

تأثیر نوسانات نفت و ارز بر شاخص قیمت بازار سهام در ایران: رویکرد آزمون کرانه‌ها^۱

یوسف محنت‌فر^۲، کاوه درخشانی درآبی^۳ و کاوه پرن‌دین^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۲/۳۰

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۳/۳۱

چکیده

با توجه به اهمیت بازار سهام و روند حرکت شاخص قیمت سهام، در این مطالعه تأثیر نوسانات نفت و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین منظور در این پژوهش، از داده‌های فصلی مربوط به متغیرهای شاخص قیمت سهام، نرخ ارز در بازار غیررسمی و قیمت نفت در خلال سالهای ۹۳-۱۳۷۰، و نیز به منظور محاسبه نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز از روش خودرگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی استفاده شده، و در ادامه، ضرایب مربوط به تأثیرگذاری هر یک از متغیرها با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به دست آمده است. لازم به ذکر می‌باشد که در این مطالعه به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت، از آزمون کرانه‌ها

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/edp.2017.12022.1060

۲. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه مازندران؛ ymehnatfar@yahoo.com

۳. دکترای اقتصاد؛ derakhshanikaveh@gmail.com

۴. مربی حسابداری، دانشگاه پیام نور تهران (نویسنده مسئول)؛ kparandin@gmail.com

استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در دوره مورد بررسی، نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز، رابطه منفی و از نظر آماری معناداری با شاخص قیمت سهام، و همچنین تورم و حجم پول، رابطه مثبت و معناداری با شاخص قیمت سهام داشته‌اند.

واژگان کلیدی: نرخ ارز، نوسانات قیمت نفت، بازار سهام، قیمت سهام

طبقه‌بندی JEL: G32, G10, E58, F31

۱. مقدمه

پدیده توسعه سرمایه‌گذاری مالی (در مقابل سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی) از مشخصات اقتصادهای توسعه یافته است. توسعه بازار سرمایه و مؤسسات مالی، خود موجب تسهیل سرمایه‌گذاری حقیقی می‌شود. در حقیقت، دو نوع سرمایه‌گذاری مالی و واقعی مکمل یکدیگر هستند و شرایط بازارهای مالی به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تأثیر می‌گذارد و از سایر بخش‌ها تأثیر (نه لزوماً در کوتاه مدت) می‌پذیرد. بازار سرمایه ساز و کار لازم را برای تجهیز و تخصیص منابع مالی فراهم می‌آورد و تحولات مرتبط با آن در حال حاضر وجوه تمایز کشورهای توسعه یافته و توسعه نیافته است. در کشورهای توسعه نیافته به دلیل فقدان بازارهای سرمایه مناسب امکان تجهیز منابع، محدود و روش‌های تجهیز و تخصیص نیز ناکارآمد است و به همین دلیل سیاست‌های اقتصاد کلان چندان موفقیت آمیز نمی‌باشد؛ در صورتی که در کشورهای صنعتی و توسعه یافته، توسعه بخش مالی موجب شده که بخش قابل توجهی از منابع مالی مورد نیاز بنگاه‌های تولیدی و اقتصادی از بازار سرمایه و با ساز و کار اوراق بهادار تأمین گردد. از ویژگی‌های عمده کشورهای در حال توسعه از جمله ایران پراکندگی و نابسامانی منابع و پس اندازها و سرمایه‌ها و فقدان بستری مناسب و فعال جهت افزایش سرمایه‌گذاری و متعاقباً رشد و توسعه اقتصادی است. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است. بورس اوراق بهادار یک بازار متشکل و رسمی خرید و فروش سهام شرکت‌ها تحت ضوابط و قوانین خاص است. یکی از وظایف این بازار کمک به عادلانه نمودن قیمت اوراق بهادار و سرعت بخشیدن به معاملات است (داورزاده، ۱۳۸۶).

از طرفی، شاخص قیمت سهام مهمترین عامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بازار سهام، و در واقع شاخص قیمت سهام نمایانگر وضعیت کلی بازار سهام است. از

این رو، پیش‌بینی دقیق حرکات شاخص قیمت سهام برای سرمایه‌گذاران از اهمیت بسزایی برخوردار، و تغییرات قیمت سهام یک منبع اطلاعاتی مؤثر در ارزیابی وضعیت بنگاه‌ها، ارزیابی تطبیقی با سایر واحدها، ارزیابی کارآیی مدیران و تصمیمات سرمایه‌گذاران می‌باشد. بنابراین در راستای توسعه بازار سهام، رفتار قیمت سهام در آن برای خریداران سهام، کارگزاران، مدیران بورس و دولت یک مساله با اهمیت بوده و از این رو، بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمتی شاخص قیمت سهام از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در چندین دهه اخیر اقتصاد ایران وابستگی شدیدی به درآمدهای نفتی داشته و نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد ایران تأثیرگذار بوده‌اند، و از طرفی، از سال ۱۳۹۰ به بعد نوسانات نرخ ارز اثرات زیادی بر بخش‌های مختلف از خود برجای گذاشته، بنابراین با توجه به اهمیت نوسانات درآمدهای نفتی و نرخ ارز در اقتصاد ایران، در این مطالعه تأثیر نوسانات درآمدهای نفتی و نرخ ارز بر شاخص قیمت بازار سهام در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲. مبانی نظری

بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد اثر گذار بوده و از سایر بخش‌ها نیز تأثیر می‌پذیرند. بازارهای پول و سرمایه به عنوان ارکان بخش مالی، وظیفه تأمین منابع را برای بخش حقیقی اقتصاد بر عهده دارند. کارآیی بخش مالی موجب تخصیص بهینه منابع کمیاب به فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. تخصیص بهینه منابع به نوبه خود بهینگی پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و به تبع رشد اقتصاد ملی متناسب با ظرفیت‌های بالقوه اقتصاد را خواهد داشت (شکی و توفیقی، ۱۳۹۱). شاخص قیمتی سهام همواره تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز در دوره‌های مختلف قرار داشته است و رکود و رونق اقتصادی بورس اوراق بهادار را به شدت تحت تأثیر قرار خواهد داد.

نوسانات نرخ ارز یکی از متغیرهای مهم در اقتصاد کلان به شمار می‌آید. کانال اصلی اثرگذاری این متغیر ایجاد نااطمینانی در درآمد حاصل از تجارت و به تبع آن، کاهش تجارت است. نرخ برابری واحدهای پولی عامل تأثیرگذاری در سودآوری تجارت بین‌المللی است. نوسانات نرخ ارز باعث نااطمینانی نسبت به درآمدهای حاصل از تجارت می‌شود و همراه با افزایش نااطمینانی در درآمدهای آتی تجاری، میزان تجارت و به

عبارت دقیق‌تر، مقدار صادرات و واردات کاهش می‌یابد. در حقیقت می‌توان گفت که نوسانات نرخ ارز نوعی ریسک را در بخش معاملات خارجی ایجاد می‌کند که از این نظر می‌تواند صادرات، واردات و جریان‌های سرمایه‌ای را با اختلال مواجه کند. کاهش فعالیت‌های تجاری باعث کاهش مبادله در اقتصاد، و کاهش مبادله منجر به کاهش فروش کالاها و خدمات می‌شود و از این طریق بر تولید بنگاه‌ها تأثیرگذار است. پس افزایش نااطمینانی در نرخ ارز که با افزایش نوسانات نرخ ارز همراه است، می‌تواند تأثیر منفی بر تولید بنگاه‌ها داشته باشد. بنابراین، افزایش در نوسانات و نااطمینانی نرخ ارز باعث کاهش تولید بنگاه‌ها، و از این طریق، باعث کاهش سودآوری بنگاه‌ها، و کاهش سودآوری بنگاه‌ها منجر به کاهش قیمت سهام آنها و در نهایت، منجر به کاهش شاخص قیمت در بازار سهام می‌شود.

