فصلنامـه اقتصاد مالی
سال پانزدهم / شماره ٥٤ / بهار ١٤٠٠
صفحه ٨٣ تا ١٠٥

پوشش ریسک قیمت سهام صنایع بورسی با نرخ ارز (چندرشته ای صنعتی، بانک و سرمایه‌گذاری)

مریم بذرائی[1]
صالح قویدل[2]
قدرت‌الله امام وردی[3]
محمود محمودزاده[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۱۱

چکیده

در این پژوهش به‌منظور مدیریت ریسک سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه، پوشش ریسک قیمت سهام صنایع بورسی منتخب با نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از مدل‌های DCC و ADCC استفاده گردید. داده‌های مورد استفاده، بازده سهام صنایع بورسی و نرخ ارز به‌صورت روزانه طی بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۹ است. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی متقارن بین قیمت سهام این صنایع با نرخ ارز، در هر دو بحران ارزی وجود دارد. همچنین یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، در هر دو بحران ارزی بالاترین کارایی پوشش ریسک به ترتیب مربوط به صنعت چند رشته‌ای صنعتی و سرمایه‌گذاری است، درحالی‌که پایین‌ترین آن مربوط به صنعت بانکداری است. بزرگ‌ترین مقدار ضریب پوشش ریسک در بحران ارزی اول و دوم به ترتیب مربوط به صنایع چند رشته‌ای صنعتی و بانک است. کمترین مقدار ضریب پوشش ریسک در هر دو بحران مربوط به صنعت سرمایه‌گذاری است. بالاترین مقدار میانگین وزنی پرتفوی بهینه در هر دو بحران ارزی مربوط به صنعت بانکداری است. نتایج این تحقیق فرصتی را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند تا از استراتژی‌های پوشش ریسک و تخصیص دارایی‌ها به‌طور مطلوب استفاده کنند.

واژه‌های کلیدی: بازار سهام، نرخ ارز، استراتژی پوشش ریسک، سبد دارایی بهینه.
طبقه بندی JEL: F31,G32,G11,C58

۱- گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران، maryambazraei@yahoo.com
۲- گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران،نویسنده مسئول، salleh_mogh@yahoo.com
۳- گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی ، واحد تهران مرکزی، ، تهران، ایران، ghemamverdi@iauctb.ac.ir
۴- گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران،mahmod.ma@yahoo.com

۱- مقدمه

فضای پیچیده بازارهای مالی و اقتصادی و ارتباط تنگاتنگ این بازارها با یکدیگر و همچنین نیاز حیاتی به پیش‌بینی سناریوهای مالی و اقتصادی آتی، پژوهشگران حوزه مالی را بر آن داشته تا با کشف و تحلیل این ارتباطات میان بازاری بتوانند گامی مؤثر و روبه‌جلو در جهت تحقق اهداف نظام مالی و اقتصادی بردارند. در این راستا بررسی اثر سرایت‌پذیری بازارها بر یکدیگر از اهمیت بسزایی برخوردار است؛ چرا که با درک و تبیین این موضوع قابلیت پیش‌بینی سایر بازارها امکان‌پذیر می‌گردد. با توجه به اینکه بازارهای مالی با یکدیگر مرتبط هستند، اطلاعات ایجادشده در یک بازار، می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد (نیکو مرام و همکاران، ۱۳۹۳). در سال‌های اخیر، یکی از چالش‌های بزرگ در بازار سهام، سرایت بحران‌های است که باعث ایجاد تلاطم، در این بازارها می‌شود. تلاطم‌های ایجادشده به‌عنوان یک عامل مؤثر در تعیین ریسک سرمایه‌گذاری، می‌تواند نقش مهمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران ایفا کند (اربابی، ۱۳۹۷).

روش‌های مختلفی برای پوشش ریسک ناشی از تلاطم قیمت دارایی سهام وجود دارد. یکی از ابزارهای پوشش ریسک، استفاده از دارایی‌های مالی جایگزین نظیر ارز و ایجاد سبد دارایی ترکیبی است. به‌طور معمول سرمایه‌گذاران به‌منظور کاهش ریسک، تنوع بخشیدن به دارایی‌ها را به عنوان سیاستی اساسی اعمال می‌کنند. تنوع‌بخشی کارا سبد دارایی‌های مالی توسط سرمایه‌گذاران بدون آگاهی از روابط بین دارایی‌های مورد نظر امکان‌پذیر نخواهد بود (فتاحی و همکاران، ۱۳۹۶).

بازار اوراق بهادار و ارز همواره به‌عنوان بخش‌های حساس بازارهای مالی هستند. این دو بازار به سرعت از نوسانات و سیکل‌های تجاری در اقتصاد تأثیر پذیرفته و تغییرات اقتصادی را به سرعت منعکس می‌نمایند. در عین حال، آشفتگی در یک یا هر دو بازار به ایجاد نگرانی در میان سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران بازارها می‌انجامد. اگرچه اتفاق نظر تئوریکی در مورد تعامل بین قیمت‌های سهام و نرخ‌های تبادلی ارز وجود ندارد، باید توجه داشت که متغیرهای بینابینی چون ثروت، تقاضا برای پول و نرخ‌های بهره نقش عظیمی در ایجاد پیوند بین آن‌ها را ایفا می‌نماید (صالح[1]، ۲۰۰۸).

از اوایل تابستان ۱۳۹۰ تاکنون، اقتصاد ایران در نتیجه اعمال تحریم‌ها، خروج یک‌جانبه آمریکا از برجام[2]، رشد فزاینده نقدینگی در سالیان متمادی و سایر عوامل، وضعیت بسیار ویژه‌ای را شاهد بوده است. بعد از مدت‌ها مدیریت نرخ ارز در کشور، بی‌ثباتی این بازار را فرا گرفت و به دنبال این مسئله سایر بازارهای مالی نیز دچار نوسانات فزاینده‌ای شدند. رکوردشکنی‌های شاخص بورس اوراق بهادار تهران نیز از سال ۱۳۹۱ آغاز شد و در تیرماه سال ۱۳۹۹ به اوج خود رسید. با توجه به

رکود فعالیت‌های اقتصادی و تورم بالا، ورود به بازار بورس اوراق بهادار یا بازار ارز به‌عنوان جایگزین‌های سرمایه‌گذاری پیش روی سرمایه‌گذارانی بود که پول داغ[۳] در دست خود داشتند.

در چنین فضای آشفته‌ای که در بازار دارایی‌های یادشده به وجود آمده بود، می‌توان این پرسش‌ها را مطرح کرد که آیا نوسانات نرخ ارز و قیمت سهام صنایع بورسی همبستگی در طول زمان داشته‌اند؟ در کدامیک از صنایع بورسی هنگام سرمایه‌گذاری باید سرمایه بیشتری را برای پوشش ریسک استفاده کرد؟ کارایی پوشش ریسک در کدامیک از صنایع بورسی بالاتر می‌باشد؟ کدامیک از صنایع بورسی وزن بیشتری در پرتفوی بهینه خواهند داشت؟

تنوع‌بخشی، پوشش و مدیریت ریسک پرتفوهای سرمایه‌گذاری بدون آگاهی از رفتار و روابط بین دارایی‌های مورد نظر امکان‌پذیر نخواهد بود و یافتن پاسخ پرسش‌های یاد شده می‌تواند بینش روشنی در مورد تحلیل و پیش‌بینی تحولات بازدهی دارایی‌ها و استفاده از آن برای اتخاذ استراتژی‌های مناسب سرمایه‌گذاری ارائه دهد.

برای دست‌یابی به اهداف، مقاله در پنج بخش سازمان‌دهی شده است: پس از مقدمه، ادبیات مرور می‌شود. سپس، روش تحقیق بیان می‌شود. بخش چهارم، شامل یافته‌هاست و بخش پایانی به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲- مروری بر ادبیات

رابطه نرخ ارز و بازار سهام را می‌توان از دو جنبه نظری بررسی کرد: ۱) مدل‌های جریان‌گرا[۴] و ۲) مدل‌های سهام‌گرا[۵] (لیانگ و همکاران[۶]، ۲۰۱۳). در مدل‌های جریان‌گرا، نرخ ارز هدایت کننده بازار سهام است در حالی‌که در مدل‌های سهام‌گرا، بازار سهام نرخ ارز را هدایت می‌کند (چن و چن[۷]، ۲۰۱۲).

مدل‌های جریان گرا، فرض می‌کنند که حساب جاری کشور و تراز جاری دو عامل مهم تعیین کننده نرخ ارز هستند. براین اساس تغییرات در نرخ ارز بر رقابت بین‌المللی و تراز تجاری و بدین ترتیب بر متغیرهای واقعی اقتصاد همچون تولید و درآمد واقعی و نیز بر جریان نقدینگی آتی و جاری شرکت‌ها و قیمت سهام آن‌ها اثر می‌گذارد (درونبوش و فیشر[۸]، ۱۹۸۰). تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر ارزش دارایی‌ها و فعالیت‌های بین‌المللی شرکت‌ها اثر گذارد، به‌عنوان مثال بر اثر افزایش نرخ ارز، ارزش فعالیت‌های خارجی شرکت‌ها و یا دارایی‌های داخلی وارداتی آن‌ها افزایش می‌یابد (اگاروال[۹]، ۱۹۸۱).

