بررسی تأثیر تحریم‌های بین‌المللی بر شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک صنایع از سال ۲۰۱۰ الی ۲۰۲۰[1]

حمیدرضا واعظیان

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز

hrvaezian@yahoo.com

رضا اکبریان (نویسنده مسئول)

دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی

rakbarian@khu.ac.ir

روح اله شهنازی

دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز

rshahnazi@shirazu.ac.ir

احمد صدرایی جواهری

دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز

sadraei@shirazu.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۸/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۰۴

چکیده:

در این پژوهش، تأثیر شاخص تحریم‌های بین‌المللی، بر شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک صنایع شامل شاخص‌های انبوه‌سازی، بانک‌ها، بیمه، خودرو، سرمایه‌گذاری‌ها، فلزات اساسی، لاستیک، سیمان، شیمیایی، صنعت، فرآورده‌های نفتی، مواد دارویی، حمل‌ونقل، قند و شکر، برای دوره زمانی ۲۰۱۰ الی ۲۰۲۰ بررسی نموده‌ایم. برای این منظور از داده‌های هفتگی متغیرهای فوق و با استفاده روش ناهمسان واریانس شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته چندمتغیره (ام‌گارچ)، مدل همبستگی شرطی پویا دی‌سی‌سی – گارچ استفاده نموده‌ایم. بر اساس نتایج پژوهش، تأثیرگذاری شاخص تحریم با وقفه‌های مختلف (۱ الی ۲۹) بر شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران با وقفه‌های مختلف ARCH و GARCH (۱ الی ۲۰)، با به‌دست‌آوردن ضریب‌های معنی‌دار ۰/۰۹۸۴۱۷- الی ۰/۱۳۷۳۹۸ اثبات گردید.

طبقه‌بندی JEL: G15 ،G17 ،F36

کلید واژه‌ها: شاخص‌های بورس تهران، مدل همبستگی شرطی پویا، شاخص تحریم، بازارهای بین‌المللی

---

[1]. این مقاله از رساله دکتری حمیدرضا واعظیان به راهنمایی دکتر رضا اکبریان در دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، استخراج شده است.

۱. مقدمه

تکامل اقتصاد ایران طی چهل سال گذشته تا حد زیادی با انقلاب و جنگ هشت‌ساله با عراق، طولانی‌شدن دوره‌های تحریم‌های اقتصادی و مالی و اغلب واکنش‌های سیاسی بسیار متفاوت به تحریم‌های اقتصادی، شکل‌گرفته است. در ابتدا، تحریم‌ها، سرمایه‌گذاری در نفت، گاز، پتروشیمی و صادرات محصولات را هدف قرار می‌دادند، اما بعداً گسترش یافت و شامل بانکداری، بیمه و حمل‌ونقل نیز شد (پسران و لاداتی[1]، ۲۰۲۱). باتوجه‌به اینکه تحریم‌ها بر قسمت‌های مختلف اقتصادی اعم از تولید، اشتغال، بازرگانی، بازارهای مالی و سرمایه و نیز رشد و توسعه اقتصادی تأثیرگذار می‌گذارند، لذا برای اینکه در این حوزه‌ها تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری بهتری صورت گیرد باید بر اساس مدل‌های صحیح اقتصادی، میزان تأثیرپذیری این بخش‌ها از تحریم‌ها بررسی و ارزیابی گردد (گرشاسبی و یوسفی دین‌دار لو، ۱۳۹۵).

مطالعاتی به بررسی تأثیر تحریم‌های بین‌المللی بر بورس تهران وجود دارد که عمدتاً برای تأثیرپذیری شاخص کل با الگوهای مختلف است. تفاوت مطالعه ما این است که هدف در این پژوهش، بررسی تأثیرپذیری شاخص‌های عملکردی صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (شامل شاخص‌های انبوه‌سازی، بانک‌ها، بیمه، خودرو، سرمایه‌گذاری‌ها، فلزات اساسی، لاستیک، سیمان، شیمیایی، صنعت، فرآورده‌های نفتی، مواد دارویی، حمل‌ونقل، قند و شکر) از شاخص تحریم به‌دست‌آمده در مطالعه پسران و لاداتی (۲۰۲۱)، برای دوره زمانی از سال ۱۳۸۹ (۲۰۱۰ میلادی) تا ۱۳۹۹ (۲۰۲۰ میلادی)، با استفاده روش ناهمسان واریانس شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته چندمتغیره (ام‌گارچ[2])، مدل همبستگی شرطی پویا دی‌سی‌سی - گارچ[3] است. همچنین، تا کنون پژوهشی که از این شاخص تحریم[4]، استفاده نموده باشد، به علت جدید بودن آن، صورت نگرفته است. نتایج

---

1. Pesaran and Laudati
2. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MGARCH)
3. Dynamic Conditional Correlation Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (DCC-GARCH)
۴. داده‌های مربوط به شاخص تحریم، مربوط به مقاله پسران و لاداتی (۲۰۲۱) بوده که از لینک مربوط به دانشگاه کمبریج دریافت شده است (لینک زیر).

http://www.econ.cam.ac.uk/people-files/emeritus/mhp1/wp21/LP_Iran_sanctions-Replication_files_(Aug_2021).zip

این پژوهش نیز، برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در جهت بهبود سرمایه‌گذاری‌شان می‌تواند مفید واقع شود.

ساختار مقاله به این صورت است که در بخش دوم به ادبیات موضوع می‌پردازیم. در سومین بخش، به تشریح مدل پرداخته می‌شود و سپس در چهارمین بخش، داده‌ها و تحلیل نتایج ارائه می‌شود و پنجمین بخش نیز نتیجه‌گیری بیان خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. آثار تحریم‌های بین‌المللی بر بازار سهام

بر روی شاخص قیمت سهام، عوامل گوناگونی می‌تواند تأثیر بگذارد، تحریم‌های اقتصادی، یکی از این عوامل، است. تحریم‌های اقتصادی برای کشور تحریم شده، محدودیت‌هایی را در مبادلات بین‌المللی و سرمایه‌گذاری ایجاد می‌نماید که از آن معمولاً به‌عنوان ابزاری برای پیشبرد اهداف سیاسی به کار می‌برند. به بیان دیگر، تحریم‌ها مجازات‌های اقتصادی هستند که توسط یک کشور یا گروهی از کشورها علیه کشوری دیگر وضع می‌نمایند برای اینکه هدف‌های سیاسی موردنظر کشورهای تحریم‌کننده را برآورده نمایند (مهدی لو و همکاران، ۱۳۹۸).