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 می‌شود. خریداران سهام علاوه بر سود سهام، به تغییرات ارزش ذاتی شرکت نیز توجه می‌کنند. صنایعی که ایجاد و راه‌اندازی آنها مستلزم تهیه ماشین‌آلات از خارج کشور است، در اثر تغییر نرخ ارز، ارزش ذاتی آن تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ و در صورتی که شرکتی ماشین‌آلات مورد نیاز خود را با قیمت‌های پایین‌تر نرخ ارز وارد کرده باشد، با افزایش نرخ ارز، ارزش ذاتی شرکت مربوطه نیز افزایش خواهد یافت و این افزایش ذاتی زمانی تشدید می‌شود که تأسیس شرکت مشابه به دلیل بالا بودن نرخ ارز امکان‌پذیر نباشد و اگر محصولات شرکت به صورت انحصاری تولید گردد، تقاضا برای آن افزایش یافته و سود شرکت نیز در طول زمان افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر، سهم هزینه استهلاک ماشین‌آلات در بهای تمام‌شده کالای تولیدی شرکت کاهش پیدا می‌کند. با در نظر گرفتن موارد فوق توسط سرمایه‌گذاران، تقاضا برای سهم این شرکت‌ها افزایش یافته و این موضوع باعث افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها خواهد شد. به علاوه، اگر نرخ ارز در طول زمان کاهش یابد، نتیجه معکوس برای این شرکت‌ها بر جای خواهد گذاشت (حلافی و همکاران، ۱۳۸۳).

همچنین، از آنجا که ارزش همانند پول نقد، سپرده بانکی و سهام، در سبد دارایی سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد، تأثیرات نرخ ارزش بر شاخص قیمت سهام را می‌توان در چارچوب نظریه نگهداری دارایی در سبد سرمایه‌گذاری یا همان نظریه پورتفولیو^۱ بررسی کرد (نیها و لی^۲، ۲۰۰۲). تغییرات تقاضای هر کدام از دارایی‌های موجود در سبد دارایی‌ها نظیر پول نقد، سهام، سپرده بانکی و نرخ ارزش، تقاضا برای سهام را در این بازار تحت تأثیر قرار داده و به دنبال آن باعث تغییر قیمت سهام می‌شود. از آنجا که نرخ ارزش از جمله دارایی‌های نامطمئن و ریسکی محسوب می‌شود، تغییرات این متغیر را می‌توان در چارچوب مدل مارکویتز^۳ (۱۹۹۱) بررسی کرد.

مارکویتز انحراف معیار جریان‌های نقدی طرح‌های سرمایه‌گذاری را در شرایط مختلف به عنوان کمیت سنجش ریسک معرفی کرد. بر این اساس در عمل سرمایه‌گذاران، دارای سبدهای از مجموعه اوراق بهادار هستند و می‌توان گفت افراد بر مبنای بازده مورد انتظار (میانگین بازده) و انحراف معیار (جذر واریانس) سرمایه‌گذاری‌های مختلف را مقایسه و از بین آنها انتخاب می‌کنند. اگر سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز بوده و دو سبد دارایی وجود داشته باشد که از تمام جنبه‌ها به غیر از انحراف معیار با هم برابر باشند، آن سرمایه‌گذاری انتخاب می‌شود که انحراف معیار کمتری دارد. حال، با توجه به اینکه نرخ ارزش یکی از اجزای همراه با ریسک سبد دارایی است، بر اساس مدل مارکویتز تغییرات ریسک این دارایی می‌تواند بر تقاضای آن تأثیر گذاشته، در نتیجه، باعث تغییر قیمت سهام شود (طاهری و صارم صفاری، ۱۳۹۰).

دو مدل پورتفولیو وجود دارد که رابطه متقابل بین نرخ ارزش و تغییرات بازار سهام را توضیح می‌دهد. اول، مدل جریان محور (دورنبوش و فیشر^۴، ۱۹۸۰ و گاوین^۵، ۱۹۸۹)، که در آن، تغییر نرخ ارزش سطوح محصول بنگاه‌ها و نیز تراز تجاری اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین حرکات قیمت سهام در بازار سهام بر تقاضای کل از طریق ثروت و به طور غیرمستقیم از طریق نرخ ارزش اثر می‌گذارد. خصوصاً کاهش قیمت‌های سهام، ثروت سرمایه‌گذاران محلی را کاهش داده و از این طریق، نرخ‌های بهره را کاهش می‌دهد که این امر منجر به خروج سرمایه و کاهش ارزش پول داخلی می‌شود.

-
1. Portfolio
 2. Nieh & Lee
 3. Markowitz
 4. Dornbusch and Fischer
 5. Gavin

مدل دوم، مدل "سهام محور" است (فرانکل^۱، ۱۹۸۷). در مدل مذکور رابطه بازار سهام و نرخ ارز از طریق حساب سرمایه کشور توضیح داده می‌شود. در این مدل نرخ ارز، تقاضا و عرضه برای دارایی‌ها (اوراق قرضه و سهام) را مساوی می‌کند. بنابراین، انتظارات در مورد تغییرات نسبی پول داخلی، اثر معناداری بر حرکات قیمت دارایی‌های مالی دارد، و حرکات قیمت سهام می‌تواند بر حرکات نرخ ارز تأثیر بگذارد یا تحت تأثیر آن قرار گیرد. مثلاً اگر ارزش پول داخلی (ریال) در مقابل پول خارجی (دلار) تنزل یابد، بازدهی پول خارجی افزایش می‌یابد. چنین رخدادهایی سرمایه‌گذاران را تشویق می‌کند که سرمایه خود را از دارایی‌های داخلی (سهام) به سمت دارایی‌های دلاری تغییر دهند و همین امر، باعث کاهش قیمت سهام می‌شود. بنابراین کاهش ارزش پول، اثر منفی بر بازدهی‌های بازار سرمایه دارد (پدرام، ۱۳۹۱).