از سوی دیگر، در صورت افزایش نرخ ارز ارزش فعلی هزینه استهلاک دارایی‌های شرکت‌ها نیز کاهش می‌یابد. این تغییرات به‌صورت سود یا زیان در ترازنامه و به‌تبع آن، در حساب جاری شرکت‌ها

بازتاب داده می‌شود؛ بنابراین، با انتشار سود یا زیان شرکت‌ها، قیمت سهام آن‌ها نیز دستخوش تغییر می‌گردد (نیه ولی[۱۰]، ۲۰۰۱).

علاوه بر این، بسته به اینکه شرکت، یک شرکت صادرکننده باشد و یا به شدت به نهاده‌های وارداتی وابسته باشد، تغییرات نر خ ارز بر حجم تولید و قیمت سهام آن اثر می‌گذارد (گرنجر و همکاران[۱۱]، ۲۰۰۰). به عنوان مثال چنانچه شرکتی به شدت به نهاده‌های وارداتی وابسته باشد، با افزایش نرخ ارز، می‌بایست مبالغ بیشتری از نقدینگی خود را صرف واردات کند. این امر موجب افزایش هزینه‌های تولید و کاهش حاشیه سود شرکت می‌شود که اثر منفی بر حجم تولید، توزیع سود و بازده سهام شرکت می‌گذارد؛ بنابراین، قیمت سهام شرکت با کاهش همراه خواهد شد.

بودنار و جنتری[۱۲] (۱۹۹۳) اثر نرخ ارز بر قیمت سهام را با توجه به خصوصیات صنعت این‌گونه توضیح می‌دهند: تقویت پول رایج (کاهش نرخ ارز) بر جریان نقدی شامل واردکنندگان، تولیدکنندگان کالاهای غیرمبادله‌ای و مصرف‌کنندگان کالاهای بین‌المللی (مانند طلا) اثر مثبت گذاشته و در مقابل بر جریان نقد مشتمل بر صادرکنندگان، تولیدکنندگان رقیب کالاهای وارداتی و سرمایه‌گذاران خارجی (مانند شرکت‌های چندملیتی) اثر منفی می‌گذارد و موجب تغییر قیمت سهام آن‌ها می‌شود.

در مقابل، بر اساس مدل‌های سهام‌گرا، فرض می‌شود که حساب سرمایه، عامل تعیین کننده نرخ ارز است. این مدل‌ها شامل مدل توازن پرتفلیو و مدل پولی می‌باشند. در مدل پرتفلیو، برنسون[۱۳] (۱۹۸۳) چنین عنوان می‌کند که رابطه منفی بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. طبق این مدل کاهش قیمت سهام باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی می‌گردد. این امر منجر به تقاضای کمتر برای پول به همراه نرخ بهره پایین‌تر می‌شود. کمتر شدن نرخ بهره موجب خروج سرمایه به سمت بازارهای خارج از کشور، با فرض ثبات سایر شرایط و کاهش ارزش پول داخلی و گران‌تر شدن نرخ ارز می‌شود. بر اساس مدل پولی گاوین[۱۴] (۱۹۸۹) برعکس دو مدل فوق، بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای وجود ندارد. ازاین‌رو و بر اساس سه مدل تئوریک فوق به‌عنوان جمع‌بندی می‌توان عنوان نمود که مطالعات تئوریک نتیجه مشخص و معینی را در رابطه بین بازار ارز و قیمت سهام ارائه نمی‌نمایند.

از طرف دیگر بر اساس تئوری باتاچاریا و موخرجی[۱۵] (۲۰۰۲) تا دهه ۱۹۵۰ ریسک به‌عنوان یک عامل کیفی محسوب می‌شد تا اینکه با تلاش‌های مارکوئیتز ریسک کمیت‌پذیر شد و انحراف معیار جریان‌های نقدی طرح‌های سرمایه‌گذاری در شرایط مختلف به‌عنوان کمیت سنجش ریسک معرفی گردید. نرخ ارز یکی از اجزاء همراه با ریسک سبد دارایی است، بر اساس مدل ماکوئیتز تغییرات نرخ این دارایی می‌تواند بر تقاضای آن تأثیر گذاشته و متعاقباً باعث تغییر قیمت سهام

شود. زیرا مثلاً با پایین آمد نرخ ارز، بهای تمام شده محصولات کاهش می‌یابد و در نتیجه حاشیه سود هر سهم افزایش خواهد یافت و متعاقب آن، قیمت سهام شرکت نیز بالا خواهد رفت. با افزایش قیمت سهام شرکت‌ها، شاخص کل قیمت سهام نیز دستخوش تغییر مثبت می‌شود (حیدری و بشیری، ۱۳۹۱). بنابراین، سرمایه‌گذاران در حال تغییر نگرش خود درباره مدیریت ریسک هستند. بسیاری از استراتژی‌های پوشش ریسک به‌منظور پاسخگویی به این سؤال که چگونه می‌توان از سایر بازارها برای پوشش ریسک استفاده کرد در حال ظهور می‌باشد. با توجه به اینکه استخراج وزن‌های پرتفوی بهینه به سؤال مهمی برای سرمایه‌گذاران تبدیل شده است؛ لذا ساختن پرتفوی جهت پوشش ریسک با استفاده از سایر دارایی‌ها نظیر ارز، طلا، نفت و ... تبدیل به یک استراتژی مدیریت ریسک شده است. علاوه بر این، روابط سرریز نوسان بین دو بازار برای ساخت ضریب‌های پوشش و پرتفوهای بهینه اهمیت به سزای دارد (چانگ و همکاران[۱۶]،۲۰۱۱).

بر اساس مطالعات صورت گرفته برآورد ضریب پوشش ریسک بهینه و وزن‌های پرتفوی، به طوریکه سرمایه‌گذاران بتوانند هنگام اتخاذ استراتژی پوشش ریسک اطلاعات بیشتری در اختیار داشته باشند اهمیت زیادی دارد (هویسمن و همکاران[۱۷]،۲۰۰۹؛ یائو و وو[۱۸]، ۲۰۱۲). پژوهش‌گران علاوه بر بررسی رابطه بین نرخ ارز و بازار سهام با استفاده از روش‌های مختلف و استراتژی‌های پوشش ریسک مناسب در این بازارها را ارائه داده‌اند. به‌عنوان مثال، یوسف و همکاران[۱۹] (۲۰۲۱) به بررسی پوشش ریسک بازار سهام آسیا با طلا در دوره شیوع اپیدمی کرونا[۲۰] پرداختند. نتایج نشان داد که در طی دوره شیوع کرونا، طلا دارایی مناسبی برای پوشش ریسک قیمت‌های سهام در اکثر بازارهای سهام آسیا[۲۱] است. وزن بهینه سبد سهام- طلا در تمام بازارهای مورد مطالعه در زیر دوره کرونا کمتر از دوره قبل از کرونا است، در نتیجه سرمایه‌گذاران باید سرمایه‌گذاری خود را در طلا در زیر دوره کرونا افزایش دهند. اثربخشی پوشش برای اکثر بازارهای سهام آسیا در دوره فرعی کرونا بیشتر است.

حبیبی و لی[۲۲] (۲۰۱۹) به بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر قیمت‌های سهام در کشورهای گروه هفت[۲۳] طی بازه زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۶ پرداختند. آن‌ها نشان دادند که تغییر نرخ ارز در تمام کشورهای گروه هفت اثرات نامتقارن کوتاه‌مدتی بر قیمت‌های سهام دارد؛ اما در بلندمدت به استثناء کشور آلمان این نتایج برای سایر کشورها صادق نیست.

پولادیان و همکاران[۲۴] (۲۰۱۹) به بررسی رابطه بین نرخ ارز و بازارهای سهام در چهار کشور اروپای مرکزی و شرقی پرداختند. برآوردهای آن‌ها حاکی از تفاوت معنادار بین الگوهای همبستگی در چهار کشور نمونه است و همچنین درجه همگرایی نسبتاً کمی بین ارز خارجی در کشورهای اروپای مرکزی و شرقی وجود دارد.

سوسا و همکاران[۲۵] (۲۰۱۸) به بررسی پیوندهای پویا بین بازار سهام و نرخ ارز در کشورهای MILA[۲۶] پرداختند. نتایج نشان داد که بازدهی‌های سهام این کشورهای بر اساس دو نظام کم‌نوسان و پرنوسان تغییر می‌کند. همچنین، تأثیر بازارهای سهام بر نرخ ارز بیشتر از تأثیر نرخ ارز بر بازارهای سهام می‌باشد.

وانگ و همکاران[۲۷] (۲۰۱۶) به بررسی پوشش ریسک نرخ ارز با طلا پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که نوسانات نرخ ارز منجر به اثرات آستانه‌ای شده و بر کارآمدی پوشش ریسک طلا اثر می‌گذارد.

محمد ال هدی آروری[۲۸] (۲۰۱۵) به بررسی رابطه قیمت‌های جهانی طلا و بازده سهام در چین به‌منظور ارائه استراتژی‌های پوشش ریسک پرداختند. آن‌ها وزن‌های بهینه و نسبت‌های پوشش ریسک را برای سهام و طلا مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده و نشان دادند که چگونه می‌توان از نتایج تجربی برای اتخاذ استراتژی پوشش ریسک استفاده کرد.