تحریم‌ها تأثیرات بسیار قابل‌توجهی بر نرخ ارز، تورم و رشد تولید دارد، اما بر رشد عرضه پول تأثیر نمی‌گذارد. همچنین کاهش شدید ارزش پول (با افزایش چشمگیر) و نرخ تورم بالا مجاری مهمی هستند که از طریق آنها تحریم‌ها بر اقتصاد واقعی تأثیر می‌گذارد. تحریم‌ها پیامدهای ناخواسته مثبت متعددی را به دنبال داشته است. جالب اینجاست که اقتصاد ایران در آغاز تحریم‌ها به‌اندازه کشورهایی مانند عربستان به صادرات نفت وابسته بود. محدودیت صادرات نفت در مدت‌زمان نسبتاً طولانی منجر به تحولات ساختاری مهمی در اقتصاد ایران شده است، با افزایش چشمگیر صادرات غیرنفتی، به‌ویژه پتروشیمی‌ها، محصولات سبک تولیدی و کالاهای کشاورزی. همچنین موفقیت‌های قابل‌توجهی در دسترسی به اینترنت و افزایش شرکت‌های فناوری پیشرفته و دانش‌بنیان در ایران مانند دیجی‌کالا، اسنپ و کافه‌بازار به‌دست‌آمده است. به‌احتمال زیاد تحریم‌های آمریکا تا حدی مسئول ظهور سریع شرکت‌های فناوری پیشرفته در ایران در دهه گذشته بوده است (پسران[1] و لاداتی، ۲۰۲۱).

[1]. Pesaran and Laudati

تحریم‌های بین‌المللی، معمولاً از دو کانال اعمال می‌شود که اولین کانال، واردات و صادرات است. تحریم‌های اقتصادی بر ساختار تجاری کشور هدف تأثیر می‌گذارند. محدودیت صادرات نفت منجر به مشکلات مالی، کاهش درآمد نفتی و کاهش ارز دریافتی می‌شود که باعث افزایش انحرافات و نوسانات نرخ ارز خواهد شد از سوی دیگر کاهش واردات منجر به کاهش عرضه کالا در کشور می‌شود. تحت شرایط تقاضای ثابت، ارز داخلی به‌سرعت افزایش و انحرافات و نوسانات نرخ ارز افزایش می‌یابد. اتحادیه اروپا و آمریکا تحریم‌های گسترده تجاری بین ایران و جامعه بین‌المللی را اعمال کردند که منجر به کاهش سریع تولید نفت و حجم صادرات، کاهش شدید درآمد نفت و افزایش بیکاری شد که اقتصاد ایران به‌شدت وابسته به صادرات نفت را در مخمصه قرارداد. (ژیونگ و تیان[1]، ۲۰۱۵)

کانال مالی کانال دیگر و دوم است. زمانی که یک کشور شامل تحریم‌هایی مانند سرمایه‌گذاری‌ها و معاملات مالی ممنوع می‌گردند، همچنین مسدودشدن دارایی‌های و محدودیت صدور اعتبارات شوند تأمین مالی شرکت‌های داخلی آن تنها می‌تواند از طریق بانک مرکزی انجام شود و این کار باعث ایجاد تورم و افزایش نوسانات و انحرافات نرخ ارز می‌شود (گورویچ و پریل اپسکی[2]، ۲۰۱۵).

زمانی که تحریم‌های اقتصادی، شدت می‌یابد، محصولات نفتی و غیرنفتی میزان صادراتش کاهش پیدا می‌کند و به دنبال آن مبلغ ارزی که به کشور وارد می‌شود نیز کاهش پیدا می‌کند و در اثر کاهش‌یافتن مبلغ ارز در کشور، باعث کاهش واردات می‌شود. میزان فعالیت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس با کاهش صادرات و واردات، نیز روند کاهشی می‌یابند. شرکت‌ها در اثر اعمال تحریم‌ها برای تأمین منابع ارزی که از بانک‌ها نیاز دارند و نیز تأمین‌کنندگان سرمایه خارجی را دچار مشکل می‌نمایند، بنابراین تولیدکنندگانی که از طریق فاینانس و یوزانس، منابعی که نیاز دارند را تأمین می‌نمایند، با مشکل مواجه شده و به دلیل اینکه تسهیلات ارزی و ریالی در فرایند تولید، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، نمی‌تواند محصولات خود را طبق زمان‌بندی که پیش‌بینی نموده‌اند، تأمین کنند. در نتیجه در این شرکت‌ها، باعث می‌شود که میزان سرمایه‌گذاری کاهش پیدا کند و به دنبال باعث نزولی شدن شاخص سهام می‌شود. لازم به توضیح است که در هر صنعت،

---

1. Xiong and Tian
2. Gurvich and Prilepskiy

کاهش شاخص سهام باتوجه‌به اینکه چه میزان وابستگی آن صنعت به صادرات و واردات است دارای تفاوت است (رحمان پور، عابد و الفتی، ۱۴۰۰).

همواره تحریم‌های اقتصادی در برابر دستیابی به قدرت در عرصه اقتصاد، مانعی سخت است. همچنین تحریم‌هایی که علیه جمهوری اسلامی ایران از اتحادیه اروپا و سوی آمریکا شد بخش زیادی از اقتصاد کشور را تحت‌تأثیر قرار داده است؛ به صورتی که علاوه بر محدودیت‌های قبلی که در قالب روابط تجاری و محدودیت بر سرمایه‌گذاری خارجی اعمال شده است به‌منظور فلج نمودن اقتصاد ایران، ممنوعیت در صادرات نفت را نیز در نظر گرفتند و تحریم‌های اقتصادی با ایجاد مانع بر سر راه صادرات نفت و ارتباطات پولی و مالی ایران و ناکارآمدی داخلی باعث کندشدن روند توسعه اقتصادی ایران شده است (بگیرو و متوس[1]، ۲۰۱۹).