از طرفی، تأثیر قیمت نفت بر قیمت سهام و نرخ ارز برای هر دو گروه کشور صادرکننده و واردکننده نفت با اهمیت تلقی می‌شود؛ چرا که عامل راهبردی برای تأمین انرژی و تهیه مواد اولیه برای محصولات بنگاه‌های صنعتی است. در کشور واردکننده نفت با افزایش قیمت نفت وارداتی، قیمت کالاهای مصرفی افزایش می‌یابد- چون نفت به‌عنوان عامل تولید، هزینه تولید را افزایش می‌دهد- و سبب کاهش ارزش پول آن کشور در مقابل ارزهای دیگر می‌شود. خود این عامل، به تغییر در هزینه بنگاه‌ها و قیمت سهام آنها منجر می‌شود. در مقابل، افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده به منزله افزایش درآمد برای آن کشورها است. در واقع، با افزایش قیمت نفت، انتظارات خوش‌بینانه در مورد ایجاد رونق و افزایش فعالیت‌ها، سطح سودآوری شکل می‌گیرد. با افزایش تقاضا برای سهام شرکت‌ها، قیمت سهام آنها افزایش می‌یابد. همچنین، با افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده، امکان عرضه ارز تسهیل می‌شود و به دنبال آن، نرخ ارز تغییر می‌یابد. از سوی دیگر، کاهش در قیمت نفت باعث می‌شود که طرح‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها دستخوش عدم اطمینان شود و با کاهش سودآوری طرح‌ها، قیمت سهام آنها کاهش می‌یابد. بر این اساس، چگونگی ارتباط بین قیمت سهام با نرخ ارز، بستگی به شرایط و ویژگی اقتصادی هر کشور دارد. به همین دلیل در مطالعات مختلف، نتایج متفاوتی از وجود رابطه بین این دو متغیر بیان شده است (پورعبادالهیان کوچی و همکاران، ۱۳۹۳).

یکی از دلایل منطقی در کاربرد قیمت نفت به عنوان یکی از مؤلفه‌های بنیادین در تحلیل بازار سهام را می‌توان در ارزشگذاری قیمت سهام به وسیله ارزش تنزیل شده جریان های نقدی آتی (اعم از سود نقدی و افزایش قیمت) در نظر گرفت که تحت تأثیر وقایع کلان اقتصادی است. برای مثال، افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده آن به منزله درآمد بیشتر برای آن کشورها است. افزایش تقاضا برای کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی می‌تواند به عنوان یک فرض عقلایی در به کارگیری درآمد بیشتر حاصل شده باشد که انتظار می‌رود در بردارنده آثار تورمی در بعد پولی و مالی باشد. حال ممکن است که این امر بانک مرکزی را به عنوان متولی اجرای سیاست‌های پولی، وادار کند تا نرخ بهره را افزایش دهد. بنابراین دریافتی‌های سهامداران به صورت ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی، کاهش ارزش بیشتری خواهد داشت.

از طرفی، نوسان قیمت نفت را می‌توان به عنوان نمونه‌ای مهم از ریسک‌های اقتصادی تلقی کرد که می‌تواند در برخی مواقع دارای اثرات منفی بر سرمایه‌گذاری در بازار سهام باشد. نوسان قیمت نفت بر اقتصاد کشوری که بودجه آن متکی به نفت باشد، تأثیرگذار است. با توجه به پوشش بخش عمده‌ای از بودجه سالانه کشورهای با درآمدهای نفتی و اتکای آنها به نفت، کوچک‌ترین تغییر در قیمت نفت در بودجه اثر می‌گذارد؛ و تغییرات قیمت نفت از طریق کانال بودجه بر متغیرهای کلان اقتصادی و به تبع آن بر بازدهی بنگاه‌های اقتصادی و در نهایت، بازدهی بازار سرمایه تأثیرگذار است (صادقی‌شاهدانی و محسنی، ۱۳۹۲).

از طرف دیگر، افزایش قیمت نفت نیز در صورتی که به نحو مناسبی وجوه درآمدی آن مدیریت نشود، می‌تواند موجب افزایش مخارج دولت، نقدینگی و در نهایت بروز تورم شود، و بنابراین، تغییرات قیمت نفت از طریق کانال‌های مختلف بر متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌گذارد و از این طریق، بر بازدهی بنگاه‌های اقتصادی و در نهایت، شاخص قیمت آنها در بازار تأثیرگذار خواهد بود.

۳. پیشینه پژوهش

الف) مطالعات داخلی

قالیباف اصل (۱۳۸۱)، رابطه بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز را بررسی کرده است. در این تحقیق از متغیرهای بازدهی سهام ناشی از تغییر شاخص قیمت

سهم شرکت، درصد تغییرات نرخ ارز و بازدهی سهام شاخص بازار، طی دوره ۸۰-۱۳۷۷ استفاده شده است. بر اساس نتایج این تحقیق، درصد تغییرات نرخ ارز بر بازدهی سهام دارای اثر منفی بوده و همچنین، درصد تغییرات نرخ ارز با یک وقفه زمانی بر بازدهی سهام شرکت‌ها دارای اثر مثبت بوده است.

تقوی (۱۳۸۲)، اثرات تغییر نرخ ارز بازار آزاد و جریان نقد آتی بر ارزش سهام شرکت‌های سهامی عام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و ارتباط بین نوسانات نرخ ارز در بازار غیر رسمی یا بازار آزاد و عوامل مؤثر بر قیمت سهام شرکت‌های سهامی عام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر عوامل مربوط به نقد شوندگی را بررسی کرده است. در این تحقیق از اطلاعات برخی از متغیرهای کلان اقتصادی، شامل دلار آمریکا در بازار غیر رسمی نرخ ارز، نرخ فروش سکه و نرخ طلای هیجده عیار و همچنین اطلاعات میانگین قیمت کل بازار و عوامل مؤثر بر آن برای دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۷ به صورت روزانه استفاده شده است. تجزیه و تحلیل، بر اساس مدل‌های رگرسیونی چند متغیره، الگوهای اقتصادسنجی، مدل‌های میانگین متحرک انباشته، مدل با استفاده از مکانیسم آنالیز واریانس و ضریب تعیین انجام شده، و نتایج نشان دهنده تأثیر متوسط نوسانات نرخ ارز در بازار آزاد بر عوامل مربوط به نقد شوندگی در سه متغیر تعداد خریداران، تعداد شرکت‌های معامله شده و دفعات خرید و تأثیر پایین این متغیر بر سایر عوامل بوده، و همچنین، میزان تأثیر عوامل نقد شوندگی بر میانگین قیمت سهام در ارتباط با متغیرهای تعداد خریداران و دفعات خرید تا حدودی بالا و در ارتباط با سایر متغیرها، متوسط و پایین بوده است.

صمدی و همکاران (۱۳۸۵) در پژوهشی، میزان تأثیرپذیری شاخص بورس اوراق بهادار تهران نسبت به متغیرهای قیمت نفت و طلا را با استفاده از مدل خودرگرسیونی ناهمسانی واریانس شرطی بررسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده این مطلب است که افزایش قیمت نفت و طلا اثر مثبتی بر شاخص قیمت سهام در بورس تهران دارد.

حیدری و همکاران (۱۳۸۹)، رابطه بین ناطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران را برای دوره زمانی ۱۳۷۳-۱۳۸۸ و با استفاده از آزمون کرانه‌ها مطالعه نمودند. نتایج بررسی آنها نشان می‌دهند که نرخ ارز با شاخص قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت، رابطه منفی دارد؛ اما ناطمینانی نرخ ارز در کوتاه‌مدت با شاخص قیمت سهام، رابطه معنی‌داری ندارد.