باشر و همکاران[۲۹] (۲۰۱۵) همبستگی‌های شرطی بین بازارهای در حال ظهور سهام بورس، قیمت نفت، VIX، قیمت طلا و قیمت اوراق را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که در اکثر موقعیت‌ها، نفت بهترین دارایی برای پوشش ریسک قیمت‌های سهام در بازار نوظهور است.

ین هسین لی و همکاران[۳۰] (۲۰۱۴) به بررسی تشکیل پرتفوی قیمت سهام گروه هفت و نفت خام وست تگزاس پرداختند. آن‌ها علاوه بر بررسی سریز نوسانات بین قیمت سهام و قیمت نفت، نسبت بهینه وزن پرتفوی را نیز استخراج کرده‌اند .نتایج نشان داد که اثر پوشش ریسک[۳۱] در کانادا بالاترین و در ژاپن کمترین میزان را دارد. علاوه براین، ژاپن دارای بیشترین وزن بهینه پرتفوی و کمترین نسبت پوشش ریسک است.

حاتمی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی پویایی‌های نسبت بهینه پوشش ریسک در بازار سهام و طلا پرداختند. نتایج نشان داد که پویایی نرخ بهینه پوشش ریسک طی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ افزایش و طی دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ یک تغییر رژیم در روند این نسبت رخداده است. همچنین سرمایه‌گذاران برای پوشش ریسک سرمایه‌گذاری در بازار سهام، از بازار طلا استفاده نمایند و طلا را به‌عنوان یک کالای همراه با دارایی سهام در سبد دارایی در نظر بگیرند.

الهام فرزانگان (۱۳۹۷) با استفاده از به‌کارگیری نسل جدید مدل‌های نوسان پذیری چندمتغیره به تخمین و بررسی عملکرد پوشش ریسک بازار نقد با بازار آتی سکه بهار آزادی پرداخته است. نتایج حاکی از برتری نسبت‌های پوشش ریسک به دست آمده از مدل GO-GARCH در مقایسه با سایر مدل‌های رقیب، برای پوشش ریسک نوسانات قیمت‌های نقد با آتی سکه بهار آزادی است.

همچنین نتایج نشان داد که قیمت‌های نقد و آتی طی دوران تنش در بازار سکه، گرایش به هم حرکتی دارند.

صرافی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی تقارن یا عدم تقارن اثر شوک‌های مثبت و منفی دلار در بازار آزاد بر شاخص صنایع شیمیایی و فلزات اساسی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که افزایش نرخ دلار بر هر دو شاخص در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنی‌دار دارد اما اثرگذاری کاهش آن بی‌معنی می‌باشد. به علاوه ضرایب استخراج شده نشان از اثرگذاری بیشتر شوک مثبت دلار آزاد بر شاخص شیمیایی نسبت به شاخص فلزات اساسی دارد.

بت شکن و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی اثرات سرریزی نرخ ارز دلار و یورو بر شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی به منظور تبیین ابعاد سیستمی سرریز نوسان از بازار ارز به بخش پولی و مالی کشور پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها مؤید وجود همبستگی‌های شرطی مثبت کوتاه‌مدت نرخ ارز دلار، نوسان‌های بلندمدت نرخ ارز یورو و وجود اثرات سرریزی نرخ ارز بر شاخص بانک‌ها و مؤسسات اعتباری است.

جهانگیری و حکمتی (۱۳۹۴) به بررسی روابط بین بورس اوراق بهادار تهران، بازار ارز و سکه (به‌عنوان بازارهای داخلی) و بازارهای نفت، طلا، بازار سهام آمریکا و شاخص بازار سهام اروپا (به‌عنوان بازارهای بین‌المللی) پرداختند. نتایج نشان داد که در بازدهی پایین آثار سرریز قابل توجهی بین بازارها وجود ندارد. همچنین، وقتی بازارهای سهام در رژیم صفر (وضعیت بازدهی کم) قرار می‌گیرند، بازار طلا به‌عنوان بازار واسط برای انتقال شوک‌ها میان بازارهای سهام بزرگ دنیا و بازارهای دارایی در داخل ایران عمل می‌کند. در مقابل وقتی بازارهای سهام در رژیم یک (وضعیت بازدهی بالا) قرار می‌گیرند، بازار نفت به‌عنوان بازار واسط برای انتقال شوک‌ها به بازارهای دارایی در داخل ایران عمل می‌کند.

علمی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی اثر تغییرات ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان دو بازار طلا و سهام ایران پرداختند. نتایج نشان داد که تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای مورد مطالعه به صورت دوطرفه بوده است و تعیین نادرست تغییرات ساختاری باعث گمراهی در ارزیابی تکانه و سرریز در متغیرهای مورد مطالعه شده است.

نیکو مرام و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی سرایت تلاطم بازارهای ارز و طلا بر بازار سرمایه‌بر صنایع بورسی به تفکیک صادرات و واردات محور پرداختند. نتایج نشان داد که اثر سرایت‌پذیری صنایع بورسی صادرات محور از بازار موازی ارز تأیید می‌شود؛ ولی بر اساس نتایج بدست آمده سرایت گذاری از سوی بازار موازی طلا مورد تأیید قرار نگرفته است. در همین راستا اثر سرایت‌پذیری صنایع واردات محور نیز از بازارهای موازی ارز و طلا تأیید نشده است.

فلاحی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران پرداخته‌اند. نتایج حاکی از وجود همبستگی شرطی زیاد بین بازده نرخ ارز و سکه طلا و همچنین همبستگی شرطی کم بین بازده شاخص بازار سهام با نرخ ارز و سکه طلا است. همچنین بر اساس نتایج این مطالعه بازار سهام نسبت به سایر دارایی‌ها برای سرمایه‌گذاری مناسب‌تر است.

حسن حیدری و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی رابطه بین نوسانات نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که بین متغیر نا اطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد و بین نا اطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز، رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

تفاوت عمده مطالعه حاضر با مطالعات یاد شده را می‌توان در تکنیک به کار گرفته‌شده به‌منظور بررسی ارتباطات و واکنش بازار ارز و شاخص قیمت صنایع مختلف بورسی و دوره تحقیق بیان کرد. از دیگر تفاوت‌ها می‌توان به استخراج ضرایب پوشش ریسک، شناسایی صنایع با بالاترین کارآمدی پوشش ریسک به همراه تعیین وزن‌های بهینه پرتفوی سرمایه‌گذاری متشکل از ارز و سهام اشاره کرد.

۳- روش‌شناسی

۳-۱- مدل همبستگی پویا

مدل همبستگی‌های شرطی پویا متقارن (DCC) توسط اِنگل[۳۲] (۲۰۰۲) و مدل همبستگی‌های شرطی پویا نامتقارن (ADCC) توسط کاپیلو و همکاران[۳۳] (۲۰۰۶) ارائه گردید برای بررسی نامتقارن بودن همبستگی‌های پویا بین بازارهای مالی به کار می‌روند. مدل همبستگی‌های شرطی پویا (DCC) دربرگیرنده مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) بولرسلوف[۳۴] (۱۹۹۰) بوده و فرض می‌کند همبستگی‌های شرطی، وابسته به زمان هستند. ویژگی این مدل این است که می‌توان آن را حتی برای مجموعه داده‌های چند بعدی با استفاده از رویه دومرحله‌ای برآورد کرد. در مرحله اول، واریانس‌های شرطی با برآورد دنباله‌ای از مدل‌های GARCH تک‌متغیره بدست می‌آیند. در مرحله دوم، ضرایب عرض از مبدأ همبستگی‌های شرطی برآورد می‌شوند.

فرض کنید n×1 بردار$\{y_t\}$ یک فرآیند تصادفی چندمتغیره، و y_t لگاریتم بازدهی‌های شاخص‌های سهام و لگاریتم بازدهی نرخ ارز باشد.

فرآیند نوآوری میانگین شرطی$\varepsilon_t \equiv y_t - \mu_t$، n×n ماتریس کوواریانس شرطی H_t دارد:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} z_t$$

$$z_t \sim f(z_t, o, l, v) \qquad (۱)$$
$$H_t = \sigma(H_{t-1}, H_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots)$$

که در آن $E_{t-1}(y_t) \equiv \mu_t$ نشان‌دهنده میانگین y_t در زمان $t-1$ یعنی I_{t-1} است. z_t یک فرآیند با بردار n×1 است به‌طوری‌که $f(z_t; O, I, v).I.E(z_t z_t')$ تابع چگالی – استودنت چندمتغیره را نشان می‌دهد:

$$f(z_t; o, l, v) = \frac{r(\frac{v+n}{2})}{r(\frac{v}{2})(\pi(v-2))^{n/2}}\left(1 + \frac{z_t' z_t}{v-2}\right)^{\frac{v+2}{2}} \qquad (۲)$$

که در آن $\Gamma(.)$ تابع گاما و v درجه آزادی برای v>2 است. توزیع t استفاده می‌شود چون امکان مدل‌سازی با دنباله ضخیم را می‌دهد. مدل DDC-GARCH پیشنهادی اِنگل (۲۰۰۲) را می‌توان به طور موفقیت‌آمیز برای ماتریس کوواریانس‌های بزرگ وابسته به زمان تخمین زد. این ماتریس کوواریانس مدل DCC-GARCH را می‌توان این‌گونه تجزیه کرد:

$$H_t = \sum_t^{1/2} C_t \sum_t^{1/2}, \qquad (۳)$$

که در آن $\sum_t^{1/2}$ ماتریس قطری است و در امتداد قطرها، انحراف‌های استاندارد شرطی وجود دارد، یعنی:

$$\sum_t^{1/2} = diag(\sigma_{1,t}, \sigma_{2,t}, \dots, \sigma_{n,t}), \qquad (۴)$$

و C_t ماتریس همبستگی‌های شرطی است. روش برآورد از دو مرحله تشکیل می‌شود. در مرحله اول، واریانس‌های شرطی σ_{it} برای دارایی‌های i=1,…,n با استفاده از مدل GARCH(1,1) تک متغیره که توسط بولرسلوف (۱۹۸۶) پیشنهاد گردیده است برآورد می‌گردد:

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + a_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + b_i \sigma_{i,t-1}^2, \qquad (۵)$$

که در آن پارامترهایی ω_i, a_i و b_i باید برآورد گردد.