۲-۲. پیشینه پژوهش

۱-۲-۲. مطالعات داخلی

خمسه و معماریان (۱۳۹۹) در تحقیقی به بررسی تأثیر تحریم‌های بین‌المللی بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران بین دوره زمانی سال ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۷ با مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده[2] پرداختند. بر اساس این تحقیق نتیجه گرفتند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت تحریم‌های بین‌المللی بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران تأثیر منفی و معناداری را دارا می‌باشد و نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر معنادار مثبتی متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم و تراز تجاری بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌گذارند و البته بین ذخایر ارزی و شاخص بازار سهام رابطه معناداری یافت ننمودند.

کشاورز حداد، ابو نوری و جهانی (۱۳۹۹) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نااطمینانی درآمد نفت و تحریم‌ها بر متغیرهای اقتصاد کلان کشور ایران در طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۷۰ پرداختند. در این پژوهش جهت مطالعه آثار تکانه‌های نوسانات درآمد نفت و تحریم‌ها در اقتصاد کشور از الگوی ورماکس‌گارچ[3] با لحاظ شکست ساختاری واریانس شرطی استفاده نموده‌اند. نتایج مطالعه آنها که بر سه بخش تولید، بازار ارز و بازار سرمایه متمرکز بود، نشان داد هر تکانه‌ای که از ناحیه رشد درآمد نفت و یا شاخص تحریم به وقوع بپیوندد هر سه بخش تولید، بازار ارز و بازار سرمایه را متأثر می‌سازد. همچنین افزایش فشار

---

1. Bagirov and Mateus
2. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
3. VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK

تحریم‌ها منجر به سرریز نااطمینانی به‌تمامی بخش‌های موردمطالعه و کاهش فعالیت‌های تولیدی شده و نرخ ارز را به سمت بالا متأثر می‌کند.

رصاف، رستم‌زاده، اسلام لوئیان و هادیان (۱۴۰۰) تحقیقی را با عنوان اثرات جهانی تحریم نفتی ایران: کاربردی از نظریه بازی‌ها را از زمان پیروزی انقلاب اسلامی ایران در سال ۱۳۵۷ الی ۱۳۹۹ انجام داده‌اند. به علت اینکه در یک فرایند تجاری بین‌المللی، تحریم نفت ایران از سوی آمریکا و همراهانش، متغیرهای اقتصاد ایران و جهان را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و به علت تأثیرات چندجانبه این تحریم‌ها بر متغیرهای اقتصادی و اثرات غیرمستقیم آن بر متغیر رفاه، از یک مدل استفاده شده تا تعادل عمومی قابل‌محاسبه پنج منطقه‌ای، ویژه تجارت جهانی پیامدهای حاصله از درخت بازی بین سه بازیگر مستقل آمریکا، اتحادیه اروپا و ایران محاسبه گردد. بستار مدل جیتپ متناسب با فروض به‌کارگرفته‌شده تغییر داده شده است. نتایج نشان می‌دهد مناطق آمریکا، ایران و عمده خریداران نفت از ایران از تحریم‌ها، آسیب می‌بینند که میزان این آسیب با افزایش محدودیت‌های نفتی بیشتر می‌شود. در تحریم‌های ضعیف علیه ایران اتحادیه اروپا، اثرات رفاهی مثبتی را تجربه می‌کند؛ اما با شدت‌گرفتن تحریم‌ها آنها نیز از تحریم‌های نفتی ایران دچار زیان می‌شوند. تعادل نش بازی در جایی اتفاق می‌افتد که آمریکا و اتحادیه اروپا بازه تحریم‌های ضعیف را علیه ایران انتخاب می‌کنند. همچنین تعادل نش بازی نشان می‌دهد که ایران تسلیم تحریم‌های نفتی اعمال شده نخواهد شد و به دنبال یافتن راهی برای کم‌اثر کردن تحریم‌ها خواهد بود چرا که می‌تواند با این کار وضعیت رفاهی خود را بهبود بخشد. به علت وجود هزینه‌های اقتصادی ناشی از تحریم‌های نفتی علیه ایران، عدم تفاهم کامل بین آمریکا و اروپا و تلاش ایران برای دورزدن تحریم‌ها به نظر می‌رسد که آمریکایی‌ها نتوانند صادرات نفت ایران را به صفر برسانند.

رحمان پور، عابد و الفتی (۱۴۰۰) در مقاله‌ای «اثرگذاری تحریم‌های تجاری بر شاخص صنایع مختلف پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» در دوره زمانی سال ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۷ را بررسی نموده‌اند. جهت آزمون فرضیه پژوهش از مدل رگرسیونی چندمتغیره استفاده نموده‌اند و همچنین شاخص اندازه‌گیری تحریم اقتصادی، تحریم صادرات و واردات در کشور است. به‌عنوان نمونه آماری، برای این منظور، ۷ صنعت مشتمل بر ۹۴ شرکت را برای مطالعه انتخاب شد. جهت مطالعه انتخاب گردیده است. از این پژوهش نتیجه گرفتند که تحریم‌های صادرات، از نظر شدت اثرگذاری، بر شاخص سهام صنایع خودرو، غذایی به جز قند و شکر و کانی‌های فلز تأثیر منفی و معنی‌داری را دارا است.

همچنین تحریم‌های واردات نیز بر شاخص سهام صنایع خودرویی، دارویی، غذایی به جز قند و شکر و فلزات اساسی تأثیر منفی و معنی داشته است.