پدرام (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر نوسانات بازار سهام در ایران در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۰ پرداخته است. به منظور بررسی ارتباط، از آزمون علیت گرنجری و الگوی گارچ نمایی استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که یک رابطه علیت یک سویه از نوسانات بازار سهام به نوسانات نرخ ارز وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهند که یک رابطه مثبت و از نظر آماری معناداری میان تغییرات نرخ ارز و بازار سهام وجود دارد. همچنین افزایش در کسری تجاری و انتظارات آتی در مورد کسری تجاری، تغییرات بازار سهام را کاهش خواهد داد. علاوه بر آن، شاخص قیمت مصرف‌کننده ارتباط معناداری با تغییر بازار سهام ندارد.

شکی و توفیقی (۱۳۹۱) با استفاده از الگوی ناهمسانی واریانس شرطی خود بازگشت تعمیم یافته معروف به GARCH و همچنین با همگرایی (همجمعی یوهانسن)، به بررسی رابطه بین نوسانات نرخ ارز بازار موازی با بازار سهام، پرداختند. نتایج آزمون‌ها حاکی از وجود رابطه مثبت میان بازدهی بازار سهام با نرخ ارز بازار موازی و شاخص قیمت مصرف‌کننده و همچنین رابطه منفی میان قیمت نفت و بازدهی بازار سهام است. حیدری و بشیری (۱۳۹۱)، رابطه بین نا اطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام را با استفاده از مدل تعمیم یافته دو متغیره مبتنی بر واریانس ناهمسانی شرطی بررسی کردند. یافته‌های پژوهش آنها وجود رابطه منفی و معنادار بین متغیر نا اطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام را نشان می‌داد. همچنین، بین نا اطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز، رابطه‌ای وجود نداشت.

پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای، رابطه میان نرخ ارز و شاخص سهام در کشورهای صادرکننده نفت را مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور از داده‌های ماهانه شاخص قیمت سهام، نرخ ارز و قیمت نفت در دوره ۲۰۰۹-۱۱ استفاده شده و ضرایب با استفاده از الگوهای داده‌های تابلویی پویا استخراج شده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، رابطه مثبت و از نظر آماری میان نرخ ارز و قیمت سهام وجود داشته، همچنین رابطه میان قیمت نفت و نرخ ارز منفی و از نظر آماری معنادار است.

دایی کریمزاده و همکاران (۱۳۹۳)، به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بانک‌ها با استفاده از داده‌های فصلی در دوره ۹۰-۱۳۸۲ پرداختند. آنها برای برآورد روابط بین متغیرها از روش‌های اقتصادسنجی همجمعی یوهانسون-جوسیلیوس، روش تصحیح خطای برداری و توابع واکنش آنی استفاده کرده‌اند. نتایج

این پژوهش نشان داد، تورم و نرخ ارز، اثر منفی و نرخ سود سپرده بانکی و تولید ناخالص داخلی، اثر مثبت بر شاخص سهام بانک‌ها دارند.

ب) تحقیقات خارجی

آزمن ساینی و همکاران^۱ (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای، رابطه بین قیمت سهام و نرخ ارز در کشور مالزی را طی دوره زمانی ۱۹۹۳-۹۸ بررسی نمودند. این دو محقق برای بررسی رابطه علیت، از آزمون علیت گرنجری توداو یاماموتو^۲ (۱۹۹۵) استفاده کردند. نتایج مطالعه آنها نشان دهنده وجود علیت دوسویه برای دوره قبل از بحران و علیت یک طرفه از نرخ ارز به قیمت سهام در دوره بحران می‌باشد.

گان و همکاران^۳ (۲۰۰۶)، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص بازار بورس نیوزیلند را در طول دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۳ با استفاده از آزمون همجمعی یوهانسن مطالعه نمودند. نتایج بررسی آنها نشان می‌دهد که رابطه تعادلی بلندمدتی مابین متغیرهای مدل و شاخص قیمت سهام بورس وجود دارد. همچنین نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد که پس از گذشت ۲ سال متغیرهای عرضه پول، نرخ بهره کوتاه مدت، نرخ بهره بلندمدت و تولید ناخالص حقیقی، روی هم رفته ۷۱ درصد از عدم تعادل حاصل از شوک را توضیح می‌دهند.

پن و همکاران^۴ (۲۰۰۷)، رابطه پویای بین بازار سهام و بازار ارز برای ۷ کشور آسیای جنوب شرقی، شامل هنگ‌کنگ، ژاپن، کره جنوبی، مالزی، سنگاپور، تایوان و تایلند را برای دوره زمانی ۱۹۸۸-۹۸ و با استفاده از آزمون علیت گرنجر، تجزیه و تحلیل واریانس و تابع عکس‌العمل واکنش بررسی نمودند. نتایج مطالعه آنها حاکی از وجود رابطه معنی دار از نرخ ارز به قیمت سهام برای هنگ‌کنگ، ژاپن، مالزی و تایلند، قبل از بحران مالی ۱۹۹۷ می‌باشد. همچنین رابطه از بازار سهام به بازار ارز برای هنگ‌کنگ، کره و سنگاپور دیده می‌شود. در طول بحران مالی، نتایج، برای هیچیک از این کشورها رابطه معنی‌دار از قیمت سهام به نرخ ارز را نشان نمی‌دهد، ولی رابطه از نرخ ارز به قیمت سهام برای همه کشورهای مورد بررسی بجز مالزی وجود دارد.

1. Azman-Saini, *et al.*
2. Toda and Yamamoto
3. Gan, *et al.*
4. Pan, *et al.*

مورلی^۱ (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای، رابطه بین نرخ ارز و قیمت سهام در دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۵ را به صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت برای کشورهای سوئیس، ژاپن و انگلیس مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه وی، حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت سهام برای کشورهای مورد مطالعه بود. همچنین، نتایج برآورد مدل‌های تصحیح خطا، رابطه مثبت بین نرخ ارز و قیمت سهام را نشان می‌داد.

در مطالعه ای، ژائو^۲ (۲۰۱۰)، رابطه پویای بین نرخ ارز و قیمت سهام در کشور چین را طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۱ بررسی نمودند. نتایج این مطالعه که در آن، از مدل‌های چند متغیره GARCH استفاده شده است، نشان می‌دهد که رابطه تعادلی بلندمدت پایدار بین نرخ ارز واقعی و قیمت سهام وجود ندارد و تغییرات گذشته در بازار سهام، اثر بزرگتری بر نوسانات آتی بازار ارز دارد. همچنین، اثرات سرریزی نوسانات به صورت دوسویه مابین دو بازار وجود دارد.

سوبار و صالحو^۳ (۲۰۱۰)، اثر نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام کشور نیجریه را طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۱ و با استفاده از مدل‌های GARCH و مدل تصحیح خطا بررسی نمودند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز، اثر منفی و معناداری بر قیمت سهام دارد، در حالی که نرخ بهره و نرخ تورم، رابطه بلندمدتی با بازار سهام ندارد. لیانگ و همکاران^۴ (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای، به بررسی رابطه بین بازار سهام و بازار ارز در کشورهای «آسه آن»، با استفاده از روش علیت گرنجری و روش DOLS پرداختند. نتایج مطالعه آنها از فرضیه سهام‌گرای برانسون و فرانکل حمایت کرد؛ به بیان دیگر، یافته‌های آنها حاکی از تأثیر منفی نرخ ارز بر قیمت سهام در کشورهای مورد مطالعه بود. همچنین، براساس نتایج آزمون علیت، رابطه علیت یک سویه از نرخ ارز بر قیمت سهام وجود داشت.

