص دارد و ریسک اقتصادی و بین الملل تاثیر مثبت در کوتاه داشته اند و در بلندمدت ریسک مالی منفی و ریسک اقتصادی نیز منفی می گردد ولی ریسک بین الملل تاثیر مثبت خود را می گذارد.

واژه های کلیدی: ریسک مالی، ریسک اقتصادی، ریسک بین الملل، ریسک سیاسی.

۱- مقدمه

مطالعات اولیه بیشتر به اهمیت بخش بانکی در توسعه اقتصادی معطوف بوده است. با این حال، در طول سه دهه گذشته نه تنها در کشورهای توسعه یافته بلکه در کشورهای در حال توسعه، این وضعیت با تسریع جریان سرمایه در بازار جهانی و رونق سرمایه‌گذاری در بورس سهام تغییر یافته است. یکی از عواملی که در جهت دستیابی به رشد اقتصادی نقش اساسی ایفا می‌کند توسعه مالی هر کشور است. لذا کشورهایی که از بازار سهام توسعه یافته تری برخوردارند اقتصاد آنها توانایی و تجربه رشدهای بالا تر اقتصادی را داشته و در مسیر رشد اقتصادی سریع تری قرار دارند. رشد توجه به بازارهای سرمایه در سرتاسر دنیا در طول دو دهه اخیر و یکپارچگی روز افزون آنها این ضرورت را برای دولت‌ها ایجاد کرده تا توسعه بازارهای سهام داخلی را در اولویت کارهای خود قرار دهند.

ارتباط بین نظام‌های مالی و تولیدی هر کشور از مهمترین عوامل رشد و توسعه اقتصادی محسوب می‌شود. کشورهایی که الگوی کارآمدی در تخصیص سرمایه به بخش‌های مختلف اقتصادی دارند اغلب از پیشرفت اقتصادی و در نتیجه رفاه اجتماعی بالاتری برخوردارند. تجهیز و تخصیص منابع سرمایه‌گذاری به فعالیت‌های اقتصادی از طریق بازارهای مالی انجام می‌گیرد. که بورس اوراق بهادار قسمت اصلی از این بازار است.

بنابراین به دلیل اهمیت بازارها در فرایند خلق ثروت و در نهایت رفاه برای آحاد یک اجتماع توجه به عوامل کارایی این بازارها و فراهم آوردن زمینه مشارکت آحاد یک جامعه در آن می‌تواند دارای اهمیت حیاتی باشد. بورس اوراق بهادار، بازار متشکل و رسمی سرمایه است که نقش موثری در بسیج امکانات مالی و سرمایه‌ای، به منظور تامین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلند مدت دارد. سطح توسعه بازارهای مالی به ویژه بازار سهام و تاثیر آن بر تامین مالی شرکت‌ها تاثیر شگرفی بر رشد اقتصادی به جای می‌گذارد. عوامل تعیین کننده اصلی توسعه مالی شامل منشا شرکتی، حقوقی، نهادها، سیاست‌های اقتصادی و عوامل سیاسی است. بنابراین و با توجه به اهمیت بازارهای مالی شناسایی عوامل موثر بر توسعه بازارهای مالی از زاویه‌های مختلف مورد بحث قرار گیرد و بخصوص توجه به بازارهای مالی هم از منظر عوامل داخلی شرکتی و عوامل کلان اقتصادی می‌تواند بسیار حائز اهمیت باشد. لذا این پژوهش در نظر دارد به بررسی عوامل موثر بر رشد شاخص سهام از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ با توجه به ریسک‌های مالی، اقتصادی، سیاسی و بین الملل خارجی با روش ARDL بپردازد. که در ادامه به بیان نظری در این باره پرداخته و در قسمت دوم به پیشینه پژوهش و در ادامه به روش تحقیق و برآورد مدل و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

کیندلربرگ و رابرت آیلبر در تحقیق شناخته شده شان به نام جنون‌ها، ترس‌ها و سقوطها: تاریخچه‌ای از بحران‌های مالی، که به قرن هفدهم برمی‌گردد، نشان می‌دهند که در ۳۰ سال گذشته، سیستم‌های بانکی ملی بیشتری نسبت به سایر دوره‌های زمانی مشابه، سقوط داشته‌اند و دامنه تغییرات قیمت ارز بسیار بیشتر از دوره‌های قبلی بوده است. علاوه بر این، آن‌ها استدلال می‌کنند که این بحرانها همه به هم وابسته هستند که

به وسیله آزادسازی جریان های مالی بین المللی ایجاد و مقدار فزاینده ای پول در جهان را در که جستجوی بازده بیشتر وجود داشته، را شامل می شوند: - بحران بدهی بازارهای نوظهور در دهه ۱۹۸۰ با استفاده از بازیافت دلارهای نفتی اوپک در دهه ۱۹۷۰ توسط بانک های تجاری بین المللی ساخته شد. عدم پرداخت بدهی در امریکای لاتین، آفریقا، شرق اروپا و آسیا پس از آنکه ایالات متحده نرخ های بهره را در سال ۱۹۷۹ افزایش داد همچنین منجر به بحران پس انداز و وام ایالات متحده شد، به وجود آمد. - جریان سرمایه پس از آن به ژاپن منتقل شد که در نیمه دوم دهه ۱۹۸۰ باعث ایجاد حباب در ارزش سهام و اموال ژاپن شد. - انفجار حباب ژاپنی در اوایل دهه ۱۹۹۰ منجر به خروج پول از ژاپن و به سمت دیگر نقاط آسیا شده و باعث ایجاد یک حباب اعتباری آسیایی شد که به دلیل سیاست پولی ایالات متحده از سال ۱۹۹۴ تشدید شده بود و بحران بدهی را از مکزیک به آسیا منتقل کرد. - با فروپاشی بازار آسیا در سال ۱۹۹۷، پول به سوی آمریکا (پشتیبانی از حباب امریکا دات کام)، شرق اروپا و روسیه هدایت شد (تاکسوز، ۱۳۹۸)

هنوز در اواسط گذار اقتصادی خود، روسیه آماده ی جذب جریان سرمایه نبود و در سال ۱۹۹۸ دچار ورشکستگی شد پس از آن آرژانتین در سال ۲۰۰۱ دچار ورشکستگی شد. در پایان این موج سرمایه گذاری، ترکیه و برزیل بحران ارز و بانکی را متحمل شدند و برای غلبه این جریانات سرمایه ای نیاز به حمایت صندوق بین المللی پول داشتند. از سال ۲۰۰۳ به بعد، بازارهای بزرگ نوظهور دوره های بدون بحران های مالی داشته اند. در عین حال، بزرگترین حباب اعتباری در ایالات متحده و منطقه یورو در حال ایجاد بود. این حباب در سال ۲۰۰۸ با بحران نسبتهای تاریخی به پایان رسید، زمانی که مشکلات در بازار دارایی ایالات متحده منجر به فروپاشی چندین موسسه مالی بزرگ در ایالات متحده و انگلستان شد. - پس از بحران ۲۰۰۸ در دنیای توسعه یافته، جریان سرمایه به کالاها و بازارهای نوظهور منتقل شد. اکنون شاهد آغاز تغییر این روند هستیم (تاکسوز، ۱۳۹۸)

به طور خلاصه، در عصر دوم جهانی شدن، پیشرفتهای مالی قابل توجهی در ماهیت و شکل بحران های مالی نقش دارند، شامل رشد دارایی های مالی جهانی نسبت به تولید ناخالص داخلی، افزایش همبستگی جهانی بازارهای مالی تغییر نقش بانک های مرکزی و تعداد روزافزون کشورهای مستقل تاثیر ارزهای شناور؛ رشد سرمایه گذاری مشتریان؛ و به وجود آمدن سریع ابزارهای مالی جدید و اغلب مبهم. همچنین، رشد حسابداری زیرخط ترازنامه ای و ضریب اتکای بالای موسسات مالی به بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸ مرتبط بود

براساس ادبیات تحقیق یکی از مهم ترین علت عدم رشد و کارایی بازارها بالا بودن مخاطرات تولید و مبادله و در نتیجه بالا بودن هزینه مبادله^۱ است. ریسک های موجود در اجتماع و بخش های مختلف اجتماعی در نهایت به بازارها سرایت می کند و این ریسک ها هزینه تصمیمات را افزایش، انگیزه مشارکت در بازار، تولید و مبادله را کاهش می دهد و در این حالت از دل بازارها به جای کارآمدی و ثروت، ناکارآمدی و بی عدالتی رشد خواهد کرد (نورث، ۲۰۰۵). یکی از این بازارها که به شدت تحت تاثیر این ریسک ها و افزایش هزینه مبادله ناشی از آن است بازار سهام است.

نوسانات نرخ ارز، سلب مالکیت، و نقص قرار داده‌ها، از جمله عواملی هستند که ریسک (هزینه) شدیدی را بر سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها تحمیل می‌کنند و در نتیجه انگیزه آنان را برای سرمایه‌گذاری کاهش می‌دهد. ثبات سیاسی، اقتصادی مالی و نبود تضادهای و تنش‌ها، جز عوامل مهم و تعیین کننده در جذب سرمایه‌گذاری و کارآتر کردن بازار سهام محسوب می‌شوند. به طور کلی سرمایه‌گذاران در کشورهای دارای بی ثبات سیاسی سرمایه‌گذاری نمی‌کنند که احتمال سرنگونی آن وجود دارد یا از درجه بالای تنش‌های سیاسی و اخلاقی رنج می‌برد. یک محیط سیاسی با ثبات، ریسک تغییرات ناگهانی قوانین و فسخ و ابطال قراردادهای را کاهش می‌دهد. در یک کشور پر تنش بی ثبات، افراد در مورد سرمایه‌شان نگران هستند. (فعالجو و صادقپور، ۱۳۹۵).

پیش‌تر اعتقاد بر این بود که بازده سهام تنها تابعی از ریسک سیستماتیک است و سرمایه‌گذار در قبل تحمل ریسک سیستماتیک بیشتر بازده بیشتر دریافت می‌کند و ریسک غیر سیستماتیک یک ریسک اضافه است که تحمل آن هیچ‌گونه صرفی برای سرمایه‌گذار ندارد. اما در تئوری‌های جدید سرمایه‌گذاری (تئوری قیمت گذاری آربیتراژ راس^۲ (۱۹۷۶)، چن و همکاران^۳ (۱۹۸۶) این ادعا اثبات شده است که ریسک غیر سیستماتیک بر بازده سرمایه‌گذار و بورس تاثیر بسزایی دارد و مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM و شارپ را به چالش کشیده است (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۲).

این ادعا که متغیرهای اقتصادی مانند تورم، نقدنگی، نرخ ارز و ... محرک و موثر بر قیمت سهام هستند به عنوان تئوری مورد پذیرش واقع شده است. در سال‌های گذشته، مطالعاتی از جمله کوون و شین^۴ (۱۹۹۹)، کرسیتیان و همکاران^۵ (۲۰۱۲)، انگل، سون^۶ (۲۰۱۳) و بکیروس و همکاران^۷ (۲۰۱۷) تاثیر نیروهای اقتصادی بر بازدهی سهام را به شکل تجربی نشان داده‌اند. مبنای این پژوهش‌های تجربی بر این تئوری استوار است که قیمت سهام منعکس کننده ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده آن سهم است. و به همین دلیل، هم به جریان‌های نقدی آینده و هم به نرخ بازده مورد انتظار نیاز است. از این رو متغیرهای اقتصادی هم بر جریان‌های نقدی آینده و هم بر نرخ بازدهی مورد انتظار اثرگذار هستند. بنابراین می‌توانند بر قیمت‌های سهام اثر گذار باشند (چادوری^۸، ۲۰۰۶).

تورم یکی از متغیرهای کلان اقتصادی است که می‌تواند بر ریسک غیر سیستماتیک تأثیرگذار باشد. تورم آثار مستقیمی بر استراتژی بهینه سازی بنگاه‌های اقتصادی دارد. وقتی از سمت درآمدهای تراز مالی شرکت، تورم مورد بررسی قرار می‌گیرد. این متغیر نه تنها عنصر نامطلوب نیست، که برای تولید شرکت می‌تواند مطلوب نیز باشد. اما وقتی از سمت هزینه‌ها بدان نگاه می‌شود این متغیر می‌تواند بر ساختار هزینه‌های شرکت تأثیر نامطلوب بگذارد و بنگاه‌ها را هر روز در معرض قراردادهای خرید مواد اولیه و دستمزد جدید قرار دهد و این امر باعث کاهش سودآوری شرکت می‌شود و در نتیجه کاهش ارزش سهام می‌شود. همچنین نرخ‌های بالای تورم با ایجاد عدم اطمینان و اصطکاک بازارهای مالی در تخصیص منابع سیستم مالی را ناکارآمد می‌کند. بنابراین با افزایش تورم بهای تمام شده تولید نیز افزایش می‌یابد و بنگاه‌ها تمایل کمتری به پذیرش ریسک نشان دهند. (راعی و سعیدی، ۱۳۸۷). بنابراین ریسکی بودن تورم بستگی به برآیند این دو نیرو دارد و برآیند این دو نیرو نیز

به ساختار هزینه‌ها و تولید بنگاه، ساختار صنعتی که در آن رقابت می‌کنند و قوانین بالادستی در زمینه تغییرات قیمتی دارد.