مطالعات انجام‌گرفته نشان می‌دهد که بیشتر پژوهش‌ها، به بررسی اثر تحریم‌های بین‌المللی بر متغیرهای کلان اقتصادی یا شاخص کل صورت‌گرفته است. نزدیک‌ترین مطالعه به پژوهش ما مطالعه رحمان پور و همکاران (۱۴۰۰) است که روی ۷ شاخص بورس تهران در دوره زمانی سال ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۷ تأثیر تحریم‌ها را بررسی نموده‌اند که پژوهش ما هم از لحاظ دوره زمانی و هم از لحاظ مدل اقتصادسنجی و نیز شاخص تحریم استفاده شده، همچنین تعداد شاخص‌های مورد بررسی (۱۴ شاخص عملکردی بورس اوراق بهادار تهران) متفاوت است.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

میرکینا[1] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های پانلی تأثیر تحریم‌ها بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۱۸۴ کشور طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ را با استفاده از برآوردگرهای تصحیح شده سوگیری، مورد بررسی قرارداد. نتایج این مقاله نشان داد که تأثیر تحریم‌ها بر سرمایه‌گذاری خارجی، بسته به هزینه‌های تحریم و اعمال‌کننده تحریم اولیه، در طول زمان تغییر می‌کند. تحریم‌های گران‌قیمت (شدید) در کوتاه‌مدت منجر به کاهش قابل‌توجه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود، اگرچه تأثیر طولانی‌مدت ندارند. افنسیو، فدوروا و لدیاوا[2] (۲۰۲۱) در تحقیق خود با عنوان قدرت واژه‌ها: توییت‌های دونالد ترامپ، تحریم‌ها و روبل روسیه، تأثیر اظهارات و احساسات دونالد ترامپ توسط توییت‌های مرتبط با روسیه بر نرخ ارز روبل روسیه به طور تجربی و به‌صورت روزانه از ۲۰۱۶/۱۰/۰۳ تا ۲۰۱۸/۰۸/۳۱ مورد بررسی قرار دادند و جهت تحلیل از مدل‌های اقتصادسنجی، خودرگرسیون میانگین متحرک[3] ، مدل‌ها گارچ[4] و مارکوف - سوئیچینگ[5] استفاده نموده‌اند. نتیجه گرفتند که احساسات توییت‌های ترامپ بر پویایی نرخ ارز روسیه تأثیر منفی داشته و تأثیر آن در کوتاه‌مدت است. به‌خصوص در دوره‌های کوتاه‌مدت حدود ۱۰ روزه، شعارهای توییتی ترامپ با احساسات منفی نسبت به روسیه موجب کاهش ارز روسیه بین ۴ تا ۱۰ درصد می‌گردد. علاوه بر این، رویکرد سوئیچینگ رژیمی مشخص نمود که این دوره‌ها مقارن با اجرا یا اعلام تحریم‌های تازه آمریکا هستند و نتیجه گرفته شد که

---

1. Mirkina
2. Afanasyev, Fedorova and Ledyaeva
3. Auto Regressive Moving Average with exigenous inputs model (ARMAX)
4. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
5. Markov Switching

تحریم‌های غربی بر اقتصاد روسیه دارای اثرات منفی است. سرانجام، تحلیل نشان داده است که تحریم‌های امریکا که با توییت منفی رئیس‌جمهور آمریکا همراه نبوده، روبل روسیه تحت‌تأثیر قرار نگرفته است. این نتیجه نشان‌دهنده نقش عواطف در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی می‌باشد.

پسران و لاداتی[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با عنوان شناسایی آثار تحریم‌ها بر اقتصاد ایران با استفاده از پوشش روزنامه، با استفاده از اندازه‌گیری جدیدی بر اساس پوشش روزنامه‌های روزانه که برای این منظور، شش روزنامه مهم روزانه جهان یعنی نیویورک‌تایمز[2]، واشنگتن‌پست[3]، لس‌آنجلس تایمز[4] و وال‌استریت ژورنال[5] در ایالات متحده و گاردین[6] و فایننشال تایمز[7] در انگلستان را به تحریم‌ها و ایران نیز می‌پردازند، در نظر گرفتند، شاخص تحریم را مشخص و سپس با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری[8] در بازه زمانی ۱۹۸۹ تا ۲۰۲۰، بررسی نمودند که شدت تحریم‌ها چگونه بر اقتصاد ایران تأثیر گذاشته است. بر اساس یافته‌های پژوهش، تحریم‌ها تأثیرات قابل‌توجهی بر نرخ ارز، تورم و رشد تولید دارند و ریال ایران در واکنش به تحریم‌ها و با افزایش تورم با کاهش ارزش، مواجه شده است. در صورت عدم وجود تحریم‌ها، متوسط رشد سالانه ایران در مقایسه با ۳ درصد تحقق‌یافته، می‌تواند حدود ۴ تا ۵ درصد باشد. همچنین مشخص‌شده است که تحریم‌ها آثار نامطلوبی بر اشتغال، مشارکت نیروی کار، تحصیلات متوسطه و دبیرستان دارند و این تأثیرات برای زنان افزایش‌یافته است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. مدل‌های چندمتغیره خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس (مدل گارچ چندمتغیره (ام‌گارچ[9]))

مدل‌های آرچ و گارچ تک‌متغیره به مدل‌های آرچ و گارچ چندمتغیره (ام‌گارچ) گسترش

---

1. Pesaran and Laudati
2. New York Times
3. Washington Post
4. Los Angeles Times
5. The Wall Street Journal
6. Guardian
7. Financial Times
8. Structural Vector Autoregression (SVAR)
9. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MGARCH)

پیدا کردند. در مدل‌های گارچ چندمتغیره ماتریس واریانس کوواریانس جمله‌های اخلال سری‌ها برآورد می‌گردند درصورتی‌که در مدل‌های تک‌متغیره فقط واریانس جملات اخلال سری‌ها محاسبه می‌گردد؛ بنابراین، مدل گارچ چندمتغیره برای تحلیل هم حرکتی نوسانات و اثرات اهرمی بین بازارهای سهام بین‌المللی و تشخیص‌دادن شاهدهایی مبنی بر وجود انتقال نوسانات در میان بازارهای سهام مختلف به‌وسیله چو، لین و وو[1] (۱۹۹۹)، بروکز و هنری[2] (۲۰۰۰) و لی[3] (۲۰۰۷) به کار گرفته گردیده است.