ابووفایی و چمبرز^۵ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل VAR ساختاری، به رابطه بین سیاست پولی، نرخ ارز و قیمت سهام را در پنج کشور (کویت، عمان، عربستان سعودی، یونان و اردن)، منتخب آسیای میانه بر هر کشور به صورت جداگانه پرداختند. نتایج توابع واکنش آنی نشان داد مشخصه سیاست پولی مختلف و بازار سهام مختص

1. Morley

2. Zhao

3. Subair & Salihu

4. Liang, *et al.*

5. Abouwafia & Chambers

مربوط بر هر کشور است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که در بیشتر کشورها، سیاست پولی و نرخ ارز، تأثیر معناداری بر شاخص قیمت سهام دارند.

۴. روش تحقیق و معرفی داده‌ها

با توجه به مبانی نظری و پژوهش‌های تجربی صورت گرفته، تأثیر نوسانات نرخ ارز و قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام از طریق برآورد ضرایب در چارچوب معادله شماره ۱ مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$TEPIX = a_0 + a_1 VEX + a_2 VOILP + a_3 INF + a_4 M + e_t \quad (1)$$

که در آن، TEPIX بیانگر شاخص قیمت سهام، VEX بیانگر نوسانات نرخ ارز، VOILP بیانگر نوسانات قیمت نفت، INF بیانگر تورم، و M بیانگر حجم پول می‌باشد. یادآور می‌شود که در این پژوهش به منظور برآورد ضرایب، از داده‌های فصلی مربوط به سال‌های ۹۳-۱۳۷۰ استفاده شده است.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، سری زمانی هستند. در رگرسیون‌هایی که داده‌های آن از نوع سری زمانی است، اگر متغیرهای سری زمانی مانا نباشند، ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب یا رگرسیون ساختگی به وجود آید. در این گونه رگرسیون‌ها، در عین حالی که هیچ رابطه با مفهومی بین متغیرها وجود ندارد، ولی ضریب تعیین R^2 بزرگ و مقدار آماره t ضرایب نیز بزرگ به دست می‌آید و این ممکن است باعث استنباط‌های غلط در مورد میزان ارتباط بین متغیرها شود. بنابراین، لازم است همواره مواظب عواقب استفاده از داده‌های سری زمانی نامانا و امکان بروز رگرسیون کاذب باشیم (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸).

از طرفی اگر در یک مدل، متغیرها نامانا شدند، به جای سطح، اولین تفاضل (یا تفاضل مراتب بالاتر) آنها می‌تواند مانا بوده و از آنها در مدل استفاده کنیم و مدل را بر اساس متغیرهای جدید تخمین بزنیم؛ در این حالت، مشکل رگرسیون کاذب بر طرف می‌شود؛ اما هنگامی که از تفاضل‌ها در برآورد ضرایب یک الگو استفاده می‌کنیم، اطلاعات ارزشمندی را در رابطه با سطح متغیرها از دست می‌دهیم. هر چند شرط مانایی متغیرهای سری زمانی یک رابطه رگرسیونی را می‌توان از طریق تفاضل‌گیری تأمین کرد ولی با تفاضل‌گیری مرتبه اول (یا مراتب بالاتر)، رابطه بلند مدت بین سری‌های زمانی را از دست می‌دهیم (این رابطه بلند مدت بین دو سری زمانی، ناشی از

سطوح دو متغیر است، نه تفاضل مرتبه اول آنها). در چنین شرایطی، با استفاده از رویکردهای همجمعی، می‌توان بدون از دست رفتن اطلاعات مربوط به سطح متغیرها، از مشکل رگرسیون کاذب رهایی یافت (تشکینی، ۱۳۸۴).

برای بررسی روابط بین متغیرها می‌توان از روش‌های همجمعی مانند روش انگل-گرنجر و مدل‌های تصحیح خطا مانند سازوکار تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. اما در نمونه‌هایی با حجم کم نمی‌توان از این روش‌ها استفاده نمود؛ زیرا برآوردهای حاصل از این روش‌ها تورش‌دار می‌باشد (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸).

همچنین، روش انگل-گرنجر بر پیش فرض وجود یک بردار هم‌انباشستگی استوار است. مفهوم هم‌انباشستگی برای اولین بار توسط گرنجر وارد مباحث متغیرهای ناپایا شد. وی هم‌انباشستگی را به معنی ترکیب خطی از متغیرهای هم‌انباشته که از درجه هم‌انباشستگی کمتری نسبت به سری زمانی اولیه برخوردار است، تعریف نمود. بردار ضرایب این ترکیب خطی را بردار هم‌انباشستگی و متغیرهایی که چنین برداری را بین آنها می‌توان یافت را هم‌انباشته می‌نامند (انگل و گرنجر^۱، ۱۹۸۷).

تحت شرایطی که بیش از یک بردار هم‌انباشستگی وجود داشته باشد، استفاده از روش انگل-گرنجر منجر به عدم کارایی خواهد شد. با وجود این محدودیت‌ها در استفاده از روش انگل-گرنجر، می‌توان از روش‌های دیگری مانند روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده کرد که این محدودیت‌ها را برطرف کند. در استفاده از رهیافت ARDL به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها که در روش انگل-گرنجر ضروری است، نیازی نیست. همچنین در این روش، الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت به طور همزمان برآورد می‌شوند و از این رو، مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی رفع می‌شوند. بنابراین، برآوردهای به دست آمده، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درونزایی، ناریب و کارا هستند (تشکینی، ۱۳۸۴).

یک مدل $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i) x_{it} + \delta W_t + u_t \quad (2)$$

که در این رابطه:

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (3)$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^q \quad (4)$$

می‌باشند.

نماد L عملگر وقفه، W_t برداری از متغیرهای قطعی نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برونزا می باشد. p وقفه های به کار گرفته شده برای متغیر وابسته و q_i وقفه های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل است (نوفرستی، ۱۳۷۸). برای اجرای رویکرد ARDL ابتدا رابطه کوتاه مدت میان متغیرها برآورد، و بهترین الگوی برآورد شده انتخاب، و برای تعیین بهترین الگوی برآوردی از معیارهای مختلفی استفاده می شود. در این مطالعه به منظور انتخاب بهترین برآورد کوتاه مدت، آماره شوارتز-بیزین به کار رفته است؛ بدین ترتیب که هر برآوردی که آماره شوارتز-بیزین کمتری داشته باشد، به عنوان الگوی مناسب انتخاب می شود. در مرحله بعد، رابطه همجمعی میان متغیرها مورد بررسی قرار می گیرد. در این مطالعه به منظور بررسی وجود رابطه همجمعی، از آزمون کرانه ها استفاده شده است. به تبعیت از پسران و همکاران^۱ (۲۰۰۱)، روش آزمون کرانه ها با الگوسازی رابطه بلندمدت به عنوان یک الگوی خودبردار از مرتبه p به کار گرفته می شود.