در مرحله دوم، با استفاده از باقیمانده‌های استانداردشده که از مرحله اول به‌دست‌آمده است، همبستگی‌های شرطی مورد برآورد قرار می‌گیرد. به‌ویژه، ماتریس همبستگی متغیر با زمان که شکل زیر را دارد:

$$C_t = Q_t^{*-1/2} Q_t Q_t^{*-1/2}, \qquad (۶)$$

و ماتریس همبستگی $(q_{ij,t}) = Q_t$ به $(z_{1,t}, z_{2,t}, \dots, z_{n,t})' = \left(\varepsilon_1\sigma_{1,t}^{-1}, \varepsilon_2\sigma_{2,t}^{-1}, \dots, \varepsilon_{n,t}\sigma_{n,t}^{-1}\right)'$ ؛ $\bar{Q}$ صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Q_t = (1-\theta_1-\theta_2)\bar{Q} + \theta_1\left(z_{t-1}\acute{z}_{t-1}\right) + \theta_2 Q_{t-1}, \qquad (۷)$$

در معادله فوق z_tباقیمانده‌های استاندارد سازی‌شده توسط انحراف معیار شرطی است، یعنی z_t باقیمانده‌های استانداردسازی‌شده کوواریانس غیرشرطی و $Q_t^{*-1/2}$ ماتریس قطری متشکل از ریشه‌های معکوس درایه‌های قطری Q_t است، یعنی $Q_t^{*-1/2} = diag\left(q_{1,1,t}^{-1/2}, q_{2,2,t}^{-1/2}, \dots, q_{n,n,t}^{-1/2}\right)$. بنابراین، ضرایب همبستگی، ρ_{ijt}، به صورت زیر ارائه می‌شوند:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ij,t}q_{jj,t}}} \quad , i,j = 1,2,\dots,n \text{ and } i \neq j, \qquad (۸)$$

از آنجا که در معادلات ۶ و ۷ عدم تقارن در نظر گرفته نمی‌شود، کاپیلو و همکاران (۲۰۰۶) مدل DCC را بسط دادند تا امکان اثرگذاری اثر اهرمی بر همبستگی‌های شرطی بازدهی‌های دارایی و منحنی اثرِ اخبار ویژه دارایی به وجود آید. مدل DCC تعمیم‌یافته نامتقارن (AG-DCC) این‌گونه بیان می‌شود:

$$Q_t = (\bar{Q} - A'\bar{Q}A - B'\bar{Q}B - G'\bar{N}G) + A'z_{t-1}z'_{t-1} + G'n_{t-1}n'_{t-1} + B'Q_{t-1}B, \quad (۹)$$

که در آن تابع شاخص n×1، یعنی $n_t = I[z_t < 0] \circ z_t(I[0])$ ، وقتی مقدار ۱ می‌گیرد که این استدلال درست باشد و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. علامت «°» نشان‌دهنده ضرب آدامارد و $\bar{Q}$ و $\bar{N}$ نشان‌دهنده ماتریس‌های همبستگی غیرشرطی z_t و n_t هستند. برای $\bar{N} = [n_t n'_t]$، درصورتی Q_t با احتمال ۱ همیشه مثبت می‌شود که $(\bar{Q} - A'\bar{Q}A - B'\bar{Q}B - G'\bar{N}G)$ همیشه مثبت باشد. این تحقیق تنها روی اثر نامتقارن متمرکز بوده و اثر اخبار مختص به دارایی را در نظر نمی‌گیرد. از این رو با استفاده از مدل‌های ارائه شده به این سؤال پاسخ داده می‌شود که آیا همبستگی‌های شرطی بین بازدهی نرخ ارز و بازدهی سهام صنایع بورسی در طول زمان تغییر می‌کند یا خیر و آیا ممکن است این بازارها در طول دوره‌هایی با نوسان بالاتر براثر شوک‌های ارزی افزایش پیدا کنند یا خیر.

۳-۲- الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکرارشونده

الگوریتم[۳۵] ICSS که توسط اینکلان و تیائو[۳۶] (۱۹۹۴) مطرح شد به دنبال یافتن تغییرات معنادار در واریانس است که براثر بروز یک شکست ساختاری در فرآیند تولید نوسان سری زمانی حاصل‌شده است. این الگوریتم بر این فرض مبتنی است که سری زمانی مورد مطالعه شامل تعداد T مشاهده بوده که به‌طور نرمال، مستقل و یکنواخت توزیع‌شده‌اند (سانسو و همکاران[۳۷]، ۲۰۰۳).

فرض می‌شود که سری زمانی تحت بررسی، در طی یک دوره زمانی اولیه دارای واریانس غیرشرطی مانا است تا اینکه بر اثر وقوع یک رویداد جدید مالی، اقتصادی یا سیاسی ناگهانی، بزرگ و غیرمنتظره، تکانه‌ای به سیستم وارد می‌شود که واریانس سری زمانی را دچار یک تغییر ساختاری می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، با وقوع این تکانه، میزان انحراف واریانس جاری از واریانس گذشته به‌اندازه‌ای بالا می‌رود که بر تغییر ساختاری نوسانات بازار دلالت دارد. سپس، واریانس غیرشرطی دوباره در سطحی جدید به وضعیت مانا برمی‌گردد تا اینکه براثر تکانه بعدی، تغییر ساختاری دیگری را تجربه نماید. این فرآیند در طول زمان تکرار می‌شود و تعداد N_T نقطه شکست در واریانس غیرشرطی به دست می‌آید (کانگ و همکاران[۳۸]، ۲۰۱۱).

الگوریتم ICSS واریانس بین هر دونقطه شکست را ثابت و کشیدگی را معمولی در نظر می‌گیرد. به‌عبارت‌دیگر، اولاً این الگوریتم برای حالتی تعریف‌شده است که همسانی واریانس شرطی وجود دارد. شواهد تجربی نشان می‌دهند که سری‌های زمانی اقتصادی و مالی عمدتاً دارای واریانس متغیر هستند؛ بنابراین، الگوریتم متعارف ICSS در صورت وجود یک فرآیند وابسته نظیر فرآیند گارچ مناسب نیست (مالیک و همکاران[۳۹]، ۲۰۰۵).

ثانیاً این الگوریتم فرض می‌کند که سری زمانی دارای توزیع نرمال است، درحالی‌که سری‌های زمانی مالی اغلب دارای توزیع‌های دم‌کلفت[۴۰] و دارای کشیدگی اضافی (کشیدگی بزرگ‌تر از ۳) می‌باشند (آراگو و فرناندز[۴۱]، ۲۰۰۷). سانسو و همکاران (۲۰۰۳) برخی فروض اضافی روی پسماندهای این الگو اعمال نمودند ونشان دادند که برای داده‌های مالی که اغلب توزیع غیر نرمال بوده و ناهمسانی واریانس شرطی دارند اعتبار نتایج آزمون IT[۴۲] زیر سؤال می‌رود و اگر مقادیر بحرانی به‌درستی تعدیل نشوند این احتمال وجود دارد که فرضیه صفر اشتباهاً رد شود. بدین ترتیب، آن‌ها آزمون اینکلان و تیائو را اصلاح نمودند و تحت عنوان ICSS اصلاح‌شده نام‌گذاری کردند (سانسو و همکاران، ۲۰۰۳).

۳-۳- تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک[۴۳]

منطق استراتژی مینیمم سازی واریانس، سرمایه‌گذاری در آن مقدار از دارایی‌ها β، است که واریانس بازدهی یک پورتفولیو متشکل از موقعیت‌های سهام و نرخ ارز را مینیمم سازد. R_t^H را بازدهی پورتفولیوی پوشش داده شده[۴۴]، قرار می‌دهیم.

$$R_t^H = R_t^S - \beta R_t^e \qquad (۱۰)$$

که R_t^S بازدهی سهام و R_t^e بازدهی ارز و β نسبت پوشش ریسک است. چنانچه سرمایه‌گذار در موقعیت سهام در وضعیت خرید[۴۵] قرار داشته باشد، نسبت پوشش ریسک مقدار ارزی است که باید برای پوشش ریسک، فروخته شوند.

نسبت بهینه پوشش ریسک بر اساس تعریف، آن مقدار از β_t است که واریانس شرطی پورتفولیوی پوشش داده شده را مینیمم می‌سازد (بیلی و مایرز[۴۶]، ۱۹۹۱).

$$\beta_t^* | I_{t-1} = \frac{Cov(R_t^S, R_t^e)}{Var(R_t^e)} \qquad (۱۱)$$

تخمین‌های نوسان پذیری حاصل از انواع گوناگون مدل‌های خانواده GARCH را می‌توان برای ساختن نسبت بهینه پوشش ریسک، مورد استفاده قرار داد (کرونر و سلطان[۴۷]، ۱۹۹۳).