برای توضیح مدل‌های ام‌گارچ، بردار فرایند تصادفی (متغیرهای وابسته) $\{y_t\}$ با ابعاد $N\times1$ را می‌توان در نظر گرفت. فرض شده است که امگا (که با Ω_{t-1} نشان‌داده‌شده است) به‌وسیله اطلاعات گذشته تا زمان $t-1$ ایجاد گردیده است. بردار پارامترها را با θ مشخص می‌نماییم و لذا معادله زیر را در می‌توان در نظر گرفت:

$$y_t = \mu_t(\theta) + \mathcal{E}_t \qquad (۱)$$

$\mu_t(\theta)$: بردار متغیرهای مستقل یا بردار میانگین شرطی می‌باشد (که شامل وقفه‌های y_t نیز می‌تواند باشد)

$$\mathcal{E}_t = H^{1/2}{}_t(\theta)z_t \qquad (۲)$$

H_t: ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی است و لذا، $H^{1/2}{}_t(\theta)$ یک ماتریس معین مثبت بوده و دارای ابعاد $N\times N$ می‌باشد. فرض شده است که بردار تصادفی z_t با ابعاد $N\times1$ دارای گشتاورهای مرتبه اول و دوم ذیل می‌باشد:

$$E(z_t) = 0 \ , \ Var(z_t) = I_N \qquad (۳)$$

I_N ماتریس واحد از مرتبه N است. برای توضیح در مورد $H^{1/2}{}_t$ ماتریس کوواریانس شرطی y_t به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Var(y_t/\Omega_{t-1}) = Var_{t-1}(y_t) = Var_{t-1}(\varepsilon_t)$$
$$= H^{1/2}{}_t Var_{t-1}(z_t)(H^{1/2}{}_t)' = H_t \qquad (۴)$$

بنابراین، $H^{1/2}{}_t$ ماتریس معین مثبت $N\times N$ است، به‌نحوی‌که H ماتریس کوواریانس شرطی y_t باشد. هم H_t (ماتریس کوواریانس شرطی) و هم μ_t (میانگین شرطی) تابعی از بردار پارامتر ناشناخته θ می‌باشند. در اکثر موردها θ به دو قسمت مجزا تقسیم می‌گردد، یک قسمت برای H_t و قسمت دیگر برای μ_t می‌باشد. اگرچه پارامترهای گارچ، میانگین شرطی را تحت‌تأثیر قرار نمی‌دهد، بااین‌حال، پارامترهای میانگین شرطی از طریق

[1]. Chou, Lin and Wu
[2]. Brooks and Henry
[3]. Li

پسماندها در تصریح واریانس شرطی وارد می‌گردد. بیشتر μ_t را به‌صورت تابعی از مقادیر گذشته از طریق نمایش خودرگرسیون میانگین متحرک برداری[1] برای سطح y_t تصریح می‌کنند.

مسئله عمده در تخمین مدل‌های گارچ چندمتغیره (ام‌گارچ[2]) تعداد پارامترهای مدل می‌باشد که می‌بایست برآورد گردند و نیز اطمینان از مثبت معین‌بودن ماتریس کوواریانس شرطی H_t می‌باشد. بعد از معرفی مدل‌های آرچ چندمتغیره توسط انگل[3] (۱۹۸۲)، پژوهش‌های زیادی به ارائه تصریح‌های مدل مختلف و بنابراین، تصریح‌های مختلف برای H_t پرداخته‌اند تا مشکل‌های تخمین را مرتفع کنند (باونز و دش[4]، ۲۰۰۶). در مدل گارچ چندمتغیره، از تصریح‌های معروف، می‌توان به مدل‌های همبستگی شرطی ثابت سی‌سی‌سی - گارچ[5] بلرسلو (۱۹۹۰)[6] و همبستگی شرطی پویا دی‌سی‌سی - گارچ انگل (۲۰۰۲) اشاره نمود که در ادامه به معرفی این مدل‌ها می‌پردازیم.

۲-۳. مدل همبستگی شرطی ثابت دی‌سی‌سی – گارچ

در ادبیات گارچ چندمتغیره یکی از مهم‌ترین اشکالات، تعداد پارامترهای بالای آن بوده است. جهت حل این مشکل، بلرسلو (۱۹۹۰) یک نوع از مدل‌های ام‌گارچ را پیشنهاد نموده است که آن را مدل همبستگی شرطی ثابت سی‌سی‌سی - گارچ نام‌گذاری نمود. در این مدل، همبستگی‌های شرطی ثابت در نظر گرفته‌شده و کوواریانس‌های شرطی، نسبتی از حاصل‌ضرب انحراف معیارهای شرطی متناظر است. این محدودیت تعداد پارامترهای ناشناخته را به‌شدت کاهش می‌دهد و بنابراین تخمین آن ساده است. در این مدل ماتریس همبستگی شرطی به‌صورت رابطه زیر تعریف شده است:

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1N} \\ \dots & \dots & \dots \\ \rho_{N1} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \qquad (۵)$$

---

1. Vectorial Autoregressive Moving Average (VARMA)
2. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MGARCH)
3. Engle
4. Bauwens and Dash
5. Constant Conditional Correlation - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (CCC-GARCH)
6. Bollerslev

که در آن، ماتریس ρ_{ij}، ضریب همبستگی بین متغیرهای i و j می باشد. ثابت در نظر گرفتن همبستگی‌های شرطی باعث کاهش تولید پارامترها شده و در نتیجه برآورد ساده‌تر می‌شود. با این شرط ماتریس واریانس شرطی H_t، به صورت زیر می‌باشد:

$$H_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11t}}, \dots, \sqrt{h_{NNt}})\ [R]\ \text{diag}(\sqrt{h_{11t}}, \dots, \sqrt{h_{NNt}}) \quad (۶)$$

در حالت دومتغیره (N=2) و $p = q = 1$، حالت گسترده ماتریس H_t به‌صورت شکل زیر می‌باشد. عملگر diag، عملگردی می‌باشد که عناصری که روی قطر ماتریس هستند را انتخاب می‌نماید.

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22t}} \end{bmatrix} \quad (۷)$$

که در آن، واریانس‌های h_{11t} و h_{22t}، همان فرآیند گارچ چند متغیره با $p = q = 1$ در واقع هستند.