$$Z_t = C_0 + \beta_1 + \sum_{i=1}^p \phi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5)$$

که در آن، C_0 یک بردار $(k+1)$ از عرض از مبدأها و β یک بردار $(k+1)$ از ضریب روند است. پسران و همکاران (۲۰۰۱) الگو VECM زیر را برای رابطه مذکور به دست آورده اند:

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta_t + \pi_t Z_{t-i} + \sum_{i=1}^t \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

که در این رابطه، $\pi = I_{k+1} \sum_{i=1}^p \psi_i$ و $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \psi_j$ ، $i = 1, 2, \dots, p-1$ به ترتیب، حاوی اطلاعات بلند و کوتاه مدت اند. Z_i برداری از متغیرهای x_i و y_i است. y_i بردار متغیرهای وابسته $I(1)$ است و x_i یک ماتریس برداری از رگرسورهای $I(0)$ و $I(1)$ است. در ادامه، برای متغیرهای مستقل دو دسته از مقادیر بحرانی برای انجام دادن آزمون کرانه ها توسط نارایان^۲ (۲۰۰۵) برای آزمون F محاسبه شده اند. کرانه پایین برای رگرسورهای $I(0)$ و کرانه بالا برای رگرسورهای $I(1)$ در نظر گرفته شده است. اگر مقدار آماره F از مقدار بحرانی کرانه بالا بزرگتر باشد، می توان بدون توجه به درجه همجمعی

1. Pesaran, et al.

2. Narayan

متغیرها فرض صفر مبنی بر وجود نداشتن رابطه بلندمدت را رد کرد. اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، نمی‌توان فرض صفر را رد کرد. در نهایت، اگر مقدار آماره آزمون میان مقادیر کرانه پایین و کرانه بالا قرار گیرد، نتیجه آزمون نامشخص است. پس از گام دوم، و در صورت وجود رابطه همجمعی میان متغیرها، در گام سوم می‌توان ضرایب بلندمدت را برآورد کرد.

۵. نتایج

نخستین قدم در برآورد ضرایب مربوط به معادله شماره (۱)، محاسبه نوسانات نرخ ارز و قیمت نفت می‌باشد. پس از محاسبه نوسانات متغیرهای نرخ ارز و قیمت نفت، مانایی متغیرها به وسیله آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد و سپس با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد، با استفاده از الگوی سری زمانی مناسب، ضرایب معادله برآورد شماره (۱) می‌شوند.

برآورد واریانس شرطی یک متغیر در سه مرحله انجام می‌شود: الف) انتخاب بهترین الگوی ARIMA برای متغیر مورد نظر که معمولاً با استفاده از روش باکس جنکینز^۱ انجام می‌گیرد؛ ب) انجام آزمون‌های تشخیص و آزمون واریانس ناهمسانی بر روی پسماندهای معادله ARIMA؛ ج) در صورت تأیید وجود واریانس شرطی، برآورد مدل گارچ و محاسبه واریانس شرطی. به منظور انتخاب الگوی ARIMA از آماره شوارتز-بیزین استفاده شده است؛ به این ترتیب که هر یک از الگوهای تخمین‌زده شده که معکوس ریشه به دست آمده برای فرایند خودرگرسیو و میانگین متحرک کوچک‌تر و مساوی یک باشند، مقدار آماره شوارتز کمتری داشته باشد، انتخاب می‌شود. در جدول شماره ۱، الگوهای مختلف ARIMA با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

جدول ۱. مقایسه آماره شوارتز بیزین الگوهای ARMA مختلف برای قیمت نفت

MA \ AR	۰	۱	۲
۰	-	۱۴/۹۴۵۱	۱۵/۰۸۶۴
۱	۱۵/۰۵۴۹	۱۴/۸۶۲۱	۱۵/۳۱۵۰
۲	۱۵/۲۲۶۸	۱۵/۱۲۷۳	۱۵/۴۷۱۹

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آماره روش باکس جنکینز، الگوی $ARMA(1,1)$ انتخاب شده است. که خصوصیات این الگو در جدول شماره ۲ آمده است.

جدول ۲. الگوی $ARMA(1,1)$ برای قیمت نفت

متغیر	ضریب	Prob
C	۳۸/۵۲	۰/۰۲۳
AR(1)	۰/۹۴	۰/۰۰۰
MA(1)	۰/۵۲	۰/۰۰۰
R^2	۰,۸۷۹	
F	۱۴۶/۳۳	۰/۰۰۰
Serial Correlation LM Test	F=۱/۲۵	۰/۰۹۳
ARCH Test	F=۸/۷۲	۰/۰۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده بر اساس آزمون‌های خود همبستگی و واریانس ناهمسانی، باقیمانده‌های الگوی $ARMA$ دچار خودهمبستگی نیستند؛ اما دچار مشکل واریانس ناهمسانی هستند و بنابراین، از الگوی گارچ برای تخمین رابطه واریانس ناهمسانی شرطی بین باقیمانده‌های الگو استفاده می‌کنیم. الگوی گارچ مناسب برای باقیمانده‌های الگوی $ARMA$ ، الگوی $GARCH(1,1)$ می‌باشد؛ که نتایج به دست آمده بر اساس این الگو در جدول شماره ۳ آمده است.

جدول ۳. الگوی $GARCH(1,1)$

متغیر	ضریب	Prob
C	۲۷/۶۴	۰/۱۷۵
$RESID(-1)^2$	۰/۳۷	۰/۰۶۱
GARCH(-1)	۰/۷۴	۰/۰۲۴
R^2	۰/۸۹۴	
F	۱۷۴/۳۴	۰/۰۰۰
ARCH Test	F=۱/۰۶	۰/۴۳۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون واریانس ناهمسانی بر روی باقیمانده‌های الگوی گارچ، نشان می‌دهد که باقیمانده الگو واریانس همسان است. به منظور محاسبه نوسانات نرخ ارز نیز طبق روش مورد استفاده در مورد قیمت نفت عمل می‌شود. ابتدا الگوهای اریمای مختلف تخمین زده شده و با استفاده از الگوی گارچ، نوسانات این متغیر استفاده می‌گردد.

جدول ۴. مقایسه آماره شوارتز بیزین الگوهای ARMA مختلف برای نرخ ارز

AR \ MA	۰	۱	۲
۰	-	۱۹/۰۳۸۷	۱۹/۳۱۲۷
۱	۲۰/۳۵۸۰	۱۸/۹۳۵۰	۱۹/۰۸۳۶
۲	۲۰/۵۰۸۴	۱۹/۰۹۱۲	۱۹/۳۰۹۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آماره روش باکس جنکینز، الگوی ARMA(1,1) انتخاب شده، که خصوصیات این الگو در جدول شماره ۵ آمده است.