بعد از اینکه ماتریس‌های همبستگی شرطی متغیر زمانی $\rho_t^{DCC\ and\ ADCC}$ تخمین زده شدند، نسبت بهینه پوشش ریسک متناظر با هر ضریب، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\beta_t^i = \frac{\rho_t^i \sqrt{h_t^S h_t^F}}{h_t^F}, \qquad i = ADCC\ and\ DCC \qquad (۱۲)$$

که h_t^S و h_t^e به ترتیب بیان کننده واریانس شرطی بازدهی‌های سهام و ارز هستند که از تخمین مدل‌های ARMA-GARCH، استخراج شده‌اند (لی و همکاران، ۲۰۰۹). ضریب پوشش ریسک به این معنی است که موضع معاملاتی خرید یک ریالی در شاخص قیمت سهام باید با موضع فروش $\beta_{se,t}$ ریال در دارایی ارزی پوشش داده شود.

به منظور مقایسه عملکرد نسبت‌های OHR که از مدل‌های نوسان پذیری شرطی چند متغیره بالا به دست آمده‌اند، کو و همکاران[۴۸] (۲۰۰۷)، شاخص کارآیی استراتژی پوشش ریسک[۴۹](HE) را تعریف کرده‌اند که بر اساس رابطه زیر به دست می‌آید:

$$HE = \frac{var_{unhedged} - var_{hedged}}{var_{unhedged}} \qquad (۱۳)$$

که واریانس پورتفولیوی پوشش داده شده بر اساس واریانس نرخ بازدهی پورتفولیوی پوشش داده شده R_t^H، به دست می‌آید و واریانس پورتفولیوی پوشش داده نشده همان واریانس بازدهی‌های سهام R_t^S، است (ریپل و موسا[۵۰]، ۲۰۰۷). مقادیر بزرگ‌تر HE نشان‌دهنده کارآیی بیشتر در پوشش ریسک و کاهش بیشتر در ریسک است.

مدل وزن‌های پرتفوی بهینه عبارت است از:

$$W_{se,t} = \frac{h_{s,t} - h_{se,t}}{h_{e,t} - 2h_{se,t} + h_{s,t}} \qquad (۱۴)$$

$$W_{se,t} = \begin{cases} 0, & if \quad W_{se,t} < 0 \\ W_{se,t}, & if \quad 0 \le W_{se,t} \le 1 \\ 1, & if \quad W_{se,t} > 1 \end{cases} \qquad (۱۵)$$

که در آن $W_{se,t}$ وزن نگهداری بهینه ارز در پرتفوی یک ریالی در زمان t است. $h_{se,t}$ کوواریانس شرطی بین شاخص قیمت سهام و قیمت ارز، $h_{s,t}$ واریانس شرطی شاخص قیمت سهام و $h_{e,t}$ واریانس شرطی قیمت ارز در زمان t است. همچنین، وزن شاخص قیمت سهام در پرتفوی ارز – سهام مساوی با $(۱ - W_{se,t})$است.

۴- برآورد مدل

۴-۱- معرفی و بررسی متغیرها

در این پژوهش از داده‌های هفتگی نرخ ارز غیررسمی و شاخص قیمت صنایع چندرشته ای صنعتی، بانک و سرمایه‌گذاری[۵۱] در مقطع زمانی آذرماه ۱۳۸۷ تا شهریورماه ۱۳۹۹ به‌صورت روزانه استفاده شده است. اطلاعات مربوط به بازار سرمایه به تفکیک صنایع مختلف از سایت tse.ir اخذ شده است.

داده‌های قیمت روزانه دلار در بازار آزاد توسط هیچ مرجع رسمی اعلام نمی‌شود و این اطلاعات توسط محقق و با استفاده از اطلاعات منتشرشده در سایت صرافی‌های معتبر تهران گردآوری شده است. به‌منظور محاسبه بازدهی قیمت، از تفاضل لگاریتم قیمت‌های متوالی شاخص قیمت سهام و نرخ ارز استفاده گردیده است. لگاریتم طبیعی بازدهی قیمت خالص به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) = ln\frac{P_t}{P_{t-1}} \qquad (۱۶)$$

برای انجام آزمون‌های سرایت، دانستن زمان شروع و پایان بحران ارزی لازم است. روش‌های مختلفی برای شناسایی نقطه شکست ساختاری وجود دارد. در این تحقیق به دلیل اینکه متغیر نرخ

ارز دارای دنباله پهن و ناهمسانی واریانس شرطی است از روش الگوریتم ICSS اصلاح‌شده استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون شکست ساختاری نرخ ارز

ICSS (IT)		ICSS(κ^1)		ICSS(κ^2)[۵۲]	
۱۳۸۸/۰۴/۰۳	(۱۳۰)	۱۳۹۰/۰۹/۰۵	(۷۲۰)	۱۳۹۰/۰۹/۰۵	(۷۲۰)
۱۳۸۹/۰۷/۱۷	(۴۴۴)	۱۳۹۲/۰۴/۰۴	(۱۰۹۶)	۱۳۹۷/۰۱/۱۵	(۲۲۵۲)
		۱۳۹۲/۰۷/۰۸	(۱۱۶۲)	۱۳۹۷/۱۰/۰۹	(۲۴۳۲)
		۱۳۹۲/۱۲/۰۷	(۱۲۶۳)		
		۱۳۹۳/۰۲/۲۸	(۱۳۱۴)		
		۱۳۹۳/۰۹/۰۴	(۱۴۴۲)		
		۱۳۹۳/۰۹/۲۵	(۱۴۵۶)		
		۱۳۹۶/۱۰/۰۶	(۲۱۹۰)		
		۱۳۹۷/۰۱/۱۸	(۲۲۵۳)		
		۱۳۹۷/۱۰/۰۹	(۲۴۳۲)		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج دو نقطه شکست در نرخ ارز را نشان می‌دهد. این نقاط با بحران‌های ارزی که در دهه ۹۰ در ایران اتفاق افتاده، مقارن است. شوک اول یا بحران اول در اواخر سال ۱۳۹۰ به دنبال تحریم ایران توسط سازمان ملل بود. شوک دوم یا بحران دوم در سال ۱۳۹۷ به دنبال خروج آمریکا از برجام[۵۳] و بازگشت یک‌جانبه تحریم‌ها توسط آمریکا بود. بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون ICSS اصلاح‌شده[۵۴]، تاریخ شروع بحران ارزی اول ۵ آذرماه ۱۳۹۰ و تاریخ شروع بحران ارزی دوم ۱۵ فروردین‌ماه ۱۳۹۷ در نظر گرفته شده است.

در جدول ۲ خصوصیات آماری سری‌های بازدهی شاخص بازدهی سهام صنایع بانک، چند رشته‌ای صنعتی و سرمایه‌گذاری با نرخ ارز طی دو بحران ارزی اول و دوم ارائه شده است. برای تمامی شاخص‌ها انحراف معیار بزرگ‌تر از مقدار میانگین است. مقادیر میانگین تمام دارایی‌ها مثبت می‌باشند؛ بطوریکه در بحران ارزی اول بیشترین مقدار میانگین و انحراف معیار در بین این صنایع مربوط به صنعت چند رشته‌ای صنعتی است. در بحران ارزی دوم کمترین مقدار میانگین مربوط به صنعت بانک و بیشترین مقدار مربوط به صنعت چند رشته‌ای صنعتی است. در این بحران بالاترین مقدار انحراف معیار مربوط به صنعت بانک و پایین‌تر رقم مربوط به صنعت سرمایه‌گذاری است. بر اساس آزمون LM-ARCH در بحران ارزی اول و دوم وجود ناهمسانی در واریانس برای تمام صنایع

رد نمی‌شود. با توجه به اینکه ضریب کشیدگی بازدهی سری‌های مورد بررسی بیشتر از ضریب کشیدگی تابع چگالی نرمال است، بنابراین تابع چگالی بازدهی این دارایی‌ها در هر دو بحران ارزی، دارای دنباله پهن بوده و قله بلند دارد. آماره جارک-برا بیانگر آن است که تابع توزیع بازدهی‌های مورد بررسی در هر دو بحران ارزی نرمال نیست. نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان می‌دهد که تمام متغیرهای در سطح ۹۹ درصد مانا می‌باشند.