ریسک نرخ ارز متغیر دیگری است که بر بازده سهام تأثیر گذار است. تغییرات این متغیر نیز بر ارزش پول ملی تأثیرگذار است و باعث کاهش ارزش پول ملی می‌شود. سرمایه‌گذاران در مواجهه با این ریسک نیاز دارند هزینه‌ها و درآمدهایشان را برای اینکه تحمل ریسک منطقی به نظر برسد جبران کنند. تغییر در نرخ ارز می‌تواند دو اثر متفاوت بر قیمت سهام داشته باشد. از یک سو، افزایش نرخ ارز (از بعد تقاضا) منجر به افزایش درآمد شرکت‌های صادرکننده کالا و در نتیجه قیمت سهام آنها شده و از سوی دیگر (از بعد عرضه) منجر به کاهش سود شرکت‌های واردکننده نهاده‌های واسطه‌ای و کاهش قیمت سهام آنها می‌گردد.

همچنین خریداران سهام علاوه بر سود سهام به تغییرات ارزش ذاتی شرکت نیز توجه می‌کنند. صنایعی که ایجاد و راه اندازی آنها مستلزم تهیه ماشین‌آلات از خارج کشور می‌باشد در اثر تغییر نرخ ارز، ارزش ذاتی آن تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در صورتیکه شرکتی ماشین‌آلات مورد نیاز خود را با قیمت‌های پایین نرخ ارز وارد کرده باشد با افزایش نرخ ارز، ارزش ذاتی شرکت مربوطه نیز افزایش خواهد یافت به علاوه، اگر نرخ ارز در طول زمان کاهش یابد نتیجه معکوس برای این شرکت‌ها بر جای خواهد گذاشت (فعالجو و صادقیور، ۱۳۹۵).

متغیر دیگری که می‌تواند بر بازده سهام تأثیر گذار باشد. نقدینگی است. دیدگاه مکاتب مختلف در خصوص چگونگی اثرگذاری تغییر در حجم پول بر متغیرهای حقیقی اقتصادی و همچنین قیمت کالاها و دارایی‌ها متفاوت است. اما همه بر این موضوع اتفاق نظر دارند که تغییر در حجم پول در بلندمدت منجر به تغییر قیمت کالاها و دارایی‌ها از جمله قیمت سهام می‌شود. به طور کلی مکانیزم اثرگذاری به این ترتیب است که هرگونه افزایش عرضه پول از طریق کاهش نرخ بهره باعث افزایش تقاضای دارایی‌های مالی از جمله سهام و در نتیجه افزایش قیمت آنها می‌شود (شاه آبادی و همکاران، ۱۳۹۲). نکته مهمتر که در این رابطه باید مورد اشاره قرار گیرد رابطه نقدینگی و تورم است به عبارتی با تبدیل نقدینگی به تورم در عمل رابطه بین این دو متغیر، همان رابطه تورم و بازده سهام است.

بنابراین سیاست‌های کلان اقتصادی مناسب، علاوه بر افزایش نرخ‌های رشد، می‌تواند کسری تجاری و بودجه‌های کوچک، تورم و نرخ‌های بهره پایین را در پی داشته و هزینه مبادلات و ریسک‌های سرمایه‌گذاری را کاهش دهد و عامل بهبود فضای کسب و کار و تولید شود.

موردی دیگری که می‌توان به آن اشاره کرد و تأثیر آن در بازار می‌تواند بر بازده سهام و به طبع آن تغییرات شاخص تأثیر داشته باشد و عامل ناطمینانی و ریسک در بازار را افزایش دهد پارادایم موجود در حوزه مالی رفتاری می‌باشد.

بنابراین فضای اقتصادی توسط ریسک های متنوع اقتصادی، مالی، سیاسی و بین المللی محاصره شده است که این ریسک ها به دلیل طبیعت ریسک گریزی سرمایه، می تواند انگیزه سرمایه گذاران برای مشارکت در بازارهای مالی کاهش دهد. همچنین بی ثباتی مولفه‌های اقتصادی، سیاسی یا مالی منجر به حباب بازار سهام و فروپاشی بازار سهام شود. لذا، درک چگونگی تأثیر گذاری فضای اقتصادی، سیاسی و مالی بر ریسک سرمایه-

گذاری در بازار اوراق بهادار ضروری است. در حالی که اهمیت عوامل اقتصادی بر بازده بازار سهام یا نوسانات بازار سهام دارای اهمیت است. اما نکته مهم‌تر، نه تاثیر ریسک بر بازار سهام، بلکه تعیین این موضوع است که کدام نوع از ریسک‌ها بیشترین تاثیر را بر بازار سهام دارد و این می‌تواند هم برای سیاست‌گذاران و هم برای سرمایه‌گذار بسیار مورد توجه باشد.

۲-۱- پیشینه تحقیق

داس و همکاران^۱ (۲۰۱۹) در پژوهشی تحت عنوان " آیا بازارهای سهام در حال ظهور به سیاست‌های اقتصادی بین‌المللی، ریسک ژئوپلیتیک و استرس مالی واکنش نشان می‌دهند؟" به بررسی اثرات سیاست‌های اقتصادی بین‌المللی (ایالات متحده)، خطر ژئوپلیتیک و فشار مالی را به طور یکسان در بازارهای سهام در حال ظهور می‌پردازند. ۲۴ بازار در حال ظهور را در نظر گرفته تا پذیرش این بازارهای را به شوک‌های اقتصاد کلان مختلف ایالات متحده بسنجند. از داده‌های ماهانه‌ای که از ژانویه ۱۹۹۷ تا مه ۲۰۱۸ استفاده کرده و از آزمون غیر عادی - در کینلس به عنوان رویکرد روش شناختی استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان داده که ۱- تاثیر این شوک‌ها در بازار از نظر علیت و شدت ناهمگن است. ۲- تاثیر EPU در مقایسه با دو شاخص دیگر شوک مانند GPR و FS بسیار عمیق و قابل توجه است ۳- نسبت علیت در معنی بیشتر و نه قویتر از علیت در اختلاف است. در نهایت، (D)پیش‌بینی EPU، GPR و FS در دم فوقانی محدود است. نویسندگان معتقد هستند که این یافته‌ها در ارتباط با سرمایه‌گذاران در EM ها به منظور تنوع بخش بندی بین‌المللی و توسعه استراتژی‌های سرمایه‌گذاری در شرایط اقتصادی آشفته است.

درویس (۲۰۱۸) در پژوهشی تحت عنوان "تاثیر ریسک داخلی و مخاطرات خارجی بر بازارهای سهام نوظهور" به بررسی تاثیر عوامل داخلی - ریسک اقتصادی، مالی و سیاسی - و عوامل خارجی - ریسک سیاست‌های اقتصادی جهانی - بر شاخص بازار سهام در تایوان پرداخت. برای رسیدن به هدف از انجام این مطالعه، ARDL، DOLS و آزمون‌های سوئیچینگ مارکف به کار گرفته شده است. داده‌های سه ماهه ۲۰۱۵-۱۹۹۷ مورد استفاده قرار می‌گیرد، یافته‌ها نشان می‌دهد که ترکیب عوامل خطر داخلی و خارجی اثر بلندمدت بر شاخص بازار سهام دارد. علاوه بر این، کاهش ریسک اقتصادی، سیاسی و مالی با افزایش شاخص بازار سهام در تایوان همراه است.

چانگ و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی وجود رابطه میان نااطمینانی سیاسی و قیمت سهام در هفت کشور عضو OECD با استفاده از آزمون علیت پانل بوسترپ^۲ با استفاده از داده‌های ماهیانه طی دوره ۲۰۰۱-۲۰۱۳ پرداخته‌اند. نتایج تجربی حاکی از این مدعاست که در کشورهای ایتالیا و اسپانیا رابطه دو طرفه‌ای میان نااطمینانی سیاسی و قیمت سهام وجود دارد؛ اما در کشورهای انگلستان و ایالات متحده آمریکا تنها رابطه یک طرفه از نااطمینانی به قیمت سهام برقرار است. در کشورهای کانادا، فرانسه و آلمان هم هیچ نوع رابطه علیتی برقرار نمی‌باشد.

پرادهان و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه خود به بررسی رابطه پویا میان رشد اقتصادی، قیمت نفت، عمق بازار مالی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای عضو G-۲۰ طی دوره ۱۹۶۱-۲۰۱۲ به روش علیت گرنجر خودرگرسیون برداری پرداخته اند. نتایج این پژوهش نشان میدهد که ارتباط بلندمدت بسیار قوی میان رشد اقتصادی، قیمت نفت، عمق بازار سهام، نرخ ارز موثر واقعی، نرخ تورم و نرخ بهره واقعی برقرار است و در کوتاه مدت هم شبکه بسیار پیچیده‌ای میان متغیرها وجود دارد.

فرانکی و همکاران^{۱۱} (۲۰۱۴) در پژوهشی تحت عنوان "ریسک سیاسی و بی ثباتی بازار سهام در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)" تأثیر ریسک سیاسی (ناشی از قیام های مدنی در جهان عرب یعنی «بهار عربی») بر بی ثباتی بازارهای عمده بازارهای منطقه منا بررسی شده است نتایج نشان می دهد که: اولاً، با تمایز بین شاخص های بازار سهام متعارف و اسلامی، می بینیم که این دو گروه سرمایه گذاری ناهمگن به آشفتگی سیاسی اخیر هستند. به طور خاص، ما مستقیماً به افزایش نوسانات شاخص های اسلامی در طول دوره ناآرامی های سیاسی اشاره می کنیم در حالی که قیام ها تأثیر اندکی یا غیر قابل ملاحظه ای بر نوسانات بازار های متعارف داشته اند. چنین تفاوت هایی با تحلیل بیشتر در یک مدل چند متغیره گارچ تایید شده است. دوم، صرفنظر از تأثیر آن بر نوسانات، شواهد کمی وجود دارد که نشان می دهد بازارهای منا پس از انقلاب سیاسی به بازارهای بین المللی تبدیل شده اند. سوم، نتایج مشابهی برای شاخص های معیار مشخص نشده است که نشان می دهد که تغییرات ناشی از تنش های سیاسی است. به طور کلی، این نتایج مستحکم است تا مشخصات را مدل سازی کند و مطابق با مفهوم عدم قطعیت سیاسی ناشی از نوسانات مالی باشد. به طور کلی، یافته ها در درک نقش عدم اطمینان سیاسی بر ثبات بازار سهام مهم هستند و اهمیت زیادی برای سرمایه گذاران و تنظیم کننده های بازار دارند.

سولمن^{۱۱} (۲۰۱۳) در پژوهشی تحت عنوان "پویایی های نرخ ریسک سیاسی بر نوسانات بازار سهام" به بررسی واکنش بازار سهام نسبت به تغییرات ریسک سیاسی که توسط راهنمای ریسک بین المللی کشوری کمی شده است، با استفاده از داده های ماهانه ۷۴ بازار سهام توسعه یافته و در حال توسعه برای دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۲ پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد همانطور که ریسک سیاسی افزایش می یابد بازدهی سهام کاهش پیدا می کند و برعکس. اما این تأثیر به گونه ای است که با افزایش نوسانات ریسک سیاسی نوسانات اکثر بازارهای نوظهور بیشتر از بازارهای توسعه یافته بوده است.

مطالعات داخلی

در مورد ریسک های داخلی از جمله نوسانات نرخ ارز، قیمت نفت، تورم، ریسک مالی بحث شده است برای مثال اورانوس پریور و حسنی (۱۳۹۷) در مقاله ای با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری و خودرگرسیون ناهمسانی واریانس چند متغیره (MGARCH) رابطه بین بازار مسکن، شاخص کل بازار سهام و نرخ ارز واقعی مؤثر در ایران را به صورت تجربی تحلیل می کنند. به این منظور، از داده های ماهانه دوره فروردین ۱۳۸۳ تا اردیبهشت ۱۳۹۷ استفاده شده است. براساس نتایج به دست آمده، هیچ اثر معنی داری از بازده سایر بازارها بر

بازده بازار مسکن وجود ندارد؛ اما اثرات منفی و معنی داری از بازده بازار سهام بر بازده بازار ارز وجود دارد، همچنین، اثرات معن‌یدار و منفی از بازده بازار مسکن بر بازده بازار ارز وجود دارد. علاوه بر این، در پژوهش حاضر، اثر نوسانات همزمان بین بازار مسکن، بازار ارز و بازار سهام، بررسی شده است. نتایج این بررسی‌ها نشان می‌دهند، هریک از بازارها، از یکدیگر مستقل نیستند و نوسانات در یک بازار، علاوه بر اثرگذاری بر خود آن بازار، بر دیگر بازارها نیز تأثیر م‌گذارد. ب‌هدلیل وجود درجه‌ای از نوسانات همزمان در بین این سه بازار، سیاست‌گذاران می‌توانند برای کاهش خطای تصمیم‌گیری، در راستای سیاست‌گذاری درباره یک بازار، ابزارهای سیاستی در دیگر بازارها را هم در نظر بگیرند. به‌علاوه، سرمایه‌گذاران، با تخصیص سرمایه خود بین این سه بازار، قادر خواهند بود، ریسک حاصل از سرمایه‌گذاری خویش را کاهش دهند.