جدول ۵. الگوی ARMA(1,1) برای نرخ ارز

متغیر	ضریب	Prob
C	۲۵۳۶۰/۷۱	۰/۱۷۹
AR(1)	۰/۸۷	۰/۰۰۰
MA(1)	-۰/۲۱۴	۰/۰۰۰
R ²	0/874	
F	۳۱۲/۸۱	۰/۰۰۰۰
ARCH Test	F=۲۵/۴۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج، باقیمانده‌های الگوی ARMA دچار خودهمبستگی نیستند؛ اما دچار مشکل واریانس ناهمسانی هستند و بنابراین، از الگوی گارچ برای تخمین رابطه واریانس ناهمسانی شرطی بین باقیمانده‌های الگو استفاده می‌کنیم. الگوی گارچ مناسب برای باقیمانده‌های الگوی ARMA، الگوی GARCH(1,1) می‌باشد؛ که نتایج به دست آمده بر اساس این الگو در جدول شماره ۶ آمده است.

جدول ۶. الگوی GARCH(1,1)

متغیر	ضریب	Prob
C	-۹۰/۷۴	۰/۰۷۱
RESID(-1) ²	۰/۵۶	۰/۰۰۰
GARCH(-1)	۰/۸۳	۰/۰۰۰
R ²	۰/۹۴۴	
ARCH Test	F=۰/۷۳۰	۰/۸۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون واریانس ناهمسانی روی باقیمانده‌های الگوی گارچ، نشان می‌دهد که باقیمانده الگو واریانس همسان است. بنابراین از جذر مقادیر گارچ به دست آمده به عنوان شاخصی برای نوسانات در قیمت نفت و نرخ ارز استفاده می‌گردد. به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته بودن عرض از مبدأ و روند استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول شماره (۷) گزارش شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	آماره آزمون در سطح	آماره آزمون با یک بار تفاضل	نتیجه*
TEPIX	۱/۲۴	-۶/۳۷	با یک بار تفاضل مانا
VEX	-۱/۴۳	-۳/۱۶	با یک بار تفاضل مانا
VOILP	-۳/۱۷	-	مانا در سطح
INF	-۰/۸۹	-۵/۱۶	با یک بار تفاضل مانا
M	۳/۵۷	-۳/۲۰	با یک بار تفاضل مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

*تعداد وقفه بهینه آزمون به صورت خودکار با توجه به معیار شوارتز- بیزین برابر ۶ انتخاب شده و مقادیر بحرانی آماره در سطح احتمال ۹۵ درصد برابر با ۱/۹۴۵۵۹۶- است.

نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای الگو بجز نوسانات قیمت نفت در سطح نامانا هستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. بنابراین، متغیرها ترکیبی از $I(1)$ و $I(0)$ هستند، و از این رو با توجه به مطالب گفته شده در بخش سوم، از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به منظور برآورد ضرایب معادله شماره (۳) استفاده می‌شود. در جدول شماره ۸ نتایج مربوط به تخمین الگوی کوتاه‌مدت آمده است.

جدول ۸. برآورد ضرایب کوتاه مدت

متغیر	ضریب	سطح احتمال
TEPIX(-1)	۰/۴۶	۰/۰۰۰
VEX	-۰/۱۲	۰/۰۳۵
VOILP	-۳۶۴/۲۵	۰/۰۰۰
VOILP(-1)	-۵۰۷/۴۱	۰/۰۰۷
INF	۲۴/۹۱	۰/۰۴۱
M	۰/۰۴	۰/۰۰۳
C	-۵۴۷/۳	۰/۸۴۷
R^2	۰/۸۴۹۳۵	
F	۱۱۵/۳۴ (۰/۰۰۰)	
DW	۱/۸۴۷	

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که ضرایب کوتاه مدت نشان می‌دهند، نوسانات نرخ ارز، رابطه منفی و معناداری با شاخص قیمت بازار سهام دارد، بدین معنی که همراه با افزایش نوسانات نرخ ارز، شاخص قیمت بازار سهام کاهش می‌یابد. نوسانات قیمت نفت در وقفه جاری و با یک وقفه تأخیر، رابطه منفی و از نظر آماری کاملاً معناداری بر شاخص قیمت سهام در بازار سهام در ایران داشته است، و همراه با افزایش نوسانات قیمت نفت و افزایش نااطمینانی بعد از سرمایه‌گذاری در بازار سهام و به تبع آن، شاخص قیمت بازار سهام کاهش شدید داشته است. همچنین نتایج کوتاه مدت نشان می‌دهد که تورم، رابطه مثبت و از نظر آماری، معناداری با شاخص قیمت سهام دارد، و افزایش حجم پول نیز در دوره مورد بررسی، تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت سهام داشته است. در این پژوهش به منظور بررسی رابطه بلندمدت، از آزمون کرانه‌ها استفاده شده، که نتایج این آزمون در جدول شماره (۹) گزارش شده، و همان‌گونه که از نتایج نشان می‌دهد، آماره F به دست آمده، از مقدار بحرانی جدول در سطوح اطمینان ۹۵ درصد بیشتر است و بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر اینکه در بلندمدت، رابطه همجمعی بین متغیرها وجود ندارد، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

جدول ۹. نتایج آزمون کرانه‌ها

آماره F به دست آمده	مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد		مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۰ درصد	
	کرانه پایین	کرانه بالا	کرانه پایین	کرانه بالا
۸/۲۱۴۳	۴/۳۹۷۱	۵/۴۷۲۸	۳/۵۱۴۷	۴/۶۷۸۳

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه به منظور بررسی تعدیل تکانه‌های وارده بر الگو، از مدل تصحیح خطا استفاده شد. ضریب تصحیح خطای به دست آمده برای الگو برابر $۰/۳۰۷$ - می‌باشد و از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار و نشان دهنده این مطلب است که اگر شوکی به الگو وارد شود، در هر دوره (فصل)، ۳۰ درصد آن شوک خنثی می‌گردد. نتایج آزمون کرانه‌ها نشان می‌دهد که رابطه همجمعی بین متغیرها در بلندمدت برقرار است، که در ادامه، به بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها پرداخته می‌شود.

جدول ۱۰. برآورد ضرایب بلندمدت

متغیر	مقدار آماره	سطح احتمال
VEX	-۰/۰۹	۰/۰۰۷
VOILP	-570/12	۰/۰۰۰
INF	۱۲۴/۶۳	۰/۰۲۰
M	۰/۰۷	۰/۰۰۰
C	-۳۴۱/۵	۰/۱۴۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت همانند کوتاه مدت، نوسانات نرخ ارز و قیمت نفت، ارتباط منفی و معناداری با شاخص قیمت بازار سهام دارند و همراه با افزایش نوسانات در این متغیرها، شاخص قیمت سهام کاهش می‌یابد. تورم و حجم پول نیز رابطه مثبت و از نظر آماری، معناداری با نوسانات شاخص قیمت سهام دارند.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به اهمیت بازار سهام و نقش آن در جمع‌آوری سپرده‌ها و تأمین مالی مؤسسات و اهمیت شاخص قیمت بازار سهام، در این پژوهش، تأثیر نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز بر شاخص قیمت بازار سهام در ایران مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در کوتاه مدت و بلند مدت، افزایش در نوسانات نرخ ارز و قیمت نفت باعث کاهش شاخص قیمت سهام می‌شوند، بنابراین فرضیات پژوهش مبنی بر اینکه افزایش در نوسانات نرخ ارز و قیمت نفت، تأثیر منفی بر شاخص قیمت سهام دارند، مورد تأیید قرار می‌گیرند. بنابراین، در ایران همراه با افزایش نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز، نااطمینانی در اقتصاد کلان گسترش می‌یابد و به تبع آن، سرمایه‌گذاری و سودآوری شرکت‌های موجود در بازار سهام کاهش می‌یابد.