۳-۳. مدل همبستگی شرطی پویا دی‌سی‌سی - گارچ[1]

ثابت‌بودن همبستگی‌های شرطی ممکن است واقعی به نظر نرسد. کریستودولاکیس و ساشل[2] (۲۰۰۲)، انگل[3] (۲۰۰۲) و سه و سویی[4] (۲۰۰۲)، حالت تعمیم‌یافته مدل سی‌سی‌سی - گارچ[5] را از طریق وابسته کردن ماتریس همبستگی شرطی به زمان پیشنهاد نموده‌اند. این مدل با عنوان مدل همبستگی شرطی پویا دی‌سی‌سی - گارچ شناخته شده است. این مدل، آسانی تخمین مدل همبستگی شرطی ثابت بلرسلو را حفظ کرده و نیز همبستگی‌ها را در طول زمان، متغیر در نظر گرفته است.

جهت بررسی نمودن همبستگی بین متغیرهای اقتصادی در طی زمان، مدل‌های چندمتغیره واریانس ناهمسانی شرطی پویا را مورداستفاده قرار می‌دهند. یکی از ویژگی‌های این مدل‌ها که مهم می‌باشد، برآورد پویای ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی بین متغیرها می‌باشد و به دنبال آن برآورد همبستگی پویای بین آن‌ها است. الگوی دی سی‌سی گارچ نسبت به سایر روش‌های تخمین دارای مزیت‌هایی است. این الگو تغییر در همبستگی‌های شرطی در طول زمان را شناسایی می‌کند و این امکان را

---

1. Dynamic Conditional Correlation - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (DCC-GARCH)
2. Christodoulakis and Satchell
3. Engle
4. Tse and Tsui
5. Constant Conditional Correlation - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (CCC-GARCH)

می‌دهد تا رفتار پویای سرمایه‌گذار در پاسخ به اخبار و تغییرات مختلف را شناسایی کرد (راجوانی[1] و کومار[2]، ۲۰۱۶). همچنین، این مدل این امکان را می‌دهد تا در معادله میانگین، متغیرهای توضیحی اضافی را جهت اطمینان از خوبی برازش مدل در نظر بگیریم (چیتدی[3]، ۲۰۱۵). باتوجه‌به مطالعات تجربی صورت‌گرفته توسط انگل (۲۰۰۲) و انگل و شپارد[4] (۲۰۰۱) مدل دی سی‌سی گارچ چندمتغیره به شرح زیر می‌باشد:

$$r_{it} = \emptyset_{i0} + \emptyset_{i1} r_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_t = H^{1/2}_t u_t$$

$$\varepsilon_t : N(0, H_t) \tag{۸}$$

$$h_{it} = \omega_i + \delta_i \varepsilon^2_{it-1} + \gamma_i h_{it-1} \tag{۹}$$

که در آن $\varepsilon_{i,t}$ باقیمانده استانداردشده و $h_{i,t}$ واریانس شرطی است.

$$H_t = D_t R_t D_t \tag{۱۰}$$

H_t ماتریس کوواریانس شرطی 2×2، R_t ماتریس همبستگی شرطی و D_t ماتریس قطری با انحراف معیار متغیر - زمان است.

$$D_t = \{diag(H_t)\}^{1/2}, \text{ if: } I = 1,2 \longrightarrow D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22t}} \end{bmatrix} \tag{۱۱}$$

$$R_t = diag\,(Q_t)^{-1/2} Q_t diag\,(Q_t)^{-1/2} \tag{۱۲}$$

که در آن Q_t ماتریس تعریف‌شده مثبت متقارن 2×2 است و $Q_t = (q^{ij}{}_t)$ به‌صورت زیر است:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\overline{Q} + \alpha\,(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) + \beta Q_{t-1} \tag{۱۳}$$

$\overline{Q}$ ماتریس 2×2 همبستگی غیرشرطی باقیمانده‌های استانداردشده است. α و β پارامترهای غیر منفی هستند که شرط $\alpha + \beta < ۱$ را تأمین می‌کنند. محدودیت‌های بیان‌شده برای پارامترهای α و β تضمین می‌کند که Q_t معین مثبت باشد و این، شرط لازم و کافی برای معین بودن ماتریس R_t است (انگل[5] و شپارد[6]، ۲۰۰۱). تخمین ضریب همبستگی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij.t}}{\sqrt{q_{ii.t} q_{jj.t}}} \tag{۱۴}$$

که در آن $q_{ij.t}$ به صورت ذیل می‌باشد:

---

1. Rajwani
2. Kumar
3. Chittedi
4. Sheppard
5. Engle
6. Sheppard

$$q_{ij.t} = (1-\lambda)\varepsilon_{i\,t-1}\varepsilon_{j\,t-1} + \lambda q_{ij.t-1} \quad (۱۵)$$

مدل گارچ دومتغیره قطری فرض می‌کند همبستگی پویا میان بازدهی دارایی‌ها صفر است، به‌طوری‌که $p_{i,j,t} = 0$ برای تمامی مقادیر i و j برقرار است. از طرف دیگر، همچنین همبستگی شرطی ثابت را به‌صورت $R_{i,j} = p_{i,j}$ و $R_t = R$ در نظر می‌گیرد (راجوانی[1] و کومار[2]، ۲۰۱۶).