مهدوی‌علیخان بیک‌زند (۱۳۹۶) در مقاله‌ای به بررسی تحلیل عوامل مؤثر و محرک بازار سرمایه در ایران در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۲ بر اساس داده‌های فصلی مری پردازد. در این تحقیق متغیرها، از شاخص قیمت بورس، نقدینگی، توروم، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، درآمتهای مالیاتی و مخارج دولت تشکیل شده است. در راستای بررسی رابطه بین متغیرها، از روش هم‌انباشتگی یوهانسون و روش خودرگرسیو برداری (VAR) استفاده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده از تحلیل نمدارهای کنش و واکنش (IRF) واکنش بازدهی بورس به یک واحد تکانه وارد شده از ناحیه نقدینگی مثبت می‌باشد. تکانه تصادفی مخارج دولت بر بازدهی بورس در کوتاه مدت، تأثیر اندکی دارد، ولی پس از دوره دوم، اثر مثبت این تکانه‌ها مشخص می‌شود، به طوری که در بلند مدت مخارج دولت، اثر مثبت بر شاخص خواهد داشت اثر تکانه تصادفی مالیاتها بر شاخص قیمت سام منفی است. اثر تکانه تصادفی مثبت در تولید ناخالص داخلی نیز مثبت است.

گوگردچیان و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی به تحلیل مقایسه‌ای تأثیر ریسک سیاسی بر توسعه بازار سهام برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۱ پرداخته و با استفاده از مدل تعدیل یافته یارتی (۲۰۰۸)، روش تحلیل عاملی جهت ترکیب متغیرهای عمق و عرض بازار سهام و ایجاد شاخص‌های توسعه بازار سهام و تکنیک پانل پویا مبتنی بر روش‌های گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) انجام گردیده است و نتایج به دست آمده نشان می‌دهد ریسک سیاسی بر عمق و عرض بازار سهام کشورهای منتخب تأثیر معناداری دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که ریسک سیاسی در کشورهای توسعه یافته تأثیر بیشتری بر شاخص‌های توسعه بازار سهام در این کشورها نسبت به کشورهای در حال توسعه دارد.

خداپرستی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی عوامل مؤثر بر بازده کوتاه مدت و بلندمدت سهام عرضه شده در عرضه‌های اولیه در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۵-۱۳۹۰ با استفاده از روش نمونه‌گیری سرشماری از میان شرکت‌های واگذار شده دولتی مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی و شرکت‌های غیردولتی انتخاب شده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که متوسط بازده کوتاه مدت شرکت‌های واگذار شده دولتی در این دوره ۵٫۱۹ درصد (تعدیل شده با بازده بازار) و برای شرکت‌های خصوصی تنها ۸ درصد بوده است. همچنین بازده بلندمدت عرضه‌های اولیه شرکت‌های دولتی و غیردولتی در مقایسه با شاخص بازار، به ترتیب

۳۸.۴-٪ و ۱.۵۸-٪ بود. در شرکتهای واگذارشده دولتی، اندازه شرکت و در شرکتهای خصوصی، اندازه و عمر شرکت، نسبت P/E و ارزش ریالی معامله مهم ترین متغیرهای تأثیرگذار بر بازده کوتاه مدت بودند. مهرآرا و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی با استفاده از مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای؛ ۵۰ شرکت برتر بورس اوراق بهادار تهران را که بازه ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ انتخاب کرده و با استفاده از تکنیک داده های تابلویی به این نتیجه رسیده که میان ریسک سیستماتیک و بازده سهام آنها از نظر آماری رابطه معناداری وجود دارد. همچنین یافته ها نشان می دهد که رابطه غیرخطی (درجه دوم بهتر از رابطه خطی قادر به بیان ارتباط میان ریسک و بازده می باشد و این بدان معناست که هیچ ارتباط خطی میان ریسک سیستماتیک و بازده سهام در نمونه انتخابی وجود ندارد.

شهر آبادی و بالسنینی (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر قیمت نفت، نرخ ارز و ریسک سیستماتیک بر بازده سهام عادی در شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ به روش توصیفی و پیمایشی پرداخته اند. به طور کلی و با توجه به R2 محاسبه شده میان متغیرهای کلان اقتصادی، ریسک سیستماتیک و بازده سهام شرکتهای رابطه ای ضعیف و معنی دار وجود دارد. یعنی تنها ۷ / ۹ درصد از تغییرات بازده سهام توسط قیمت نفت و ۲۴٪ از تغییرات بازده سهام توسط ریسک سیستماتیک تبیین می شود و سایر عوامل نیز بر بازدهی سهام شرکت ها اثرگذار می باشند.

فتحی و کبیری پور (۱۳۹۱) در پژوهشی تحت عنوان "بررسی ابعاد مختلف ریسک سیاسی و تأثیرات آن بر سرمایه گذاری خارجی" به ارزیابی تأثیرات ریسک سیاسی بر جریان ورودی سرمایه گذاری مستقیم خارجی پرداخته و ابعاد گوناگون آن را از زوایای مختلف مورد توجه قرار داده اند. به واسطه رابطه تنگاتنگ ریسک سیاسی با سرمایه گذاری، و به دلیل گستردگی ابعاد و منابع آن، مطالعات تنها به چهار منبع ریسک سیاسی شامل، سیاست ها، نظام مالیاتی، فساد و تنش های سیاسی محدود شد. نتایج نشان داد از میان چهار منبع فوق، به جز فساد که تأثیر چنان معناداری بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی ندارد سایر عوامل، جریان های سرمایه گذاری مستقیم خارجی را به شدت تحت تأثیر قرار می دهند.

فتحی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر توسعه بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۶۸-۱۳۷۶ پرداخته اند. بدین منظور درآمد ملی، نرخ سرمایه گذاری، سطح توسعه موسسات مالی واسطه و بی ثباتی اقتصاد کلان به عنوان متغیرهای کلان اقتصادی و عمق و عرض به عنوان شاخص در نظر گرفته شده اند. نتایج تخمین نشان می دهد که درآمد ملی و نرخ سرمایه گذاری بر عمق و عرض بورس اوراق بهادار اثر مثبت و معناداری دارد. همچنین سطح توسعه موسسات مالی واسطه و بی ثباتی اقتصاد کلان به طور منفی و معناداری بر عمق و عرض بورس اوراق بهادار اثر دارند.

پاشایی فام و امید پور (۱۳۸۸) با استفاده از داده های فصلی سالهای ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۵ به بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام پرداختند. نتایج آزمون همجمعی صورت گرفته توسط ایشان حاکی از وجود رابطه بلندمدت میان نوسان قیمت نفت و نرخ ارز با نرخ رشد شاخص بازده نقدی است. همچنین رابطه بلندمدت میان نرخ رشد شاخص بازده نقدی و در آمد نفتی و نرخ ارز منفی و با نرخ تورم رابطه بلندمدت مثبت است. در ضمن،

با بررسی ایشان، معناداری ضریب نرخ رشد نقدینگی در سطح اطمینان نود درصد رد شد. از مجموع بررسیهای بالا می‌توان به این نتیجه رسید که با اهمیت بسیار بالای بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده بورس در سال‌های اخیر و با عنایت به دگرگونی‌های سریع اقتصاد کلان کشور، انجام چنین پژوهشی از چشم پژوهشگران داخلی مغفول مانده است. از طرفی تأکید بر شاخص ریسک کشوری شامل ریسک اقتصادی مالی و سیاسی و همچنین ریسک بین‌الملل با شرایط کنونی بورس، در هیچ کدام از بررسیهای داخلی گنجانده نشده است.

۳- روش شناسی تحقیق

در این پژوهش برای جمع‌آوری مبانی نظری و ادبیات موضوع پژوهش از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. بدین منظور از طریق مطالعه کتاب‌ها و نشریات مربوطه و مراجعه به سایت‌های تخصصی، اطلاعات لازم جمع‌آوری شده است. همچنین در ادامه و برای گردآوری داده‌های موردنیاز از روش اسناد کاوی استفاده می‌شود و مراجعه به سایت‌های مرجع آماراستفاده می‌شود.

در این پژوهش برای تجزیه تحلیل داده‌ها به مانند پژوهش کرکالی (۲۰۱۸) از مدل رگرسیونی شماره (۱) استفاده می‌شود پس از برآورد ضرایب مدل رگرسیونی اشاره شده، مبنای قضاوت در مورد فرضیات، معنی داری ضرایب مدل رگرسیونی می‌باشد.

$$SM_t = \alpha_0 + \alpha_1 FR_t + \alpha_2 PR_t + \alpha_3 ER_t + \alpha_4 GR_t + \alpha_5 INF_t + \alpha_6 vEX_t + \alpha_7 Oil_t + e \quad (1)$$

که در آن

SM_t: بازدهی شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

FR_t: ریسک مالی می‌باشد و براساس شاخص ریسک مالی موسسه PRG و شاخص تنش مالی که داده‌های آن بیشتر در دسترس است محاسبه شده است.

ER_t: نشان دهنده ریسک اقتصادی می‌باشد. و براساس شاخص ریسک مالی موسسه PRG و شاخص تنش مالی که داده‌های آن بیشتر در دسترس است محاسبه شده است.

PR: مجموعه عوامل سیاسی، قانونی و نهادی یک کشور هستند که میزان ریسک فضای سیاسی کشور را نشان می‌دهد. اطلاعات این شاخص بر مبنای شاخص ICRG و دو شاخص ثبات سیاسی و خشونت و حاکمیت قانون بانک جهانی محاسبه شده است.

GR: مخاطرات اقتصادی جهانی می‌باشد که برای این متغیر از شاخص مخاطرات اقتصادی که از سایت Economic Policy Uncertainty گرفته می‌شود. نمره این متغیر نیز از صفر تا ۱۰۰ است و به طور کلی در برگیرنده میانگین وزنی ریسک‌های سیاسی و اقتصادی به طور ماهانه در ۱۴۳ کشور جهان است که در نهایت در این شاخص ارائه شده است.

INF: نرخ تورم داخلی است که اطلاعات آن از بانک جهانی گرفته می‌شود.

Vex: تغییرات نرخ ارز که اطلاعات آن از بانک جهانی گرفته می شود.

Oil: نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص ملی می باشد.

۳-۱- محاسبه و اندازه گیری متغیرها

در ادامه جهت شفافیت نحوه دقیق محاسبه متغیرهای مختلف معرفی می شود.

در این پژوهش و با توجه به مطالعه استونا و همکاران (۲۰۱۸)، درگاهی و نیکجو (۱۳۹۱) و حیدری و همکاران (۱۳۹۸) اقتصاد به دو بخش پولی و مالی تقسیم شده است و از هر بخش نیز شماری متغیر به عنوان نماینده بخش پولی و مالی در نظر گرفته شده و در نهایت ریسک اقتصاد و مالی براساس آنها محاسبه شده است. در این پژوهش در تفاوت با کار درگاهی و نیکجو (۱۳۹۱) و حیدری و همکاران (۱۳۹۸) برای اقتصاد ایران، بی ثباتی در بخش های ارزی و مالی دولت نیز مورد توجه قرار گرفته است. نکته ای که در مورد اقتصاد ایران وجود دارد و باید حتما مورد توجه قرار گیرد حضور گسترده دولت و وارد کردن شوک های زیادی به درازای زمان از طرف دولت است که این شوک های هزینه ای، باعث ایجاد شوک در بسیاری از متغیرهای دیگر اقتصادی است. لذا وارد کردن دولت در محاسبه ریسک اقتصادی امری ضروری است. بازار دیگری که در طی سالیان اخیر بخصوص بعد از انقلاب همواره باعث تلاطم در اقتصاد ایران شده است، بازار ارز می باشد و بخصوص به دلیل وابستگی اقتصاد ایران چه در امر تولید (واردات کالاهای واسطه ای و نهاده ها) و چه در امر مصرف (واردات کالاهای نهایی و تکنولوژی) به واردات، بایستی نرخ ارز نیز مورد توجه قرار گیرد. لذا برای گویایی هر چه بهتر این شاخص لازم است بازار ارز نیز در این شاخص وارد شود. بنابراین محاسبه ریسک در این پژوهش به واقعیت ریسک موجود در اقتصاد ایران نزدیک تر باشد.