جدول ۲- آمارهای توصیفی متغیرهای مورد بررسی

	بحران ارزی	نرخ ارز	بانک	چندرشته ای	سرمایه‌گذاری
میانگین	اول	۰/۰۹	۰/۱۵	۰/۱۸	۰/۱۵
	دوم	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۲۲	۰/۲۱
حداکثر	اول	۲۲/۸۸	۶/۱۴	۶/۳۰	۴/۰۸
	دوم	۱۸/۳۸	۹/۸۳	۷/۰۵	۹/۳۳
حداقل	اول	-۱۱/۵۲	-۳/۳۹	-۳/۶۱	-۳/۰۴
	دوم	-۲۰/۹۸	-۱۲/۰۲	-۱۲/۴۴	-۴/۳۰
انحراف معیار	اول	۱/۸۲	۰/۹۰	۱/۱۷	۰/۹۰
	دوم	۱/۸۱	۱/۵۱	۱/۴۷	۱/۳۱
چولگی	اول	۲/۱۱	۰/۹۱	۰/۶۲	۰/۵۴
	دوم	۰/۳۴	۰/۰۷	۰/۱۹	۰/۶۲
کشیدگی	اول	۳۷/۵۸	۶/۹۷	۵/۰۳	۵/۱۴
	دوم	۳۴/۷۴	۸/۹۷	۸/۶۵	۵/۷۰
آماره جارک-بارا[۵۵]	اول	۵۸۶۴۰ (۰.۰۰)	۹۲۲ (۰.۰۰)	۲۷۳ (۰.۰۰)	۲۷۹ (۰.۰۰)
	دوم	۷۰۰۹۱ (۰.۰۰)	۲۴۸۴ (۰.۰۰)	۲۲۲۶ (۰.۰۰)	۶۱۳ (۰.۰۰)
آزمون LM-ARCH	اول	۱۴/۸ (۰.۰۰)	۱۰۵/۱ (۰.۰۰)	۱۲/۳ (۰.۰۰)	۱۰۵/۴ (۰.۰۰)
	دوم	۵۰/۳ (۰.۰۰)	۴۲/۶ (۰.۰۰)	۱۳۸/۰ (۰.۰۰)	۹۲/۱ (۰.۰۰)
آزمون ریشه واحد[۵۶]	ADF	-۵۲/۸۰ (۰.۰۰)	-۲۳/۱۶ (۰.۰۰)	-۲۲/۴۰ (۰.۰۰)	-۲۲/۱۴ (۰.۰۰)
	BP-ADF	-۵۴/۳۷ (۰.۰۰)	-۳۸/۱۸ (۰.۰۰)	-۳۶/۱۶ (۰.۰۰)	-۳۵/۳۴ (۰.۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۲- برآورد الگوی پژوهش

در این مقاله الگوی همبستگی پویای نامتقارن طی زمان برای صنایع چند رشته‌ای صنعتی، بانک و سرمایه‌گذاری برآورد می‌شود و در صورتی که متغیرها از این الگو تبعیت نکنند؛ مدل همبستگی پویای متقارن برآورد می‌گردد. با توجه به غیر نرمال بودن بازدهی‌ها، مدل‌های DCC و ADCC با توزیع t چند متغیری برآورد می‌شوند. در جدول ۳ نتایج برآورد مدل‌های همبستگی شرطی پویای متقارن (DCC) و نامتقارن (ADCC) بین بازدهی‌های سهام صنایع چند رشته‌ای صنعتی، بانک و سرمایه‌گذاری با بازدهی نرخ ارز گزارش شده است.

جدول ۳- نتایج تخمین پارامترهای مدل همبستگی شرطی پویای صنایع بورسی

		ADCC(First crisis)			DCC(First crisis)			ADCC (Second crisis)_			DCC (Second crisis)_		
		ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
نرخ ارز	ω	۰.۰۰۲	۲.۱۸۷	۰.۰۲۹	۰.۰۰۲	۲.۲۱۰	۰.۰۲۷	۰.۰۰۳	۱.۲۲۷	۰.۲۲۰	۰.۰۰۴	۱.۲۸۱	۰.۲۰۰
	α	۰.۲۶۹	۳.۱۰۰	۰.۰۰۲	۰.۲۰۱	۴.۲۰۱	۰.۰۰۰	۰.۳۱۶	۴.۱۴۹	۰.۰۰۰	۰.۲۵۴	۴.۵۴۵	۰.۰۰۰
	β	۰.۶۹۴	۲۳.۴۵۰	۰.۰۰۰	۰.۷۹۷	۲۵.۷۵۰	۰.۰۰۰	۰.۶۳۲	۱۶.۰۴۰	۰.۰۰۰	۰.۷۲۷	۱۶.۵۰۰	۰.۰۰۰
	γ	-۰.۰۰۷	-۰.۰۸۲	۰.۹۳۵				-۰.۱۵۸	-۱.۹۱۱	۰.۰۵۶			
بانک	ω	۰.۰۲۱	۳.۰۲۰	۰.۰۰۳	۰.۰۲۴	۲.۴۵۲	۰.۰۱۴	۰.۰۰۳	۱.۴۷۹	۰.۱۳۹	۰.۰۰۳	۱.۸۴۷	۰.۰۶۵
	α	۰.۲۳۰	۴.۷۳۴	۰.۰۰۰	۰.۱۷۳	۴.۲۱۹	۰.۰۰۰	۰.۲۶۴	۲.۷۲۱	۰.۰۰۷	۰.۱۸۶	۵.۰۸۴	۰.۰۰۰
	β	۰.۷۵۸	۲۹.۴۳۰	۰.۰۰۰	۰.۸۲۳	۲۲.۱۶۰	۰.۰۰۰	۰.۷۲۷	۱۱.۹۲۰	۰.۰۰۰	۰.۷۹۴	۲۵.۱۶۰	۰.۰۰۰
	γ	-۰.۱۶۵	-۳.۷۵۹	۰.۰۰۰				-۰.۱۲۴	-۲.۲۹۰	۰.۰۲۲			
چندرشته ای	ω	۰.۰۵۸	۲.۰۵۱	۰.۰۴۱	۰.۰۶۵	۲.۱۴۸	۰.۰۳۲	۰.۰۲۲	۱.۶۰۴	۰.۱۰۹	۰.۰۲۶	۱.۹۶۱	۰.۰۵۰
	α	۰.۲۰۱	۳.۸۲۷	۰.۰۰۰	۰.۲۰۳	۳.۶۸۲	۰.۰۰۰	۰.۲۱۷	۲.۶۴۵	۰.۰۰۸	۰.۱۷۲	۳.۰۱۶	۰.۰۰۳
	β	۰.۷۳۴	۲۱.۷۱۰	۰.۰۰۰	۰.۷۲۸	۲۱.۳۶۰	۰.۰۰۰	۰.۷۴۳	۱۳.۲۹۰	۰.۰۰۰	۰.۸۲۱	۱۴.۸۱۰	۰.۰۰۰
	γ	-۰.۰۰۳	-۰.۰۶۱	۰.۹۵۲				-۰.۰۸۶	-۲.۳۵۷	۰.۰۱۹			
سرمایه گذاری	ω	۰.۰۰۳	۱.۱۴۴	۰.۲۵۳	۰.۰۰۳	۱.۱۰۰	۰.۲۷۲	۰.۰۲۷	۲.۹۴۴	۰.۰۰۳	۰.۰۲۶	۳.۱۵۰	۰.۰۰۲
	α	۰.۱۹۴	۳.۸۱۶	۰.۰۰۰	۰.۱۸۱	۳.۸۴۸	۰.۰۰۰	۰.۲۱۵	۴.۸۷۴	۰.۰۰۰	۰.۱۴۸	۵.۷۵۸	۰.۰۰۰
	β	۰.۷۹۰	۳۳.۱۶۰	۰.۰۰۰	۰.۷۸۴	۳۱.۵۳۰	۰.۰۰۰	۰.۷۵۵	۳۱.۴۷۰	۰.۰۰۰	۰.۸۴۸	۳۷.۳۸۰	۰.۰۰۰
	γ	-۰.۰۵۹	-۱.۵۱۰	۰.۱۳۱				-۰.۰۸۹	-۲.۶۵۶	۰.۰۰۸			
همبستگی	θ_1	۰.۰۱۴	۲.۵۹۱	۰.۰۱۰	۰.۰۰۹	۳.۵۹۰	۰.۰۰۰	۰.۰۲۳	۳.۳۰۹	۰.۰۰۱	۰.۰۲۹	۳.۱۵۹	۰.۰۰۲
	θ_2	۰.۹۷۳	۷۱.۸۴۰	۰.۰۰۰	۰.۹۸۴	۲۲۸.۳۰۰	۰.۰۰۰	۰.۹۶۲	۷۰.۲۰۰	۰.۰۰۰	۰.۹۵۶	۴۹.۹۹۰	۰.۰۰۰
	θ_3	۰.۰۰۶	۰.۵۸۹	۰.۵۵۶				۰.۰۰۱	۰.۱۵۶	۰.۸۷۶			
	λ	۳.۶۳۳	۱۰.۳۵۰	۰.۰۰۰	۳.۶۳۶	۱۰.۳۰۰	۰.۰۰۰	۳.۷۲۰	۱۴.۶۹۰	۰.۰۰۰	۳.۶۸۷	۱۵.۰۷۰	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۳ ضریب θ_3 در هر دو بحران معنادار نیست؛ عدم معناداری این ضریب نشان از همبستگی متقارن طی زمان بین نرخ ارز و شاخص صنایع در گروه چند رشته‌ای صنعتی، بانک و سرمایه‌گذاری می‌باشد. نتایج مدل DCC نشان می‌دهد که ضریب α و β در تمام متغیرها و برای هر دو شوک معنادار می‌باشند در نتیجه ماندگاری کوتاه‌مدت (α) و ماندگاری بلندمدت (β) تائید می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌شود ماندگاری کوتاه‌مدت (α) برای تمام متغیرها کمتر از ماندگاری بلندمدت (β) است. معناداری ضریب β حاکی از اهمیت ماندگاری بلندمدت است. معناداری ضرایب α و β بیان‌کننده شواهدی از وجود نوسان پذیری خوشه‌ای است. ضرایب برآورد شده θ_1 و θ_2 برای هر دو شوک مثبت و در سطح ۱ درصد از نظر آماری معنادار می‌باشد. مجموع این ضرایب کمتر از یک است که نشان می‌دهد همبستگی‌های شرطی پویای متقارن بازگشت به میانگین دارد[۵۷].