۳-۴. توضیح متغیرهای الگو

متغیر مستقل SA (شاخص تحریم) است و متغیرهای وابسته شامل شاخص‌های TSE1 (انبوه‌سازی)، TSE2 (بانک‌ها)، TSE3 (بیمه)، TSE4 (خودرو)، TSE5 (سرمایه‌گذاری‌ها)، TSE6 (فلزات اساسی)، TSE7 (شاخص لاستیک)، TSE8 (سیمان)، TSE9 (شیمیایی)، TSE10 (صنعت)، TSE11 (فرآورده‌های نفتی)، TSE12 (مواد دارویی)، TSE13 (حمل‌ونقل)، TSE14 (قند و شکر)، است. مدل به‌صورت زیر مشخص‌شده است:

$$TSE_i = f_i(SA) \qquad i = 1,2,\ldots,14 \quad (۱۶)$$

در این مدل TSE_i مربوط به شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران (متغیرهای وابسته) است و از لگاریتم‌های طبیعی متغیرها برای تفسیر اقتصادی بهتر مدل استفاده می‌شود (گوهمنوغلو[3] و همکاران، ۲۰۱۵).

$$In(TSE_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Ln(SA_{t-L}) + \varepsilon_t \qquad L > 0 \quad (۱۷)$$

در این پژوهش از روش ناهمسان واریانس شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته چندمتغیره (ام‌گارچ[4])، مدل همبستگی شرطی پویا دی‌سی‌سی - گارچ[5] جهت تأثیر شاخص تحریم بر شاخص‌های عملکردی بورس تهران و برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته[6] و آزمون فیلیپس پرون[7] و نیز از آزمون ناهمسانی واریانس (اثر

---

1. Rajwani
2. Kumar
3. Gokmenoglu
4. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MGARCH)
5. Dynamic Conditional Correlation Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (DCC-GARCH)
6. Augmented Dickey Fuller (ADF)
7. Phillips-Perron

آرچ[1]) جهت بررسی وجود اثر آرچ استفاده می‌شود. در ادامه به توضیح مدل پژوهش می‌پردازیم.

۴. داده‌ها و نتایج تجربی

۴-۱. معرفی داده‌ها

دوره زمانی بررسی از ابتدای سال ۱۳۸۹ (۲۰۱۰ میلادی هفته ۱۱) الی سال ۱۳۹۹ (۲۰۲۰ میلادی هفته ۵۲)، به مدت حدود ۱۰ سال است. به دلیل اینکه بازارهای بین‌المللی شنبه و یکشنبه تعطیل و ایـران پنجشنبه و جمعه را تعطیل می‌باشد، ما تنها سه روز کاری در هفته خواهیم داشـت. به همین دلیل از داده‌های هفتگی استفاده نموده‌ایم. به همین دلایل تئودوشیو[2] و همکاران (۲۰۰۴) نیز از داده‌های سری زمانی هفتگی استفاده نموده‌اند. داده‌های این تحقیق و اطلاعات مربوطه را، از شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و شاخص تحریم[3] را از مطالعه پسران و لاداتی (۲۰۲۱) که با عنوان شناسایی آثار تحریم‌ها بر اقتصاد ایران، شاخص تحریم‌های اقتصادی ایران را برای دوره زمانی ۱۹۸۹ تا ۲۰۲۰ میلادی، محاسبه نموده‌اند، از این شاخص، داده‌های مرتبط با دوره زمانی ۲۰۱۰ الی ۲۰۲۰ را در پژوهش استفاده نموده‌ایم. البته داده‌های شاخص تحریم فوق به‌صورت فصلی بوده است که با استفاده از قابلیت ویژه نرم‌افزار ایویوز[4]، داده‌های فصلی را به هفتگی تبدیل نموده‌ایم. در جدول ۴-۱ برخی از آماره‌های توصیفی مهم سری‌های زمانی متغیرهای موردمطالعه گزارش شده است.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی مهم سری‌های زمانی متغیرهای موردمطالعه

شرح	TSE1	TSE2	TSE3	TSE4	TSE5
میانگین	۱۶۷۸/۸۸۹	۱۱۲۸/۹۲۷	۸۹۸۲/۵۱۲	۳۶۰۰۹/۳۵	۴۰۸۳/۴۰۴
میانه	۷۳۵/۶۱۲۵	۶۱۴/۹۲۷۵	۳۶۷۴/۸۸	۱۲۸۸۲/۹۳	۱۶۵۲/۹۲
بیشترین	۲۰۵۰۳/۱	۱۰۵۹۲/۱۳	۹۱۱۳۱/۸۴	۵۹۸۷۰۷/۶	۴۷۰۲۴/۹۶
کمترین	۲۸۲/۹۴	۱۶۲/۳۸	۱۴۰۸/۴۲	۳۵۷۸/۲۶	۳۱۴/۳۴
انحراف معیار	۳۳۹۰/۸۶۲	۱۹۳۷/۲۸۴	۱۷۰۹۱/۲۲	۸۴۳۳۰/۸۵	۸۳۴۹/۴۵۲
چولگی	۳/۷۲۸۶۷۲	۳/۵۲۷۶۰۴	۳/۳۴۷۳۱۹	۴/۲۰۳۷۱	۳/۴۳۷۲۸

[1]. ARCH
[2]. Theodossiou
[3]. http://www.econ.cam.ac.uk/people-files/emeritus/mhp1/wp21/LP_Iran_sanctions-Replication_files_(Aug_2021).zip
[4]. EViews