محاسبه ریسک در بخش دولتی: برای محاسبه این شاخص از سه متغیر هزینه های دولت به تولید ناخالص ملی، درآمدهای مالیاتی دولت به تولید ناخالص ملی و میزان درآمدهای دولتی به تولید ناخالص ملی استفاده شده است.

هزینه های دولتی: براساس ادبیات نظری هرچه هزینه های دولتی افزایش یابد از سویی باعث تورم و از سوی دیگر باعث دخالت بیشتر دولت در اقتصاد و در نهایت رقابت بیشتر با بخش خصوصی می شود و از آنجا که هرچه دخالت دولت در اقتصاد بیشتر باشد باعث ناکارآمدی بیشتر در اقتصاد است. لذا بیشتر بودن حد دخالت دولت از روند بلندمدت آن در اقتصاد، باعث تورم و ناکارآمدی بیشتر اقتصاد و فساد بیشتر است. از سوی دیگر به دلیل وابستگی اقتصاد ایران و ایجاد خدمات زیرساختی وابستگی تمام به هزینه های دولتی دارد. لذا کاهش بیش از اندازه هزینه های دولتی نیز ریسک ایجاد می کند (حیدری و همکاران، ۱۳۹۸). در این راستا ابتدا با استفاده از روش فیلترینگ هدریک پرسکات، نوسانات متغیر از روند بلندمدت تفکیک شده و سپس نوسانات منفی و مثبت آن بین صفر (کمترین تنش) و صد (بیشترین تنش) رتبه بندی می شود.

درآمدهای مالیاتی دولت: بنابر ادبیات تحقیقی هر چه درآمدهای مالیاتی دولت بیشتر باشد اتکای دولت به نفت کمتر است و به عبارتی اقتصاد از ویژگی درونزایی بیشتر برخوردار است و همچنین به دلیل کاهش اتکای

دولت به نفت، تاثیر پذیری پایه پولی از افزایش درآمدهای نفتی کاهش می‌یابد و در نتیجه اثرات منفی افزایش درآمدهای نفتی بر تورم محدود می‌شود (استونا و همکاران (۲۰۱۸)، حیدریان و همکاران (۱۳۹۸)). لذا هرچه درآمدهای مالیاتی از روند بلندمدت آن کمتر باشد، تاثیرات منفی آن بر اقتصاد بیشتر است. بر این اساس ابتدا با استفاده از روش فیلترینگ هدریک پرسکات، نوسانات متغیر از روند بلندمدت تفکیک شده و سپس نوسانات منفی آن بین صفر (کمترین تنش) و صد (بیشترین تنش) رتبه‌بندی می‌شود.

نسبت درآمد نفتی به تولید ناخالص ملی: براساس ادبیات تحقیق هرچه درآمد نفتی کمتر باشد چون میزان دخالت دولت را در اقتصاد محدود می‌کند در نتیجه تنش مالی را کمتر می‌کند و همزمان و از سوی دیگر بخاطر وابستگی اقتصاد به نفت و درآمدهای آن، هرچه درآمد نفتی محدود باشد بسیاری از خدمات اساسی دولت برای اقتصاد دچار اختلال خواهد شد. لذا به نظر می‌رسد انحراف درآمدهای دولتی از روند بلندمدت آن در هر دو حالت منفی و مثبت آن باعث تنش در اقتصاد شود. بنابراین با استفاده از روش فیلترینگ هدریک پرسکات، نوسانات متغیر از روند بلندمدت تفکیک شده و سپس نوسانات مثبت و منفی آن بین صفر و صد رتبه‌بندی می‌شود.

بازار ارز: بازار دیگر که توانایی تنش زایی فراوان در اقتصاد ایران دارد بازار ارز است. براساس ادبیات تحقیق و با توجه به مطالعات تجربی فراوان در این زمینه، به طور کلی ساختار تولید و مصرف در ایران به بخش واردات وابسته است. بخش تولید به واردات وابسته است زیرا بخش تولید در اقتصاد ایران به واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای وابسته است. براساس اطلاعات واردات ایران در طی سال‌های اخیر به طور کلی حدود ۶۰ درصد از کل واردات اقتصاد ایران را، واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای تشکیل می‌دهد. بنابراین واضح است که بخش تولید تا حد زیادی وابسته به نوسانات قیمت ارز است و بخصوص افزایش نرخ برابری دلار و تومان می‌تواند واردات در بخش کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و در نتیجه تولید در اقتصاد را تحت تاثیر قرار دهد. همچنین بخش واردات کالاهای نهایی، حدود ۳۰ تا ۴۰ درصد میزان واردات را تشکیل می‌دهد که این بخش نیز به شدت می‌تواند به نرخ ارز و نوسانات آن حساس باشد و بخصوص افزایش این نرخ می‌تواند بر مصرف کل در اقتصاد ایران تاثیر بگذارد. بنابراین نوسانات نرخ ارز توانایی تنش‌زایی هم در بخش تولید و هم مصرف را دارد (شاکری، ۱۳۸۹، علی و مولایی، ۱۳۹۶، نوروزی ۱۳۹۸). براساس مطالعات مختلف از جمله استون و همکاران (۲۰۱۸)، درگاهی و نیکجو (۱۳۸۹)، حیدری و همکاران (۱۳۹۸) از دو متغیر پرمیوم نرخ ارز و نرخ ارز واقعی در اقتصاد برای نشان دادن ظرفیت ریسک زایی در اقتصاد استفاده می‌شود.

پرمیوم نرخ ارز: یکی از متغیرهای مهم در اندازه‌گیری تنش بازار ارز، تفاوت بین دو نرخ ارز رسمی و بازار آزاد است. اجرای نظام نرخ چندگانه ارزی سبب ایجاد اختلال در تخصیص مناسب ارز خارجی می‌شود. برای استخراج شاخص تنش، بیشترین پرمیوم نرخ ارز معادل صد و کمترین مقدار آن معادل صفر در نظر گرفته شده است.

نرخ ارز حقیقی: نرخ ارز حقیقی به مفهوم نسبت قیمت‌های خارجی به داخلی برحسب واحد پول یکسان است. که برای این شاخص از شاخص نرخ ارز رسمی موجود در سایت بانک جهانی استفاده شده است. برای این

محاسبه تنش در این متغیر نیز نوسانات متغیر از روند بلندمدت استخراج و سپس بین صفر و صد رتبه بندی شده است.

ریسک مالی: به طور کلی براساس ادبیات تحقیق بخش مالی اقتصاد به بخش پولی و سرمایه ای تقسیم می شود بنابراین به طور کلی ریسک مالی عبارت است از ریسک در بخش پولی و سرمایه ای و به دلیل اهمیت و تسلط بخش پولی بر اقتصاد ایران در عمل ریسک مالی همان ریسک بخش پولی است. در مطالعات مختلف از جمله استونا و همکاران (۲۰۱۸)، ابورا و ون ری (۲۰۱۷) و درگاهی (۱۳۸۹) به طور کلی از متغیرهای حجم اسکناس و مسکوک به پول، نسبت پول به نقدینگی، نسبت سپرده های کوتاه مدت به بلندمدت، نسبت مانده سپرده به تولید ناخالص داخلی اسمی، نسبت تغییرات مانده بدهی غیر دولتی به بانک ها به تولید ناخالص داخلی، نرخ سود حقیقی سپرده استفاده شده است و در این پژوهش نیز از این شش متغیر استفاده می شود.

حجم اسکناس و مسکوک به پول: افزایش حجم اسکناس و مسکوک به حجم پول از سطح روند، نشان دهنده افزایش مبادلات از طریق پول و کاهش استفاده از سپرده های دیداری در امر مبادلات اقتصادی است. افزایش این نسبت که سبب کاهش ضریب فزاینده پولی و در نتیجه کاهش توان وام دهی بانک ها می شود و این نشان دهنده کاهش اطمینان به نظام بانکی و یا عدم توسعه یافتگی نظام بانکی در امر ارائه خدمات به منظور ایجاد تسهیل در مبادلات است. در نتیجه افزایش این نسبت از روند خود به عنوان علامتی برای تنش مالی یاد می شود. در این راستا ابتدا با استفاده از روش فیلترینگ هدریک پرسکات، نوسانات متغیر از روند بلندمدت تفکیک شده و سپس نوسانات مثبت آن بین صفر کمترین تنش (و صد) بیشترین تنش) رتبه بندی می شود.

نسبت پول به نقدینگی: این نسبت نشان دهنده ترکیب دارایی ها بر اساس درجه نقدشوندگی است. افزایش نسبت فوق از سطح روند نشان دهنده عدم توانایی نظام بانکی در تجهیز منابع از طریق جذب سپرده های مدت دار است. باید توجه داشت که نظام بانکی دارای دو وظیفه کلیدی تسهیل مبادلات اقتصادی از طریق ارائه خدمات بانکی و همچنین تجهیز سپرده ها برای تأمین منابع سرمایه گذاری است. در شرایط افزایش نسبت فوق که منجر به تنش مالی می شود، اگرچه نظام بانکی وظیفه تسهیل مبادلات را انجام می دهد، ولی در اجرای وظیفه مهم دیگر خود که همانا تجهیز منابع سرمایه گذاری است ناتوان است (درگاهی و همکاران، ۱۳۸۹). افزایش این نسبت از روند، علامتی برای افزایش تنش در بخش بانکی است. برای ساخت شاخص تنش ابتدا نوسانات مثبت متغیر مذکور با استفاده از روش فیلترینگ هدریک پرسکات به دست آمده و سپس نوسانات مثبت بین صفر و صد رتبه بندی شده است.

نسبت سپرده کوتاه مدت به بلندمدت: این نسبت ترکیب سپرده های مدت دار نظام بانکی را مشخص می کند. افزایش نسبت فوق از سطح روند نشان دهنده ناتوانی نظام بانکی در تجهیز منابع برای سرمایه گذاری های بلندمدت است. چنین شرایطی به طور معمول در زمان پایین بودن نرخ سود واقعی سپرده های بلندمدت در مقایسه با نرخ های بازدهی سایر بازارهای مالی به وجود می آید که می تواند تنش مالی در بخش بانکی را به دنبال داشته باشد. برای ساخت شاخص تنش ابتدا نوسانات مثبت نسبت مذکور با

استفاده از روش فیلترینگ هدریک پرسکات به دست آمده و سپس نوسانات مثبت بین صفر و صد رتبه بندی شده است.

نسبت تغییرات مانده سپرده‌ها به تولید ناخالص ملی: کاهش نسبت فوق از سطح روند نشان دهنده کاهش توانایی نظام بانکی در تجهیز منابع بخش خصوصی است که استمرار آن سبب ایجاد عدم تعادل در منابع و مصارف نظام بانکی و در نتیجه تنش مالی می‌شود. در این روش ابتدا نوسانات متغیر از روند بلندمدت آن از طریق فیلترینگ هدریک پرسکات استخراج و سپس نوسانات منفی تفکیک شده است.

نسبت تغییرات مانده‌های بدهی بخش غیر دولتی به تولید ناخالص ملی: میزان تسهیلات اعطایی نظام بانکی در فرایند عرضه پول نقش تعیین کننده‌ای در تولید و بیکاری و تورم دارد، به طوری که افزایش آن در شرایطی منجر به تورم، و کاهش آن سبب رکود و کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌شود، بنابراین افزایش نوسانات بیش از حد در این نسبت حاکی از افزایش تنش مالی در نظام بانکی است، زیرا از یکسو افزایش نسبت فوق از سطح روند نشان دهنده عدم تناسب تسهیلات پرداختی با حجم فعالیت‌های اقتصادی و زیرساخت‌های موجود است. در چنین شرایطی تسهیلات اعطایی بانک‌ها چندان در فعالیت‌های مولد اقتصادی به کار گرفته نشده و بیشتر تورم‌زا خواهد بود. از سوی دیگر کاهش نسبت مذکور از سطح روند حاکی از عدم کفایت تسهیلات برای انجام فعالیت‌های عملیاتی و سرمایه‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی است و در اقتصادی چون اقتصاد ایران که منابع تأمین مالی بنگاه‌ها به طور عمده بانک محور است، می‌تواند منجر به رکود و کاهش رشد اقتصادی شود. بنابراین افزایش نوسانات نسبت فوق نشان دهنده افزایش تنش در بخش بانکی است (حیدری و همکاران، ۱۳۹۸). در این راستا ابتدا نوسانات متغیر از روند بلندمدت آن با استفاده از روش فیلترینگ هدریک پرسکات استخراج شده و سپس نوسانات بین صفر و صد رتبه بندی می‌شود.