پس از تخمین مدل‌های DCC و ADCC نسبت بهینه پوشش ریسک (OHR) بین بازدهی نرخ ارز و شاخص صنایع چند رشته‌ای صنعتی، بانک و سرمایه‌گذاری به تفکیک هر دو بحران، بر اساس معادله (۱۲) محاسبه شده است. همچنین عملکرد نسبت‌های بهینه پوشش ریسک پویای به دست آمده از مدل‌های نوسان پذیری یاد شده، به تفکیک هر دو بحران و بر اساس شاخص کارایی پوشش ریسک (HE) از معادله (۱۳) محاسبه گردیده است و در انتها وزن‌های پرتفوی بهینه (WSE) بین بازدهی‌های مذکور به تفکیک هر دو بحران، بر اساس معادله (۱۵) محاسبه و در جدول شماره ۴، گزارش شده است.

جدول ۴- خلاصه آمار ضریب پوشش، کارایی پوشش و وزن‌های پرتفوی بهینه برای صنایع بورسی

صنایع	بحران ارزی	OHR			HE (٪)	WSE
		حداکثر	حداقل	میانگین		
بانک	اول	۰/۲۸	-۰/۲۸۱	۰/۰۵۶	-۰/۶۳	۰/۵۹۷
	دوم	۰/۸۱	-۱/۰۴۲	۰/۱۳۸	-۰/۲۲	۰/۵۹۴
چند رشته‌ای صنعتی	اول	۰/۱۵۱	-۰/۳۶	۰/۰۸۸	۰/۱۲	۰/۵۴
	دوم	۰/۳۷۳	-۱/۳۶۶	۰/۱۲۷	-۰/۱۷	۰/۵۷۸
سرمایه‌گذاری	اول	۰/۱۹۴	-۰/۰۷۱	۰/۰۳	-۰/۲۵	۰/۳۸۶
	دوم	۰/۹۸۸	-۰/۸۵۳	۰/۱۲۴	۰/۹۴	۰/۵۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج نشان می‌دهد که در بحران ارزی اول و دوم بالاترین کارایی پوشش ریسک به ترتیب مربوط به چند رشته‌ای صنعتی و سرمایه‌گذاری است، درحالی‌که پایین‌ترین آن در هر دو بحران مربوط به صنعت بانکداری است. این نتایج نشان می‌دهد که صنایع چند رشته‌ای صنعتی و سرمایه‌گذاری بالاترین کارایی را در استفاده از نرخ ارز برای پوشش ریسک در صنایع خنثی دارد. بزرگ‌ترین مقدار ضریب پوشش ریسک در بحران ارزی اول و دوم به ترتیب معادل ۸/۸ درصد و ۱۳/۸ درصد مربوط به صنایع چند رشته‌ای صنعتی و بانک می‌باشد که بیان‌کننده آن است که پوشش‌دهندگان ریسک به‌منظور حداقل سازی ریسک پیش روی خود، باید در مقابل ۱۰۰۰ ریال فروش (موقعیت خرید) در بازار سهام در بحران اول حدود ۸۸ ریال و در بحران دوم حدود ۱۳۸ ریال دلار در بازار ارز خریداری نمایند (بفروشند). کمترین مقدار ضریب پوشش ریسک در بحران ارزی اول و دوم به ترتیب معادل ۳ درصد و ۱۲/۴ درصد مربوط به صنعت سرمایه‌گذاری می‌باشد که بیان‌کننده آن است که پوشش‌دهندگان ریسک به‌منظور حداقل سازی ریسک پیش روی خود، باید در مقابل ۱۰۰۰ ریال فروش (موقعیت خرید) در بازار سهام، در بحران اول حدود ۳۰ ریال و در بحران دوم حدود ۱۲۴ ریال دلار در بازار ارز خریداری نمایند (بفروشند). بالاترین مقدار میانگین وزنی پرتفوی بهینه در بحران ارزی اول و دوم به ترتیب معادل ۵۹/۷ درصد و ۵۹/۴ درصد که مربوط به صنعت بانکداری است؛ این نتایج نشان می‌دهد که برای پرتفوی هزار ریالی، در بحران اول رقم ۴۰۳ ریال در شاخص قیمت سهام بانک و ۵۹۷ ریال در بازار ارز و در بحران دوم رقم ۴۰۶ ریال در شاخص قیمت سهام بانک و ۵۹۴ ریال در بازار ارز باید سرمایه‌گذاری کرد.

۵- نتیجه‌گیری

این پژوهش به دنبال بررسی امکان پوشش ریسک سرمایه‌گذاری در بازار سهام است، به عبارت دیگر در پی آن است که با تشکیل سبد دارایی شامل ارز و سهام صنایع خنثی، ریسک سرمایه‌گذاری در بازار سهام را کاهش دهد. بدین منظور از مدل‌های DCC و ADCC برای بررسی همبستگی بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام صنایع منتخب بورسی طی دوره زمانی ۱۳۸۷/۰۹/۱۸ تا ۱۳۹۹/۰۶/۰۴، استفاده شده است.

نتایج نشان می‌دهد در بین صنایع مورد مطالعه و در هر دو بحران ارزی بالاترین کارایی پوشش ریسک به ترتیب مربوط به چند رشته‌ای صنعتی و سرمایه‌گذاری است، درحالی‌که پایین‌ترین آن در هر دو بحران مربوط به صنعت بانکداری است. این نتایج نشان می‌دهد که صنایع چند رشته‌ای صنعتی و سرمایه‌گذاری بالاترین کارایی را در استفاده از نرخ ارز برای پوشش ریسک در صنایع خنثی دارد. بزرگ‌ترین مقدار ضریب پوشش ریسک در بحران ارزی اول و دوم به ترتیب

مربوط به صنایع چند رشته‌ای صنعتی و بانک است. کمترین مقدار ضریب پوشش ریسک در بحران ارزی اول و دوم مربوط به صنعت سرمایه‌گذاری است. بالاترین مقدار میانگین وزنی پرتفوی بهینه در هر دو بحران ارزی مربوط به صنعت بانکداری است.

همبستگی پویا نرخ ارز و صنایع مختلف حاکی از این است که مدیران ریسک باید کاملاً نسبت به این حقیقت آگاه باشند که این بازارها در مقابل شوک‌های ارزی مصونیت ندارند؛ همبستگی کم بین برخی از بازدهی‌های صنایع بورسی با بازار ارز نشانه مهمی برای آن دسته از سرمایه‌گذارانی باشد که می‌خواهند سود خود را بیشینه کنند و استراتژی پرتفوی مناسب را ارائه دهند. همچنین بر اساس نتایج توصیه می‌شود تا سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه به نحوه همبستگی نامتقارن نرخ ارز با بازار سهام توجه نمایند تا بتوانند به هنگام بروز بحران‌های ارزی و سرایت آن به شاخص سهام صنایع مختلف، به‌منظور پیشگیری از آثار نامطلوب بر ارزش سهام شرکت‌ها مدیریت بهتری در خرید و فروش سهام داشته باشند و با حساسیت بیشتری تحولات بازار سهام را رصد نماید تا در صورت نیاز حمایت‌های لازمه را انجام دهد. همچنین سرمایه‌گذاران در صنایعی که ضریب پوشش ریسک پایینی دارند با نرخ ارز یک استراتژی پوشش ریسک مناسب بسازند.

جمع‌بندی نتایج بدست آمده حاکی از آن است که بهینگی حکم می‌کند که سرمایه‌گذاران برای پوشش ریسک سرمایه‌گذاری در بازار سهام، از سرمایه‌گذاری در بازار ارز استفاده نمایند.

فهرست منابع

۱) اربابی، فرزین (۱۳۹۷). پیش‌بینی تلاطم بازدهی سکه طلا در بازار دارایی‌های مالی، فصلنامه اقتصاد مالی، سال دوازدهم، شماره ۴۳، صص ۱۹۲-۱۷۹

۲) بورس اوراق بهادار، بورس اوراق بهادار تهران http://www.tse.ir

۳) بت‌شکن، محمد هاشم و محسنی، حسین (۱۳۹۶). سرریز نوسان و همبستگی پویای شرطی نرخ ارز بر شاخص سهام گروه بانکی. پژوهش‌های پولی و بانکی، ۱۰(۳۱)، ۲۸-۱.

۴) جهانگیری، خلیل و حکمتی فرید، صمد، (۱۳۹۴). مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلا، نفت و ارز، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۵، ۱۹۲-۱۵۹.

۵) حیدری، حسن و بشیری، سحر، (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین نا اطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل VAR-GARCH، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۳ (۹)، ۷۱.

۶) علمی، زهرا، ابونوری، اسمعیل، راسخی، سعید و شهرازی، محمدمهدی، (۱۳۹۳). اثر شکست‌های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران. فصلنامه علمی - پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی، ۸(۲۶)، ۵۷-۷۳.

۷) فتاحی، شهرام، سحاب خدامرادی، مرتضی و ایوتوند، میثاق، (۱۳۹۶). بررسی رابطه همبستگی شرطی بین بازارهای مالی ایران با تأکید بر اثر حافظه بلندمدت و عدم تقارن، فصلنامه اقتصاد مالی، سال یازدهم، شماره ۴۰، ۵۱-۲۵.