نتایج دیگر این پژوهش نشان می‌دهند که همراه با افزایش شاخص قیمت‌ها و حجم پول، شاخص قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه بی‌ثباتی قیمت نفت یک متغیر برونزا در اقتصاد ایران محسوب می‌شود و نمی‌توان آن را کاهش داد، لذا مهم‌ترین توصیه سیاستی مطالعه حاضر، آن است که سیاستگذاران و متولیان امر با استفاده از تجارب موفق سایر کشورهای نفتی و نیز تجربه کسب شده از حساب ذخیره ارزی، نسبت به تأسیس نهادی همانند صندوق پس‌انداز و سرمایه‌گذاری اقدام کنند، تا از

ورود مستقیم شوک‌ها و نوسانات برونزا به اقتصاد داخلی جلوگیری کرده و اثرات منفی بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی و درآمدهای دولت، کنترل شده و بازار سهام را از نوسانات نجات دهد. البته می‌باید صندوق استقلال نسبی حقوقی و اقتصادی داشته باشد، تا چارچوب‌های مورد نظر درباره انباشت وجوه، مدیریت مخاطره، بازده و تنوع‌سازی پورترفوی و سود، از پایداری لازم برخوردار باشد.

لازم به یادآوری است، علاوه بر اقدام مذکور که عمده‌تأ به کاهش بی‌ثباتی و مدیریت مناسب درآمدهای حاصل از صدور نفت می‌انجامد، ضرورت دارد اقدامات مکمل دیگری نیز در زمینه اقتدار سیاست‌های مالی و پولی در جهت مدیریت سمت مخارج و تقاضا انجام گیرد.

منابع

- پدرام، مهدی. (۱۳۹۱). اثر نوسانات نرخ ارز بر روی نوسانات بازار سهام در ایران. *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره ۱۵، صص ۸۳-۹۶.
- پورعبدالهان کویچ، محسن؛ اصغرپور، حسین و ذوالقدر، حمید. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین قیمت سهام و نرخ ارز در کشورهای صادرکننده نفت: رویکرد هم‌انباشتگی. *سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۴، صص ۶۱-۸۶.
- تشکینی، احمد. (۱۳۸۴). اقتصادسنجی کاربردی به کمک میکروفیت. تهران: موسسه فرهنگی هنری دیباگران.
- تقوی، مهدی. (۱۳۸۲). اثرات تغییر نرخ ارز بازار آزاد و جریان نقد آتی بر ارزش سهام شرکتهای سهامی عام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۰، صص ۲۵-۴۷.
- حلافی، حمیدرضا؛ اقبالی، علیرضا و گسگری، ریحانه. (۱۳۸۳). انحراف نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۳، صص ۱۶۷-۱۸۸.
- حیدری، حسن؛ بشیری، سحر. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل VAR-GARCH. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی* شماره ۹ پاییز ۱۳۹۱، صص ۷۱-۹۲.

- حیدری، حسن؛ پروین، سهیلا؛ شاکری، عباس و فیضی ینگجه، سلیمان. (۱۳۸۹). نوسانات تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی در ایران: مشاهداتی بر پایه مدل‌های GARCH. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۳، صص ۲۱۰-۱۸۹.
- داورزاده، مهتاب. (۱۳۸۶). پیش بینی شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: رویکردی بر تحلیل تکنیکی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.
- دایی کریم‌زاده، سعید؛ شریفی‌رنانی، حسین و قاسمیان مقدم، لطفعلی. (۱۳۹۳). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بانک‌ها، *مجله اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی)*، شماره ۱۳، صص ۹۰-۶۵.
- شکی، سمانه و توفیقی، حمید. (۱۳۹۱). تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازدهی بازار سهام ایران. دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی با محوریت برنامه‌ریزی منطقه‌ای، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی سنندج.
- صادقی شاهدانی، مهدی و محسنی، حسین. (۱۳۹۲). تأثیر قیمت نفت بر بازده بازار سهام: شواهدی از کشورهای صادر کننده نفت خاورمیانه. *پژوهش‌های برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری انرژی*، سال اول، شماره ۳، صص ۱۶-۱.
- صمدی، علی حسین و پهلوانی، مصیب. (۱۳۸۸). همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد. انتشارات نور علم.
- صمدی، سعید؛ همایون رنجبر و فاطمه صالحی (۱۳۸۵). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران. *مجله دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان*، شماره ۴۰، صص ۷۲-۵.
- طاهری، حامد و صارم صفاری، میلاد. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران؛ با استفاده از رویکرد ARDL. *فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی*، سال نوزدهم، شماره ۶۰، صص ۸۰-۶۳.
- قالیباف اصل، حسن. (۱۳۸۱). بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مدیریت دانشگاه تهران.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. تهران: انتشارات رسا.

- Abouwafia, H. E., & Chambers, M. J. (2015). Monetary policy, exchange rates and stock prices in the Middle East region. *International Review of Financial Analysis*, 37, 14-28.
- Azman-Saini, W. N. W., Habibullah, M. S., Law, S. H., & Dayang-Afizzah, A. M. (2006). Stock Prices, Exchange Rates and Causality in Malaysia: MPRA paper ,No. 656.
- Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Frankel, J. A. (1987). *Monetary and Portfolio-Balance Models of Exchange Rate Determination*. University of California, Berkeley, Department of Economics.
- Gan, C., Lee, M., Yong, H. H. A., & Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101.
- Gavin, M. (1989). The stock market and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 8(2), 181-200.
- Liang, C. C., Lin, J. B., & Hsu, H. C. (2013). Reexamining the relationships between stock prices and exchange rates in ASEAN-5 using panel Granger causality approach. *Economic Modelling*, 32, 560-563.
- Markowitz, H. M. (1991). Foundations of portfolio theory. *The Journal of Finance*, 46(2), 469-477.
- Morley, B. (2009). Exchange Rates and Stock Prices in the Long Run and Short Run. Working Paper, No 5/09.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.

- Nieh, C. C., & Lee, C. F. (2002). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 477-490.
- Pan, M. S., Fok, R. C. W., & Liu, Y. A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. *International Review of Economics & Finance*, 16(4), 503-520.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1996). Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71(1), 117-143.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Subair, K., & Salihu, O. M. (2004). Exchange Rate Volatility and the Stock Market: The Nigerian experience. *Kwara State University*.
- Toda, H.Y. & T. Yamamoto. 1995. "Statistical Inference in Vector auto- Regression with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, 66; pp.225-250.
- Yau, H. Y., & Nieh, C. C. (2009). Testing for Cointegration with Threshold Effect Between Stock Prices and Exchange Rates in Japan and Taiwan. *Japan and the World Economy*, 21(3), 292-300.
- Zhao, H. (2010). Dynamic Relationship Between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103-112.