نرخ بهره واقعی: در نظام بانکی ایران نرخ سود موزون حقیقی در سال‌های مورد تحقیق بیشتر منفی است. این امر از یک سو منجر به محدودیت عرضه وجوه و سبب به وجود آمدن بازار غیررسمی می‌شود که به جهت ریسک بالا، نرخ‌های بهره اسمی بالایی نیز در آن اعمال می‌شود و از سوی دیگر به جهت مازاد تقاضای اعتبار، توزیع منابع محدود مالی، ناگزیر به صورت بهینه و فقط برای پروژه‌های سودآور، تخصیص نمی‌یابد. در چنین شرایطی، تلاش برای یافتن کارآمدترین و پربازده‌ترین طرح‌های سرمایه‌گذاری، تبدیل به جست و جوی تسهیلات بانکی به منظور استفاده از رانت بیشتر می‌شود. در این تحقیق نوسانات منفی نرخ سود حقیقی سپرده‌های بلندمدت به عنوان زمینه ساز تنش در بخش بانکی در نظر گرفته شده است، بنابراین با استفاده از روش فیلترینگ هدریک پرسکات ابتدا نوسانات متغیر از روند بلندمدت استخراج و سپس نوسانات منفی آن تفکیک و بین صفر و صد رتبه بندی شده است.

پس از اندازه‌گیری تنش در بخش اقتصادی و مالی اکنون نوبت آن است تا با جمع متغیرها ریسک اقتصادی و ملی در بخش‌های مختلف محاسبه شود. مسئله مهم در تجمیع شاخص‌ها، به‌کارگیری روش وزن دهی مناسب است. اما با توجه به ادبیات تحقیق و شرایط اقتصاد ایران به نظر می‌رسد این بخش‌های مختلف وزن یکسانی در ایجاد تنش در اقتصاد ایران ندارند لذا لازم است روش وزن دهی متغیر مورد استفاده قرار گیرد. در

مطالعات مختلف از جمله استونا و همکاران (۲۰۱۸)، ابورا و ون ری (۲۰۱۷)، بوریو و لائو (۲۰۰۲) به طور کلی از روش رگرسیون عناصر دورانی استفاده شده است. در این روش ابتدا جزء دورانی هر یک از متغیرهایی که در ساخت شاخص ترکیبی به کار می‌روند را با جزء دورانی یک متغیر مرجع (مانند رشد اقتصادی) که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می‌شود، رگرس می‌شود، سپس ضریب همبستگی بدست آمده براساس رابطه (۲) معیار وزن‌دهی به شاخص ترکیبی در تنش مالی است.

$$W_k = \frac{r_k^2}{\sum_{k=1}^n r_k^2} \quad (\text{رابطه ۲})$$

براین اساس در این پژوهش نیز برای بدست آوردن شاخص تنش مالی کلی، پس از محاسبه شاخص تنش در بخش‌های مختلف، برای بدست آوردن وزن هر بخش، جزء دورانی متغیرها در هر بخش بر جزء دورانی رشد اقتصادی رگرس می‌شود و ضریب همبستگی بدست آمده، براساس فرمول (۳-۱) مبنای محاسبه وزن‌های مختلف در تنش کلی اقتصاد است.

ریسک سیاسی: متغیر دیگر که لازم است توضیح داده شود ریسک سیاسی است. به طور کلی موسسه PRG ریسک سیاسی را براساس متغیرهای درآمد‌ها و مخارج دولت اشتغال، امید به زندگی، نرخ خشونت و منازعات خیابانی، ثبات سیاسی، میزان پرونده‌های قضایی، میزان فساد، سلب مالکیت، نقض قراردادها، منازعات سیاسی داخلی محاسبه می‌کند. اما نکته‌ای که وجود دارد این است که اطلاعات این شاخص در دسترس نیست. لذا لازم است تا شاخص جایگزین مناسب برای ریسک سیاسی معرفی نمود. براین اساس برای محاسبه ریسک سیاسی از دو شاخص ثبات سیاسی و کنترل خشونت و شاخص حاکمیت قانون بانک جهانی (که در محاسبه آنها از متغیرهای مشابه با ریسک سیاسی موسسه PRG استفاده می‌شود) استفاده می‌شود. لذا این شاخص ترکیبی نزدیکی بسیاری با شاخص ریسک سیاسی PRG دارد.

ریسک بین المللی: مخاطرات اقتصادی جهانی می باشد که برای این متغیر از شاخص مخاطرات اقتصادی که از سایت Economic Policy Uncertainty گرفته می‌شود. نمره این متغیر نیز از صفر تا ۱۰۰ است و به طور کلی در برگیرنده میانگین وزنی ریسک‌های سیاسی و اقتصادی به طور ماهانه در ۱۴۳ کشور جهان است که در نهایت در این شاخص ارائه شده است.

جدول (۱): خلاصه متغیرهای تحقیق

منبع آماری	تواتر	تعریف عملیاتی	تعریف متغیر	متغیر	
وزارت اقتصاد	فصلی	نسبت کل مخارج دولت به تولید ناخالص ملی	اندازه دولت	GEXP	
وزارت اقتصاد	فصلی	نسبت کل درآمدهای مالیاتی دولت به تولید ناخالص ملی	کل درآمدهای مالیاتی دولت	TAXINC	
وزارت اقتصاد	فصلی	میزان کل درآمدهای نفتی دولت به تولید ناخالص ملی	درآمد نفتی دولت	Oil.inc	
بانک جهانی	سالانه ۱۲	شاخص قیمتی داخلی / نرخ ارز اسمی* شاخص قیمتی در کشور مورد نظر $RER = ER * Pout/Pin$	نرخ ارز حقیقی	RER	
وزارت اقتصاد	فصلی	تفاوت نرخ ارز رسمی و آزاد	پریمیوم نرخ ارز	PER	ریسک مالی (میانگین موزن متغیرها براساس رگرسیون دورانی)
وزارت اقتصاد	فصلی	نسبت سپرده‌های کوتاه مدت به سپرده‌های بلندمدت	نسبت سپرده‌های کوتاه مدت به کل سپرده‌های بلندمدت	SHD/LOD	
وزارت اقتصاد	فصلی	نسبت حجم پول به حجم نقدینگی	نسبت پول به نقدینگی	M1/M2	
وزارت اقتصاد	فصلی	نسبت مانده سپرده به تولید ناخالص ملی	نسبت مانده سپرده	Depo	
وزارت اقتصاد	فصلی	نسبت مانده بدهی غیر دولتی به بانک‌ها به تولید ناخالص ملی	نسبت مانده بدهی غیر دولتی	PDebt	
بانک مرکزی	سالانه	بهره اسمی منهای نرخ تورم $Rint = Int - Inf$	نرخ بهره واقعی	RInt	
بانک جهانی	فصلی	درآمدها و مخارج دولت اشتغال، امید به زندگی، نرخ خشونت و منازعات خیابانی، ثبات سیاسی، میزان پرونده‌های قضایی، میزان فساد، سلب مالکیت، نقض قراردادها، منازعات سیاسی داخلی	میانگین ساده شاخص حاکمیت قانون و شاخص ثبات سیاسی و خشونت	Pol.Ris	ریسک سیاسی
Economic Policy Uncertainty		نمره این متغیر نیز از صفر تا ۱۰۰ است و به طور کلی در برگیرنده میانگین وزنی ریسک‌های سیاسی و اقتصادی به طور ماهانه در ۱۴۳ کشور جهان است که در نهایت در این شاخص ارائه شده است.	ریسک بین المللی	GR	ریسک بین المللی
وزارت اقتصاد	فصلی	جداسازی چرخه از روند با روش فیلتر هیدریک پرسکات	نوسانات نرخ ارز	VEX	نوسانات نرخ ارز

منبع آماری	تواتر	تعریف عملیاتی	تعریف متغیر	متغیر	
بانک جهانی	فصلی	رشد شاخص قیمتی مصرف کننده	شاخص قیمتی مصرف کننده	INF	نرخ تورم
فیب ایران	فصلی	رشد فصلی شاخص کل قیمت بازار سهام تهران	بازدهی شاخص بازار سهام تهران	SM	شاخص بازدهی سهام

منبع: یافته های پژوهش

آزمون مانایی

به کارگیری روش های معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو بر این فرض استوار است که متغیرهای مدل مانا می باشند. به طور کلی یک فرآیند تصادفی^{۱۳} زمانی مانا خوانده می شود که میانگین و واریانس آن طی زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس بین دو دوره ی زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین این دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد. به عبارتی اگر Y را به عنوان متغیر سری زمانی تصادفی با ویژگی های زیر در نظر بگیریم:

$$E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu) = \sigma^2 \quad (\text{رابطه ۳})$$

$$\gamma_k = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)$$

در آن γ_k کوواریانس در وقفه k ، کوواریانس بین مقادیر Y_t و Y_{t+k} ، یعنی بین دو مقدار Y در فاصله زمانی k می باشد. حال اگر سری زمانی Y از مبدأ زمانی t به $t+m$ منتقل شود، سری زمانی Y مانا خواهد بود اگر میانگین، واریانس و کوواریانس های سری Y_t و Y_{t+k} با هم برابر باشند. بنابراین یک سری زمانی هنگامی مانا خواهد بود که میانگین، واریانس و کوواریانس در وقفه های مختلف سری زمانی یکسان بوده و ثابت باقی بماند.

روش ARDL

به منظور بررسی رابطه ی بین رفتار قیمت زمین و اهرم زمین و نوسان قیمت مسکن از مدل های اقتصادسنجی مربوطه از جمله ARDL استفاده می شود. انتخاب این روش بدان جهت صورت گرفته که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل $I(0)$ یا $I(1)$ می باشد، قابل کاربرد است. همچنین با انجام این روش می توان تحلیل های اقتصادی را در دوره کوتاه مدت و بلندمدت ارائه نمود. استفاده از این روش در حجم نمونه های کوچک نیز به دلیل در نظر گرفتن پویایی های کوتاه مدت بین متغیرها از کارایی بالاتری برخوردار است. بر اساس روش ARDL ابتدا برآورد مدل پویای کوتاه مدت ارائه شده، سپس از دو روش برای بررسی رابطه بلندمدت استفاده می شود. روش اول با استفاده از آزمون همگرایی ارائه شده توسط بنرجی و دولادو و مستر^{۱۴} (۱۹۹۲) (بر مبنای آماره t) وجود رابطه هم انباشتگی (همگرایی) و یا به بیان دیگر، وجود رابطه بلندمدت ارائه می شود. روش دوم توسط پسران و دیگران (۱۹۹۶) ارائه شده است. تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از

متغیرهای توضیح‌دهنده به کمک معیار آکائیک^{۱۵}، شوارتز بی‌زین^{۱۶}، حنان کوئین^{۱۷} و یا ضریب تعیین^{۱۸} مشخص می‌شود. استفاده از این روش این امکان را فراهم می‌کند که بتوان در بررسی رابطه ریسک‌های متنوع و نوسانات شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار پویایی‌های کوتاه مدت را به رابطه بلندمدت مرتبط ساخت (نوفرستی، ۱۳۸۹). به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه (۴) وارد شود.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \quad (۴)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (۵) در نظر بگیرد.

$$\Phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \quad (۵)$$

الگوی فوق یک الگوی خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL) نام دارد که داریم:

$$\Phi(L, P) = 1 - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p \quad (۶)$$

$$b_i(L, q_i) = b_i + b_{1i}L + \dots + b_{qi}L^q, i = 1,$$

L عملگر وقفه، w برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است. ماکروفیت، معادله را برای تمام حالات و برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود و k نیز تعداد متغیرهای توضیحی است.

در مرحله‌ی بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک، شوارتز-بی‌زین، حنان کوئین و یا ضریب تعیین تعدیل‌شده یکی از معادلات انتخاب می‌شود. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می‌آید:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1, q_i)}{1 - \Phi(1, p)} \quad (۷)$$

حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت به دست آمده کاذب نیست، دو راه وجود دارد: در روش اول فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$\begin{cases} H_0 = \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0 \\ H_1 = \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0 \end{cases} \quad (۸)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه‌ی بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش‌یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

اگر قدر مطلق t بدست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می شود. در روش دوم که توسط پسران و دیگران (۱۹۹۶) ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می گیرد (تشکینی، ۱۳۸۴).

الگوی تصحیح خطا

وجود هم انباشتگی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می آورد. عمده ترین دلیل شهرت این الگوها این است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت ارتباط می دهد. این مدل ها در واقع نوعی از مدل های تعدیل جزئی اند که در آن ها با وارد کردن پسماند مانا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه گیری می شوند.

برآورد این مدل شامل دو مرحله است؛ مرحله اول، شامل برآورد یک رابطه بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است. در مرحله دوم، وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضرایب تصحیح خطا استفاده کرده و در رابطه (۹) برآورد می شود:

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + cU_{t-1} + e_t \quad (9)$$

ضرایب تصحیح خطا یعنی برآورد ضریب c ، در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود نشان گر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

۴- برآورد مدل

نخستین مرحله در برآورد سری های زمانی، بررسی وضعیت مانایی متغیرها است. با توجه به آنکه سری های زمانی مورد استفاده در این تحقیق دارای تواتر بیشتر از سالانه هستند؛ لازم است وجود ریشه واحد فصلی مورد بررسی قرار گیرد برای این منظور ابتدا پایایی این متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت و اندرویز (۱۹۹۲) بررسی می شود. نتایج آزمون زیوت و اندرویز در جدول (۲) برآورد شده است. فرضیه صفر آزمون زیوت و اندرویز وجود ریشه واحد با وجود شکست ساختاری می باشد.