۸) فرزانگان، الهام، (۱۳۹۷). استراتژی‌های پوشش ریسک قیمت سکه بهار آزادی: مقایسه بین رویکردهای ADCC، GO-GARCH و GARCH مبتنی بر کاپولا، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال بیست و سوم، شماره ۷۵، صفحات ۱۶۶-۱۳۷.

۹) فلاحی، فیروز، حقیقت، جعفر، صنوبر، ناصر و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۳). بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۵۲، صفحات ۱۴۷-۱۲۳.

۱۰) نیکو مرام، هاشم، پورزمانی، زهرا و دهقان، عبدالمجید، (۱۳۹۳). سرایت‌پذیری تلاطم در بازار سرمایه ایران، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، انجمن مهندسی مالی ایران، سال سوم، شماره ۱۵، ۱۹۹-۱۷۹.

۱۱) حاتمی، امین، محمدی، تیمور، خداداد کاشی، فرهاد و ابوالحسنی هستیانی، اصغر (۱۳۹۷). پویایی‌های نسبت بهینه پوشش ریسک در بازارهای سهام و طلا: رهیافت VAR-DCC-GARCH، فصلنامه اقتصاد مالی، سال دوازدهم، شماره ۴۵، ۹۲-۷۳.

12) Arago, V., & Fernandez, M.A. (2007), Influence of structural changes in transmission of information between stock markets: A European Empirical Stud, Journal of Multinational Financial Management, 17(1), PP. 112-124.
13) Arash Habibi & Chin Lee. (2019), Asymmetric Effects of Exchange Rates on Stock Prices in G7 Countries, Capital Markets Review, Malaysian Finance Association, vol. 27(1), pages 19-33.
14) Baillie, R. T., & Myers, R. J. (1991), Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge. Journal of Applied Econometrics, 6(2), 109-124.
15) Basher, S. A., &Sadorsky, P. (2016), Hedging emerging market stock prices with oil, gold, VIX, and bonds: A comparison between DCC, ADCC and GO-GARCH. Energy Economics, 54, 235-247.
16) Bhattacharya, B. and Mukherjee, J. (2002), Causal relationship between stock market and exchange rate, foreign exchange reserves and value of trade balance: a case study for India, http:/www.igidr.ac.in/money/basabi.pdf
17) Bollerslev, T. (1990), Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized ARCH Model, Review of Economics and Statics, 72.
18) Branson, W.H. (1983), Macroeconomic determinants of real exchange risk, In: Herring, R.J. (Ed.), Managing Foreign Exchange Risk, Cambridge University, Cambridge.
19) Cappiello, L., Engle, R. F., & Sheppard, K. (2006), Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. Journal of Financial econometrics, 4(4), 537-572.
20) Dornbusch, R., Fischer, S., (1980), Exchange rates and the current account, The American Economic Review, 70(5), pp.960–971.
21) Engle, R. (2002), Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. Journal of Business & Economic Statistics, 20(3), 339-350.
22) Gavin, M. (1989), The stock market and exchange rate dynamics, Journal of International Money and Finance, 8(2), pp.181–200.
23) Huisman, R., Mahieu, R., Schlichter, F. (2009). Electricity portfolio management: Optimal peak/offpeak allocations, Energy Economics, 31(1), 169-174.
24) Inclan, C., and Tiao, G.C. (1994) 'Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance', Journal of the American Statistical Association, 89(427), pp.913-923
25) Kang, S.H., & Cheong C., & Yoon, S.M. (2011), "Structural changes and volatility transmission in crude oil markets", Physical A, 390(4), PP. 4317-4324.
26) Kroner, K. F., & Sultan, J. (1993), Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. Journal of financial and quantitative analysis, 28(4), 535-551.
27) Ku, Y. H. H., Chen, H. C., & Chen, K. H. (2007), On the application of the dynamic conditional correlation model in estimating optimal time-varying hedge ratios. Applied Economics Letters, 14(7), 503-509.

28) Lee, Yen-Hsien, Huang, Ya-Ling & Wu, Chun-Yu. (2014), Dynamic Correlations and Volatility Spillovers between Crude Oil and Stock Index Returns: The Implications for Optimal Portfolio Construction, International Journal of Energy Economics and Policy, Vol. 4, No. 3, pp:327-336
29) Malik, F., & Ewing, B. T., & Payne, J. E. (2005), Measuring volatility persistence in the presence of sudden changes in the variance of Canadian stock return, Canadian Journal of Economic s, 38(4), PP. 1037-1056.
30) Saleh, Gehan. (2008). the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates in Egypt, Saudi Arabia and UAE, PHD Thesis in Economics. University of Illinois at Chicago.
31) Sanso, A., &Arago, V., & Carrion, J.L. (2003), Testing for changes in the unconditional variance of financial time series, Revista de Economía Financiera, 4(4), PP. 32–53.
32) Simona Moagăr-Poladian., DorinaClichici & Cristian-ValeriuStanciu. (2019), The Co_movement of Exchange Rates and Stock Markets in Central and Eastern Europe, Sustainability, MDPI, Open Access Journal, vol. 11(14), pages 1-22, July.
33) Sosa, M., Ortiz, E. & Cabello, A. (2018), Dynamic Linkages between Stock Market and Exchange Rate in MILA Countries: A Markov Regime Switching Approach (2003-2016). Revista de Analisis Economico. Núm. 83, vol. XXXIII.
34) Wang, K. M. & Lee, Y. M. (2016), Hedging exchange rate risk in the gold market: A panel data analysis. Journal of Multinational Financial Management, 35, 1-23.
35) Yao, Z., Wu, H. (2012), Financial Engineering Estimation of Minimum Risk Hedge Ratio, Systems Engineering Procedia, 3, 187-193.
36) Yousaf, I., Elie Bouri, S. & Nehme, A. (2021). Gold against Asian Stock Markets during the COVID-19 Outbreak. Journal of Risk and Financial Management 14: 186.

یادداشت‌ها

1 . Saleh

[۲] . برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) توافقی است بین‌المللی که بر سر برنامه هسته‌ای ایران بین کشورهای گروه ۵+۱ (آمریکا، روسیه، چین، فرانسه، انگلیس و آلمان) و ایران در تاریخ ۱۴ ژوئیه سال ۲۰۱۵ و در شهر وین اتریش رقم خورد.

[۳] . پول داغ (Hot Money) به پول سرگردانی گویند که در پی دریافت سود کوتاه‌مدت بالا به سرعت از بازاری به بازار دیگر انتقال پیدا می‌کند.

4. Flow-oriented model
5. Stock-oriented model
6. Liang, C.C., et al.
7. Chen, S.W., and Chen, T.C.
8 . Dornbusch and Fisher
9. Aggarwal, R.
10. Nieh, C.C., and Lee, C.F.
11. Granger, C.W.J., et al.
12. Bodnar, G.M., and Gentry, W.M.
13 . Branson
14 . Gavin
15 . Bhattacharya and Mukherjee
16. Chang et al

17. Huisman et al
18. Yao and Wu
19. Yousaf et al.
20. COVID-19

[۲۱] . بازار سهام چین، اندونزی ، سنگاپور و ویتنام، پاکستان و تایلند

22. Arash Habibi & Chin Lee

[۲۳] . کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، انگلستان و آمریکا

24. Simona Moagar-Poladian et al.
25. Sosa et al.

[۲۶] . کلمبیا، شیلی، مکزیک و پرو

27. Kuan-Min Wang et al
28. Mohamed El Hedi Arouri et al.
29. Basher et al
30. Yen-Hsien Lee et al.
31. Hedging
32. Engle
33. Cappiello et al
34. Bollerslev
35. Iterated Cumulative Sum of Squares (ICSS).
36. Inclan & Tiao.
37. Sanso et al.
38. Kang et al.
39. Malik et al.
40. Fat Tail Distribution.
41. Arago & Fernandez.
42. The Inclan-Tiao test.
43 . optimal hedge ratios(OHR)
44. Hedged Portfolio
45. Long Position
46. Baillie & Myers
47. Kroner & Sultan
48. Ku et al
49. Hedging Effectiveness Index
50. Ripple & Moosa

[۵۱] . صنعت سرمایه‌گذاری شامل ۳٤ شرکت پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار، صنعت بانک شامل ۱٦ بانک پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار و صنعت چند رشته‌ای صنعتی شامل ٤ هلدینگ سرمایه‌گذاری پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار است.

[۵۲] . برای آشنایی بیشتر با روش‌های ارائه شده به مقاله سانسو و همکاران (۲۰۰۳) مراجعه فرمائید.

[۵۳] . برنامه جامع اقدام مشترک توافقی است بین‌المللی که بر سر برنامه هسته‌ای ایران بین کشورهای گروه ۵+۱ (آمریکا، روسیه، چین، فرانسه، انگلیس و آلمان) و ایران در تاریخ ۱۴ ژوئیه سال ۲۰۱۵ و در شهر وین اتریش رقم خورد.

54. ICSS(κ^2)
55. Jarque-Bera

[۵٦] . جهت بررسی ایستایی متغیرها از آزمون دیکی فولر (ADF) و دیکی فولر دارای نقطه شکست (Break Point ADF) استفاده شده است.

[۵۷] . شرط ثبات $\alpha + \left(\frac{\gamma}{2}\right) + \beta < 1$ برای هر مدل GARCH برآورده شده است.