جدول ۲: نتایج آزمون زیوت و اندرویز

متغیر	ریسک اقتصادی	ریسک مالی	ریسک بین الملل	ریسک سیاسی	تورم	نفت	نوسانات ارز	بازده شاخص بورس
سال شکست ساختاری	فصل دوم سال ۱۳۹۵	فصل سوم ۱۳۹۵	فصل سوم ۱۳۹۱	فصل چهارم ۱۳۹۱	فصل دوم ۱۳۹۱	فصل سوم ۱۳۹۰	فصل دوم ۱۳۹۶	فصل اول ۱۳۹۳
آمره t	-۴,۷۴	-۶,۲۱	-۵,۴۵	-۴,۳۷	-۳,۰۸	-۴,۰۷	-۵,۱۰	-۲,۰۱۱
احتمال آماره	۰,۰۲۴	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۸	۰,۰۱۲	۰,۰۰۵	۰,۰۰۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با دقت در نتایج برآورد شده از آزمون زیوت و اندرویز نشان داده شده است که همه متغیرها با در نظر گرفتن معادله هم زمان تغییر در عرض از مبدا و شیب با وجود شکست ساختاری مانا می‌باشند و می‌توان مدل را بدون نگرانی از نتایج کاذب به صورت سری زمانی برآورد کرد.

۴-۱- تخمین مدل کوتاه مدت ARDL برای شاخص کل

پس از بررسی مانایی متغیرهای و بررسی فروض کلاسیک مرسوم برای مدل ARDL اکنون در ادامه مدل مورد نظر تخمین زده می‌شود. براساس نتایج تصریح‌های مختلف بهترین شکل تصریح مدل به فرم خطی و بدون لگاریتم و در سطح تخمین زده شده است.

در این مدل همه متغیرهای به شکل ساده بهترین نتایج را بدست داده‌اند در نتیجه همه آنها به فرم ساده در مدل آورده شده‌اند. ماکزیمم وقفه در الگوی ARDL برای داده‌ها سه در نظر گرفته شده است و مرتبه وقفه‌های هر متغیر در الگو برحسب معیار آکائیک به صورت (۳,۳,۳,۳,۳,۳) شناسایی شده است. نتایج تخمین این مدل در جدول (۳) براساس مدل پویای کوتاه مدت ارائه شده است.

جدول (۳): نتایج کوتاه مدت مدل

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	t-Statistic	*, Prob
SM(-۱)	-۰,۳۱۰۴۷۹	۰,۱۸۴۸۸۳	-۱,۶۷۹۳۲۳	۰,۱۱۶۹
SM(-۲)	-۰,۵۳۰۷۸۰	۰,۲۶۷۴۳۷	-۱,۹۸۴۶۸۹	۰,۰۶۸۷
SM(-۳)	-۰,۱۸۷۸۷۸	۰,۱۷۱۲۹۶	-۱,۰۹۶۸۰۲	۰,۲۹۲۶
VER	۰,۰۰۰۱۲۶	۰,۰۰۰۰۰۰۷	۳,۲۶۱۲۱۶	۰,۰۰۰۶۲
PR	-۰,۰۰۶۸۵۵	۰,۰۳۴۱۲۵	-۰,۲۰۰۸۷۳	۰,۸۴۳۹
PR(-۱)	-۰,۰۳۱۱۵۱	۰,۰۴۳۴۹۵	-۰,۷۱۶۲۰۴	۰,۴۸۶۵
PR(-۲)	۰,۰۶۰۰۳۸	۰,۰۳۷۱۰۳	۱,۶۱۸۱۶۲	۰,۱۲۹۶
OIL	۱,۵۱۱۶۵۵	۱,۲۲۰۳۶۱	۱,۲۳۸۶۹۴	۰,۲۳۷۴

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	t-Statistic	*,Prob
OIL(-1)	-۰,۰۶۸۱۶۹۴	۱,۰۱۰۹۳۹	-۳,۶۴۱۸۵۴	۰,۰۰۳۰
OIL(-۲)	۰,۰۹۸۲۸۶۳	۱,۰۸۰۲۱۵۳	۱,۱۰۰۲۷۴	۰,۲۹۱۲
OIL(-۳)	-۰,۰۱۱۵۸۷	۱,۰۵۱۷۰۰۵	-۲,۶۴۴۴۱۳	۰,۰۰۲۰۲
INF	-۰,۰۱۸۸۱۴	۰,۰۱۵۵۶۵	-۱,۲۰۸۷۲۵	۰,۲۴۸۳
INF(-1)	۰,۰۳۴۴۹۸	۰,۰۲۱۶۸۶	۱,۵۹۰۸۰۷	۰,۱۳۵۷
INF(-۲)	۰,۰۱۰۹۹۱	۰,۰۲۳۸۳۸	۰,۴۶۱۰۸۸	۰,۶۵۲۴
INF(-۳)	۰,۰۱۶۴۶۱	۰,۰۱۶۲۱۸	۱,۰۱۴۹۸۸	۰,۳۲۸۶
GR	۰,۰۰۰۰۰۸	۰,۰۰۰۰۰۰۶	۱,۶۷۳۰۰۹	۰,۱۱۸۲
GR(-1)	۰,۰۰۰۰۰۰۷	۰,۰۰۰۰۰۰۰۵	۱,۰۷۵۷۲۸۵	۰,۱۰۲۴
GR(-۲)	-۰,۰۰۰۰۰۰۴	۰,۰۰۰۰۰۰۰۶۱	-۰,۰۲۸۷۷۶	۰,۹۷۷۵
GR(-۳)	۰,۰۰۰۰۰۱۱	۰,۰۰۰۰۰۰۰۳	۳,۹۰۹۰۹۶	۰,۰۰۰۱۸
FR	-۰,۰۰۰۵۳۳۰	۰,۰۰۰۳۱۵۰	-۱,۶۹۲۰۷۵	۰,۱۱۴۴
FR(-1)	-۰,۰۰۰۵۴۴۸	۰,۰۰۰۳۰۲۶	-۱,۸۰۰۱۱۰	۰,۰۰۹۵۱
FR(-۲)	۰,۰۰۰۱۸۹۰	۰,۰۰۰۳۴۱۶	۰,۵۵۳۲۸۷	۰,۵۸۹۵
FR(-۳)	-۰,۰۰۰۱۰۴۱۶	۰,۰۰۰۳۳۰۰	-۳,۱۵۶۰۸۴	۰,۰۰۰۷۶
ER	-۰,۰۰۱۱۵۹۳	۰,۰۰۰۵۰۶۱	-۲,۲۹۰۵۸۸	۰,۰۰۳۹۳
ER(-1)	۰,۰۰۱۱۳۹۴	۰,۰۰۰۵۷۸۳	۱,۹۷۰۱۴۵	۰,۰۰۷۰۵
ER(-۲)	۰,۰۰۰۱۳۶۸	۰,۰۰۰۸۸۴۰	۰,۱۵۴۷۳۵	۰,۸۷۹۴
ER(-۳)	۰,۰۰۳۱۱۹۳	۰,۰۰۰۶۲۹۴	۴,۹۵۵۹۲۲	۰,۰۰۰۰۳
C	-۰,۰۷۷۶۱۱۰	۰,۰۶۲۵۱۰۵	-۱,۲۴۱۵۶۷	۰,۰۲۳۶۳
R-squared	۰,۸۷۴۱۸۳	Durbin-Watson stat	۲,۷۲۶۹۲۸	
F-statisti	۳,۳۴۵۳۴۷	Prob(F-statistic)	۰,۰۱۲۸۹۶	

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از تخمین مدل کوتاه مدت همچنین باید از صحت برازش مدل اطمینان حاصل کرد برای بررسی صحت برازش مدل در این تحقیق از آزمون رمزی^{۱۹} استفاده می‌شود. فرض صفر در این آزمون تصریح صحیح مدل است، براساس نتایج این آزمون فرم مدل تخمین زده شده صحیح می‌باشد.

جدول (۴) آزمون رمزی

نتیجه	احتمال	آماره آزمون
تصریح صحیح مدل	۰/۴۲۳	۰/۸۲۷

منابع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج تحقیق تعداد وقفه بهینه بازدهی قیمتی شاخص قیمت سه می‌باشد. براساس نتایج در کوتاه مدت بازدهی با دو دوره تاخیر بر بازدهی دوره حال تاثیر می‌گذارد. همچنین براساس نتایج وقفه بهینه نوسانات نرخ ارز در سطح بر بازدهی شاخص سهام تاثیر گذار است و ضریب آن مثبت شده است. به عبارتی با افزایش نوسانات نرخ ارز، بازدهی سهام نیز افزایش می‌یابد. موضوعی که با واقعیت اقتصادی ایران در سال‌های اخیر نیز کاملاً همخوانی دارد در مقطعی که نرخ ارز نوسان محدود دارد بازدهی شاخص سهام نیز محدود است و به طور کلی بازار سهام در رکود به سر می‌برد. اما به محض شروع نوسانات بازار سهام، بازدهی شاخص نیز افزایش می‌یابد. لازم به ذکر است که به طور کلی در اقتصاد ایران حدود ۶۰ درصد حجم کل واردات اقتصاد ایران کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای می‌باشد. بنابراین ساختار تولید و در نهایت مصرف ایران کاملاً به واردات و در نتیجه نرخ ارز وابسته است. بنابراین این متغیر از اهمیت ویژه‌ای در اقتصاد ایران برخوردار است و با نوسان این متغیر کل اقتصاد ایران بی‌ثبات می‌شود. بنابراین و با توجه به ادبیات تحقیق در این حالت باید بازار سهام به تبع کل اقتصاد دچار نوسان و در نهایت به دلیل افت تولید، بازار سهام نیز دچار نزول شود. اما آنچه که در اقتصاد ایران رخ داده است براساس نتایج تحقیق این است که نوسانات نرخ ارز تاثیر مثبت بر بازدهی داشته است. لذا از این نظر با ادبیات نظری تحقیق می‌تواند متناقض باشد.

متغیر دیگر در این تحقیق نسبت درآمدهای نفتی به تولید است. براساس نتایج وقفه بهینه نفت نیز سه می‌باشد. این متغیر در کوتاه مدت و در سطح بر نوسانات بازدهی سهام تاثیر گذار نیست اما با یک وقفه بر بازار سهام تاثیر منفی و معنی دار دارد. و به عبارتی با افزایش درآمدهای نفتی، بازدهی شاخص سهام کاهش یافته است. براساس ادبیات تحقیق به دلیل وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و وزن بزرگ دولت در بخش تولیدی و صنعتی، افزایش درآمدهای نفتی (به دلیل فراهم آوردن بستر حمایت از صنایع دولتی بورسی) باعث رشد شاخص می‌شود. اما براساس نتایج این تحقیق افزایش درآمدهای نفتی باعث کاهش بازدهی شاخص سهام می‌شود. موضوعی که با واقعیت اقتصادی ایران در طی سال‌های اخیر نیز همخوان است به عبارتی با افزایش درآمدهای نفتی با تاخیر رشد شاخص سهام محدود شده است و با کاهش درآمدهای نفتی با تاخیر بازدهی شاخص افزایش یافته است. بنابراین به طور کلی و با توجه به نتایج تحقیق می‌توان ادعا کرد که با کاهش درآمدهای نفتی، تراز تجاری ایران دچار کسری می‌شود که این کسری خود را در فشار بیشتر بر نرخ ارز و در نهایت افزایش این نرخ و تلاطمات ارزی نشان می‌دهد که این تلاطم نیز از مسیر تولید و مصرف به کل اقتصاد سرایت می‌کند و در نهایت باعث افزایش ارزش دارایی‌های سرمایه‌ای از جمله بازدهی سهام در مقایسه با پول ملی خواهد شد. به عبارتی در کوتاه مدت و براساس نتایج، رشد شاخص به دلیل معنی دار نشدن اثر تورم بر بازدهی سهام در کوتاه مدت از مسیر تورم نیست. دلیل افزایش ارزش دارایی‌های سرمایه‌ای از جمله سهام، به دلیل شاخص شدن ارز در اقتصاد ایران است به عبارتی کارگزاران اقتصادی ارزش دارایی‌های خود را با دلار می‌سنجند و دلار در کوتاه مدت تبدیل به کالای شاخص برای ارزیابی ارزش دارایی‌های سرمایه‌ای شده است. دلیل معنی دار نشدن نرخ تورم در معادله نیز می‌تواند به سرکوب‌های قیمتی در اقتصاد و پرداخت سوبسیدهای گزاف

از جمله تخصیص ارز، ارزان قیمت به کالاهای اساسی در کوتاه مدت برگردد. موضوعی که در طی دو دهه اخیر در اقتصاد ایران در عمل رخ داده است.

براساس نتایج حاصل از تخمین در کوتاه مدت تاثیر ریسک سیاسی بر شاخص سهام معنی دار نبوده است. به عبارتی در کوتاه مدت ریسک سیاسی بر بازدهی شاخص سهام تاثیرگذار نبوده است. متغیر دیگر ریسک بین-المللی است که در کوتاه مدت و با سه وقفه این متغیر بر بازدهی شاخص تاثیرگذار بوده است. براساس نتایج در کوتاه مدت با افزایش ریسک بین المللی، شاخص سهام رشد یافته است. اما تاثیر این متغیر چندان بزرگ نمی-باشد. متغیر دیگر ریسک مالی است. براساس نتایج، این متغیر با سه وقفه بر بازدهی تاثیرگذار بوده است. براساس نتایج، علامت این متغیر منفی شده است و با افزایش ریسک مالی، بازدهی شاخص کاهش یافته است. همان گونه که فصل سوم بیان شد، متغیرهای بکار رفته برای محاسبه ریسک مالی، بیشتر متغیرهای بازار پولی می باشد. به طور کلی تلاطمات بخش پولی از دو مسیر می تواند بر بازدهی شاخص تاثیر بگذارد اولی از مسیر بالا رفتن نرخ بهره حقیقی در اقتصاد و پرهزینه تر کردن مسیر تامین مالی بنگاه های اقتصادی است. براین اساس در کوتاه مدت ریسک مالی باعث عملکرد انقباضی بانکها برای وام دهی به دلیل افزایش ریسک مالی شده است. اما مسیر دوم تاثیر ریسک مالی، از مسیر افزایش پایه پولی و در نهایت تورم است که به نظر می رسد در کوتاه مدت تورم با سرکوب های قیمتی کنترل شده است. بنابراین در نهایت می توان گفت ریسک مالی از مسیر سخت تر کردن تامین مالی بنگاه ها باعث کاهش بازدهی خواهد شد.

متغیر دیگر که در مدل کوتاه مدت منفی شده است ریسک اقتصادی است براساس نتایج وقفه بهینه این متغیر نیز سه می باشد. براساس نتایج در کوتاه مدت ریسک اقتصادی تاثیر مثبت و معنی دار بر بازدهی شاخص سهام داشته است. بدین صورت که بخصوص کاهش درآمدهای نفتی و در نهایت افزایش تلاطمات ارزی (که بیشتر تاثیر را در محاسبه شاخص ریسک اقتصادی داشته اند) باعث افزایش ریسک اقتصادی شده است که این نیز باعث افزایش بازدهی شاخص سهام پس از رشد دیگر بازارهای موازی (مسکن، طلا، خودرو...) می شود. لازم به ذکر است این متغیر هم در سطح و هم با سه وقفه بر شاخص تاثیر می گذارد.

۴-۲- برآورد رابطه بلندمدت ARDL

پس از تخمین رابطه کوتاه مدت در مدل ARDL اکنون و در ادامه به بررسی رابطه بلند مدت در این مدل پرداخته می شود. قبل از تخمین این رابطه باید از وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها اطمینان حاصل کرد. برای بررسی این رابطه از آزمون F BAND استفاده می شود در این آزمون برای مدل یک آماره برای رابطه بلندمدت بین متغیرهای محاسبه می شود در صورتی که این آماره، از سطح بحرانی باند بالایی محاسبه شده در نرم افزار بیشتر باشد، مدل دارای رابطه بلندمدت است. در صورتی که این آماره از باند محاسبه شده پایینی کمتر باشد با قاطعیت رابطه بلندمدت رد می شود و در صورتی که بین این دو باشد نمی توان اظهار نظر کرد.

جدول شماره (۵): آزمون F BAND

	مقدار آماره بدست آمده در تحقیق	سطح معنی داری	I(۰)باند پایین	I(۱)باند بالا
			محاسبه مقادیر بحرانی در نمونه n=۱۰۰۰	
F-statistic	۹,۸۳۸	۱۰%	۲,۸۹	۳
K	۷	۵%	۲,۱۷	۳,۳۸
	۴۱		مقادیر بحرانی در نمونه n=۴۰	
		۱۰%	۲,۱۵	۳,۲۹۶
		۵%	۲,۵۰۴	۳,۷۲

منبع: محاسبات تحقیق

همانگونه که در جدول (۵) مشاهده می‌گردد در نمونه ۴۰ تایی در سطح خطا ۵ درصد حد بحرانی باند بالایی عدد ۳/۲۹۶ می‌باشد که از آماره محاسبه شده برای مدل تحقیق (۹/۸۳۸) کمتر است. بنابراین در سطح ۹۵ درصد وجود رابطه بلندمدت تایید می‌گردد. بنابراین در ادامه نتایج مربوط به تخمین رابطه بلند مدت ارائه می‌گردد.

جدول شماره (۶): تخمین بلندمدت ضرایب

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	t-Statistic	Prob
VER	۰,۰۰۰۶۲۳	۰,۰۰۰۵۲۳	۲,۷۴۹۱۱۳	۰,۰۱۶۶
PR	۰,۰۱۰۸۵۸	۰,۰۰۰۸۱۶۷	۱,۳۲۹۵۴۵	۰,۲۰۶۵
OIL	۲,۰۶۹۲۳-	۱,۳۳۳۲۶۶	۱,۵۵۲۰۰۵-	۰,۱۴۴۷
INF	۰,۰۲۱۲۵۸	۰,۰۰۰۵۴۱۸	۳,۹۲۳۶۴۷	۰,۰۰۱۷
GR	۰,۰۰۰۰۰۰۳	۰,۰۰۰۰۰۲۴	۴,۳۹۸۲۸۰	۰,۰۰۰۰۷
FR	۰,۰۰۰۹۵۱-	۰,۰۰۰۴۰۷۶	۲,۳۳۴۰۲۱-	۰,۰۳۶۳
ER	۰,۰۲۶۰۲-	۰,۰۰۰۵۸۹۷	۴,۴۱۳۳۳۸-	۰,۰۰۰۰۷
C	۰,۳۸۲۴۸-	۰,۳۶۴۳۳۹	۱,۰۴۹۸۰۰-	۰,۳۱۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از تحلیل و بررسی نتایج تخمین مدل در کوتاه مدت، اکنون نتایج مدل در بلندمدت مورد تحلیل قرار می‌گیرد. براساس نتایج تخمین نوسانات نرخ ارز به مانند دوره کوتاه مدت از معنی داری لازم برخوردار است. همچنین ضریب این متغیر مثبت شده است به عبارتی در بلندمدت نوسانات نرخ ارز که بیشتر در اقتصاد ایران با

افزایش نرخ ارز خود را نشان می دهد باعث افزایش بازدهی شاخص سهام خواهد شد. به طور کلی دلیل تأثیرگذاری مثبت نرخ ارز بر بازدهی شاخص بورس به افزایش قدرت رقابتی کالای ایرانی در خارج به دلیل کاهش ارز پول ملی برمی گردد. به عبارتی در بلندمدت و پس از تطبیق ساختارهای اقتصادی با وضع جدید و به دلیل کاهش پایدار پول ملی در بازه تحقیق، افزایش نرخ ارز بر بازدهی شاخص تأثیر مثبت می گذارد (شمار زیادی از شرکت های بورسی تولیداتشان صادر می شود مانند صنایع پتروشیمی، شیمیایی، فولاد، سیمان و...).

متغیر دیگر درآمدهای نفتی می باشد. نسبت درآمدهای نفتی به تولید ملی در بلندمدت از معنی داری لازم برخوردار نیست. بنابراین در بلندمدت افزایش یا کاهش درآمدهای نفتی توانایی تأثیر گذاری بر بازدهی شاخص سهام ندارد. اما در تفاوت با نتایج کوتاه مدت در بلندمدت نرخ تورم بر بازدهی شاخص تأثیر معنی دار دارد. براساس نتایج، ضریب این متغیر مثبت می باشد. یعنی با افزایش تورم شاخص سهام نیز رشد کرده است. به طور کلی در بلندمدت تورم دو اثر متضاد می تواند بر تولید داشته باشد. از سویی تورم می تواند بر هزینه های بنگاه های تولیدی از جمله هزینه کارگر و... تأثیر بگذارد. بنابراین تورم باعث افزایش هزینه های متغیر تولید خواهد شد. از سوی دیگر افزایش تورم در جامعه می تواند درآمدهای اسمی بنگاه ها را تحت تأثیر قرار دهد و با فرض ثبوت سایر شرایط باعث افزایش حاشیه سود خواهد شد. بنابراین در نهایت تأثیر تورم بر سودآوری بنگاه به برآیند این دو نیروی متضاد و به طور کلی ساختار هزینه بنگاه ها بستگی دارد. در صورتی که هزینه های بنگاه (مانند دستمزد و مواد اولیه) چسپندگی قیمتی داشته باشند به راحتی قیمت ها بالا نمی روند و تورم می تواند در نهایت باعث سوددهی بنگاه ها شود. بنابراین براساس نتایج می تواند گفت در بلندمدت و به طور کلی با توجه به کاهش سرکوب قیمتی برای بنگاه های اقتصادی در ایران در عمل تورم توانسته است حاشیه سود بنگاه ها را در بلندمدت افزایش دهد که در نهایت اثر آن در تأثیر مثبت تورم بر رشد بازدهی شاخص نشان داده شده است.

همچنین براساس نتایج و در بلندمدت ریسک سیاسی به مانند کوتاه مدت تأثیر معنی دار بر بازدهی سهام در بلندمدت نداشته است. برخلاف ریسک سیاسی، ریسک بین المللی تأثیر معنی دار و مثبت در بلندمدت بر شاخص بازدهی سهام دارد. لازم به ذکر است این تأثیر بسیار محدود است و افزایش یک واحدی ریسک بین-المللی باعث افزایش بازدهی به اندازه ۰,۰۰۰۰۳ واحد شده است. متغیر دیگر ریسک مالی است براساس نتایج و در بلندمدت ریسک مالی تأثیر منفی بر رشد شاخص دارد. به عبارتی با افزایش ریسک مالی هزینه های تأمین مالی بنگاه ها در اقتصاد ایران افزایش می یابد و در نهایت این باعث افزایش هزینه ها و کاهش حاشیه سود بنگاه ها در بلندمدت خواهد شد. لازم به ذکر است ضریب این متغیر ۰,۰۰۹ می باشد یعنی با افزایش یک واحد ریسک مالی بازدهی شاخص به اندازه ۰,۰۰۹ واحد کاهش می یابد. در نهایت براساس نتایج در بلندمدت تأثیر ریسک اقتصادی نیز بر شاخص منفی شده است. یعنی برخلاف کوتاه مدت در بلندمدت افزایش ریسک اقتصادی به دلیل اینکه باعث کاهش توانایی و عملکرد دولت در بلندمدت خواهد شد که این باعث افزایش بی ثباتی در اقتصاد و در نتیجه کاهش امید به آینده و کاهش سرمایه گذاری خواهد شد. لذا با کاهش سرمایه گذاری ها و انباشت سرمایه در اقتصاد در نهایت اقتصاد با سرعت بیشتر مستهلک خواهد شد که این خود بر کارایی و بازدهی

صنایع بورسی تاثیر منفی خواهد گذاشت. لازم به ذکر است براساس نتایج افزایش یک واحدی ریسک اقتصادی باعث کاهش ۰,۰۲ واحد بازدهی شاخص سهام خواهد شد.

۳-۴ مدل تصحیح خطا

در نهایت فرم تصحیح خطا گزارش می‌شود. نتایج تخمین ضرایب تصحیح خطا برای مدل در جدول (۷) خلاصه شده است. با توجه به جدول (۷) ملاحظه می‌شود که ضریب جمله خطا (ecm) منفی، از نظر آماری معنی‌دار و معادل (۲/۰۲-) است. براین اساس می‌توان نتیجه گرفت که بر اساس جمله تصحیح خطا در هر دوره ۲/۰۲ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول (۷) برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	t-Statistic	Prob,
D(SM(-۱))	۰,۷۱۸۶۵۸	۰,۱۵۰۸۹۷	۴,۷۶۲۵۸۰	۰,۰۰۰۴
D(SM(-۲))	۰,۱۸۷۸۷۸	۰,۱۱۰۹۸۹	۱,۶۹۲۷۶۶	۰,۱۱۴۳
D(PR)	-۰,۰۰۰۶۸۵۵	۰,۰۱۷۷۸۵	-۰,۳۸۵۴۳۷	۰,۷۰۶۱
D(PR(-۱))	-۰,۰۰۶۰۰۳۸	۰,۰۱۸۰۳۴	-۳,۳۲۹۱۴۲	۰,۰۰۰۵۴
D(OIL)	۱,۵۱۱۶۵۵	۰,۵۳۵۱۵۷	۲,۸۲۴۶۹۳	۰,۰۱۴۳
D(OIL(-۱))	۲,۰۲۸۷۲۴	۰,۵۸۰۱۵۱	۳,۴۹۶۸۸۶	۰,۰۰۰۳۹
D(OIL(-۲))	۴,۰۱۱۵۸۷	۰,۷۱۶۴۹۶	۵,۵۹۸۸۹۳	۰,۰۰۰۰۱
D(INF)	-۰,۰۰۱۸۸۱۴	۰,۰۰۰۸۷۱۷	-۲,۱۵۸۳۱۸	۰,۰۰۵۰۲
D(INF(-۱))	-۰,۰۰۲۷۴۵۲	۰,۰۰۱۱۱۸۸	-۲,۴۵۳۸۱۳	۰,۰۰۲۹۰
D(INF(-۲))	-۰,۰۰۱۶۴۶۱	۰,۰۰۰۹۲۴۰	-۱,۷۸۱۴۶۲	۰,۰۰۹۸۲
D(GR)	۰,۰۰۰۰۰۰۷	۰,۰۰۰۰۰۰۰۰۵	۳,۱۳۷۸۵۸	۰,۰۰۰۷۹
D(GR(-۱))	-۰,۰۰۰۰۰۰۴	۰,۰۰۰۰۰۰۰۰۶۱	-۵,۹۵۸۸۸۰	۰,۰۰۰۰۰
D(GR(-۲))	۰,۰۰۰۰۰۱۱	۰,۰۰۰۰۰۰۰۰۳	-۶,۱۰۰۱۷۱	۰,۰۰۰۰۰
D(FR)	-۰,۰۰۰۰۵۳۳۰	۰,۰۰۰۱۶۵۴	-۳,۲۲۱۹۶۰	۰,۰۰۰۶۷
D(FR(-۱))	۰,۰۰۰۸۵۲۶	۰,۰۰۰۲۲۷۹	۳,۷۴۰۹۲۱	۰,۰۰۰۲۵
D(FR(-۲))	۰,۰۰۱۰۴۱۶	۰,۰۰۰۲۱۸۴	۴,۷۶۸۳۹۳	۰,۰۰۰۰۴
D(ER)	-۰,۰۰۱۱۵۹۳	۰,۰۰۰۳۵۴۲	-۳,۲۷۲۸۹۶	۰,۰۰۰۶۱
D(ER(-۱))	۰,۰۰۲۹۸۲۵	۰,۰۰۰۴۴۱۵	۶,۷۵۶۱۸۱	۰,۰۰۰۰۰
D(ER(-۲))	۰,۰۰۳۱۱۹۳	۰,۰۰۰۴۲۳۵	۷,۳۶۵۵۳۴	۰,۰۰۰۰۰
CointEq(-۱)*	-۲,۰۲۹۱۳۷	۰,۱۶۹۶۶۳	-۱۱,۹۵۹۸۰	۰,۰۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتیجه گیری

براساس ادبیات تحقیق یکی از مهم ترین علت عدم رشد و کارایی بازارها بالا بودن مخاطرات تولید و مبادله و در نتیجه بالا بودن هزینه مبادله است. ریسک های موجود در اجتماع و بخش های مختلف اجتماعی در نهایت به بازارها سرایت می کند و این ریسک ها هزینه تصمیمات را افزایش، انگیزه مشارکت در بازار، تولید و مبادله را کاهش می دهد و در این حالت از دل بازارها به جای کارآمدی و ثروت، ناکارآمدی و بی عدالتی رشد خواهد کرد (نورث، ۲۰۰۵). یکی از این بازارها که به شدت تحت تاثیر این ریسک ها و افزایش هزینه مبادله ناشی از آن است بازار سهام است.

نوسانات نرخ ارز، سلب مالکیت، و نقص قرار دادها، از جمله عواملی هستند که ریسک (هزینه) شدیدی را بر سرمایه گذاران و شرکتها تحمیل می کنند و در نتیجه انگیزه آنان را برای سرمایه گذاری کاهش می دهد. ثبات سیاسی، اقتصادی مالی و نبود تضادها و تنش ها، جز عوامل مهم و تعیین کننده در جذب سرمایه گذاری و کارا تر کردن بازار سهام محسوب می شوند. به طور کلی سرمایه گذاران در کشورهای دارای بی ثبات سیاسی سرمایه گذاری نمی کنند که احتمال سرنگونی آن وجود دارد یا از درجه بالای تنش های سیاسی و اخلاقی رنج می برد. یک محیط سیاسی با ثبات، ریسک تغییرات ناگهانی قوانین و فسخ و ابطال قراردادها را کاهش می دهد. در یک کشور پر تنش بی ثبات، افراد در مورد سرمایه شان نگران هستند.

پیش تر اعتقاد بر این بود که بازده سهام تنها تابعی از ریسک سیستماتیک است و سرمایه گذار در قبل تحمل ریسک سیستماتیک بیشتر بازده بیشتر دریافت می کند و ریسک غیر سیستماتیک یک ریسک اضافه است که تحمل آن هیچ گونه صرفی برای سرمایه گذار ندارد. اما در تئوری های جدید سرمایه گذاری (تئوری قیمت گذاری آربیتراژ راس (۱۹۷۶)، چن و همکاران^{۲۰} (۱۹۸۶) این ادعا اثبات شده است که ریسک غیر سیستماتیک بر بازده سرمایه گذار و بورس تاثیر بسزایی دارد و مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای CAPM و شارپ را به چالش کشیده است.

با توجه به تخمین مدلهای فصلی ریسک های و مخاطرات می توانند تاثیر معنی داری را داشته باشند بدین صورت که افزایش قیمت نفت و افزایش ریسک مالی تاثیر منفی بر شاخص در در کوتاه مدت و افزایش ریسک های بین الملل و اقتصادی باعث رشد بازار می گردند و همچنین در بلند مدت ریسک اقتصادی منفی می شود. بنابراین می توان با کنترل ریسک های مالی و اقتصادی در بلندمدت بانتظار افزایش رشد شاخص شد.

فهرست منابع

- * ارضاء، امیرحسین، پیمانی، مسلم، صیفی، فراز. (۱۳۹۶). محاسبه ریسک اعتباری و تاثیر آن بر بازدهی در بورس اوراق بهادار تهران. مطالعات تجربی حسابداری مالی. doi: 10.22054/qjma.2017.24590.1655. 14(55), 169-196.
- * پایتختی اسکویی، سیدعلی، طبقچی اکبری، لاله. (۱۳۹۳). برآورد بردار هم انباشتگی اقتصاد خاکستری و توسعه انسانی با روش حداقل مربعات پویای پانلی. مدلسازی اقتصادسنجی. doi: 10.22075/jem.2017.1514. 1(3), 125-142.
- * امام وردی، قدرت اله؛ فراهانی، مهدی و شقاقی، فاطمه (۱۳۹۰). بررسی تطبیقی اثر گسترش بازارهای مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه با روش داده های تلفیقی ۱۹۷۵-۲۰۰۸، « مقاله اقتصاد مالی و توسعه. دوره پنجم، شماره پانزدهم، تابستان ۱۳۹۰، ص ۴۳-۷۸.
- * حیدری حسن، بشیری سحر (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین ناطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل VAR-GARCH، تحقیقات مدل سازی اقتصادی پاییز ۱۳۹۱ شماره ۹.
- * شاه‌آبادی ابوالفضل، نظیری محمدکاظم، حواج سحر. اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۱۳۹۲؛ ۲۱ (۶۷): ۸۹-۱۰۴.
- * گوگردچیان، فتحی، امیری و سعیدی (۱۳۹۴) تحلیل مقایسه ای تاثیر ریسک سیاسی بر توسعه بازار سهام کشورهای منتخب، فصلنامه علمی و پژوهش دانش سرمایه‌گذاری، سال چهارم، شماره پانزدهم، پاییز ۱۳۹۴.
- * فتحی، سعید، عسگرزادنوری، باقر (۱۳۸۸). ررسی تاثیر خصوصی سازی بر توسعه بازار سهام، بررسی های بازرگانی شماره ۳۸ و ۹۳-۷۳.
- * فعالجو، حمیدرضا، صادقیپور، عسل. (۱۳۹۴). بررسی تاثیر شاخص ریسک کشوری بر بازده بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد مدیریت مالی. doi: 10.22051/jfm.2015.226. 3(3), 49-78.
- * مهدوی مزده، ابوالقاسم، علیخان بیک زند، رضا. (۱۳۹۵). عوامل محرک بازار سرمایه در اقتصاد ایران، سیاست گذاری پیشرفت اقتصادی. doi: 10.22051/edp.2017.16179.110. 4(3), 41-66.
- * موسایی میثم، مهرگان نادر، امیری حسین. رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۱۳۸۹؛ ۱۸ (۵۴): ۷۳-۹۴.
- * Atje, R., & Jovanovic, B. (1993). Stock markets and development. *European Economic Review*, 37(2-3), 632-640.
- * Bekiros, S., Gupta, R., & Kyei, C. (2016). On economic uncertainty, stock market predictability and nonlinear spillover effects. *The North American Journal of Economics and Finance*, 36, 184-191. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2016.01.003>.
- * Chau, F., Deesomsak, R., & Wang, J. (2014). Political uncertainty and stock market volatility in the Middle East and North African (MENA) countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 28, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.intfn.2013.10.008>.

- * Christiansen, C., Schmeling, M., & Schrimpf, A. (2012). A comprehensive look at financial volatility prediction by economic variables. *Journal of Applied Econometrics*, 27(6), 956–977. <https://doi.org/10.1002/jae.2298>.
- * Das, D., & Kumar, S. B. (2019). Multiple and Partial wavelet approach. *Economics Letters*, 164, 100–108.
- * Das, D., Kannadhasan, M., & Bhattacharyya, M. (2019). Do the emerging stock markets react to international economic policy uncertainty, geopolitical risk and financial stress alike? *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 1-19.
- * Eemirguc-Kunt, A., & Levine, R. (1996). Stock markets, corporate finance, and economic growth: An overview. *The World Bank Economic Review*, 10(2), 223–239.
- * Engle, R. F., Ghysels, E., & Sohn, B. (2013). Stock market volatility and macroeconomic fundamentals. *Review of Economics and Statistics*, 95(3), 776–797. https://doi.org/10.1162/REST_a_00300.
- * Fang, T., Lin, F., Sheng-Wei, L., & Huang, Y. (2019). The association between political connection and stock price crash risk: Using financial reporting quality as a moderator. *Finance Research Letters*. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.08.015>
- * Kannadhasan, M., & Das, D. (2019). Do Asian emerging stock markets react to international economic policy uncertainty and geopolitical risk alike? A quantile regression approach. *Finance Research Letters*
- * Kwon, C. S., & Shin, T. S. (1999). Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. *Global Finance Journal*, 10(1), 71–81. [https://doi.org/10.1016/S1044-0283\(99\)00006-X](https://doi.org/10.1016/S1044-0283(99)00006-X).
- Levine, R., & Zervos, S. (1996). Stock market development and long-run growth. *The World Bank Economic Review*, 10(2), 323–339. <https://doi.org/10.1093/wber/10.2.323>.
- * Masoud, N., & Hardaker, G. (2012). The impact of financial development on economic growth: Empirical analysis of emerging market countries. *Studies in Economics and Finance*, 29(3), 148–173
- * Mnif, A. T. (2017). Political uncertainty and behavior of Tunisian stock market cycles: Structural unobserved components time series models. *Research in International Business and Finance*, 39, 206–214.
- * Mei, J., & Guo, L. (2004). Political uncertainty, financial crisis and market volatility. *European Financial Management*, 10, 639–657.
- * North, D. (2005). *Understanding the Process of Economic Change*, Princeton University Press.
- * Singh, A. (1997). Financial liberalisation, stockmarkets and economic development. *The Economic Journal*, 107(442), 771–782. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.1997.tb00042.x>.
- * Stock, J. H. & M. W. Watson, (1993), A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, 61: 783-820.
- * Suleman, T. (2013). Dynamics of political risk rating and stock market volatility. *school of economics and finance Victoria university*

یادداشت‌ها

1. Transaction cost
2. Rass
3. Chen et al

4. Kwon and Shin
5. Christiansen et al
6. Engleand Sohn
7. Bekiroset al
8. Chowdhury
9. Das et al
10. Franki et al
11. solman

13. Stochastic Process
14. Banerjee and Dolado and Master
15. Akaike Info Crterion
16. Schwartz Bayesian Crterion
17. Hannan - Quonn
18. Coefficient of Determiation (R2)
19. Ramsey Reset
20. Chen et al

^{۱۲} - با استفاده از نرم افزار اویوز داده سالانه فصلی شده است