کشیدگی	۱۶/۲۶۲۸۳	۱۴/۴۹۱۶۲	۱۳/۴۴۴۴۴	۲۱/۲۲۷۲۱	۱۴/۰۶۲۴۷
جارک برا	۵۴۲۱/۳۰۴	۴۲۵۷/۹۳	۳۶۰۳/۹۳۲	۹۴۳۴/۹۴۸	۳۹۷۲/۳۵۲
احتمال	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
شرح	**TSE6**	**TSE7**	**TSE8**	**TSE9**	**TSE10**
میانگین	۱۱۳۶۷۷/۸	۴۲۴۳۸/۷	۱۴۳۵/۲۳۸	۱۰۷۷۰/۳۷	۱۵۷۹۲۷/۵
میانه	۳۲۹۲۸/۳۶	۱۶۵۷۹/۴۸	۶۷۸/۱۹	۴۷۲۹/۲۷۵	۶۲۹۹۵/۰۴
بیشترین	۱۳۴۲۴۵۲	۴۵۲۳۵۱/۶	۱۳۶۳۰/۱۲	۱۰۵۸۸۳/۸	۱۸۰۳۶۸۵
کمترین	۶۷۳۰/۶۲	۱۷۷۸/۷۶	۱۶۴/۳۶	۴۵۰/۷۶	۹۸۲۵/۲۲
انحراف معیار	۲۴۴۸۶۴/۸	۸۷۵۵۱/۳۷	۲۵۷۶/۱۶	۲۰۲۶۵/۴۲	۳۱۳۶۴۱/۵
چولگی	۳/۵۱۷۹۷۴	۳/۲۲۶۶۳۳	۳/۱۵۸۱۴	۳/۳۳۵۸۸۳	۳/۴۴۶۳۲۸
کشیدگی	۱۴/۷۶۶۸	۱۲/۴۲۰۷۹	۱۲/۲۱۱۷۷	۱۳/۳۷۳۰۶	۱۴/۳۶۷۵۲
جارک برا	۴۴۰۱/۴۴۸	۳۰۵۳/۴۳۸	۲۹۲۱/۲۷۸	۳۵۶۱/۹۷۶	۴۱۳۸/۴۱۱
احتمال	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
شرح	**TSE11**	**TSE12**	**TSE13**	**TSE14**	**SA**
میانگین	۶۴۶۷۰۶/۲	۱۶۵۳۴/۶۴	۷۲۲۷/۴۰۸	۲۱۸۴۱/۶۵	۰/۳۶۹۸۵۶
میانه	۲۲۰۰۹۰/۹	۵۴۲۸/۵۳	۳۸۲۰/۰۱۳	۴۹۶۷/۶۶	۰/۳۷۰۷۴۴
بیشترین	۹۳۹۱۹۴۴	۱۶۷۱۱۳/۶	۱۱۰۰۸۰/۳	۲۴۷۶۹۷/۳	۰/۹۹۲۹۹۹
کمترین	۲۵۸۱۱/۰۲	۷۰۶/۱۸	۴۹۹/۲۴	۵۶۹/۳۶	۰/۵۸۲۳۵
انحراف معیار	۱۳۶۶۲۸۸	۳۲۱۶۸/۹	۱۴۰۲۳/۲۹	۴۶۴۸۲/۱۴	۰/۲۲۸۴۷۱
چولگی	۳/۹۵۷۶۶۶	۲/۹۹۱۸۶۹	۴/۲۹۶۹۹۲	۳/۰۴۳۶۱۱	۰/۴۷۵۵۵۴
کشیدگی	۱۹/۶۷۹۶۳	۱۱/۲۲۹۱۴	۲۳/۴۵۸۲۴	۱۱/۴۷۲۴۲	۲/۳۳۳۷۹۲
جارک برا	۷۹۸۱/۸۶۲	۲۴۲۴/۱۸۶	۱۱۵۳۰/۲۷	۲۵۴۸/۵۸۲	۳۰/۱۷۱۳
احتمال	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس اطلاعات جدول، بررسی ضریب چولگی[1] و کشیدگی[2] سری متغیرهای موردنظر تفاوت فاحش از توزیع نرمال را نشان می‌دهد. همچنین نتیجه آماره آزمون جارک برا[3]، برای همه متغیرها نیز تأییدی بر این مطلب بوده، به‌طوری‌که فرضیه صفر نرمال بودن توزیع در متغیرهای موردمطالعه در سطح معناداری ۱ درصد رد شده است. قابل‌ذکر است

1. Skewness Coefficient
2. Kurtosis Coefficient
3. Jarque-Bera

اگر اندازه نمونه به‌اندازه کافی بزرگ باشد، پیامدهای انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً ناچیز است. باتوجه‌به قضیه حد مرکزی، می‌توان دریافت که حتی در غیاب نرمال بودن، آماره‌های آزمون به طور مجانب از توزیع‌های مناسب پیروی خواهند کرد. از سویی دیگر، برقراری تمام فروض کلاسیک در شرایط واقعی چندان قابل‌دستیابی نیست.

مقادیر ضریب چولگی مثبت یا منفی عدم تقارن در توزیع سری‌های موردمطالعه را نشان می‌دهد که چولگی مثبت، دنباله راست بلندتری نسبت به دنباله چپ و چولگی منفی دنباله چپ بلندتری نسبت به دنباله راست دارد. بر اساس مقادیر ضریب کشیدگی نیز توزیع‌های موردنظر اوج بلندتری نسبت به توزیع نرمال دارد و دارای دنباله پهن در دنباله‌های توزیع خود هستند.

۴-۲. بررسی مانایی متغیرها و اثر آرچ

بسیاری از متغیرهای سری زمانی مانا نیستند. ازاین‌رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به مانایی یا عدم مانایی آن‌ها اطمینان حاصل نمود. شایان‌ذکر است که در اکثر مطالعات جهت بررسی مانایی سری‌های زمانی صرفاً به آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته[1] اکتفا می‌شود، بااین‌وجود در صورت وجود همبستگی بین جملات خطا استفاده از این آماره صحیح نمی‌باشد و بایستی از آزمون فیلیپس پرون[2] نیز استفاده شود (قنبری و رسولی، ۱۳۹۱). در واقع چنانچه فرض استقلال و هم توزیعی جملات خطا، رد شود، جداول محاسبه شده توسط دیکی فولر قابل‌استفاده نمی‌باشد. علاوه بر این آزمون فیلیپس پرون برای سری‌های زمانی که دارای روند شکست ساختاری هستند نیز مناسب ارزیابی می‌شود (مرزبان و نجاتی، ۱۳۹۱). بعد از اطمینان حاصل‌کردن از مانایی متغیرهای سری زمانی، جهت انجام الگوی خانواده گارچ باید شرط واریانس ناهمسانی متغیرها را مورد بررسی قرارداد. جدول ۴-۲ نتیجه بررسی مانایی متغیرها و آزمون ناهمسانی واریانس یا به عبارتی وجود اثر آرچ[3] متغیرها نشان‌داده‌شده است. لازم به ذکر است متغیرها به‌صورت لگاریتمی و در تفاضل مرتبه اول، اثر آرچ آنها بررسی شده است که نتایج آن در جدول ۴-۳ نشان‌داده‌شده است.

[1]. Augmented Dickey Fuller (ADF)
[2]. Phillips-Perron (PP)
[3]. Heteroskedasticity Test: ARCH

جدول (۲): نتایج آزمون مانایی متغیرها، بر اساس دو آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون

نام متغیر	شرح	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته		آزمون فیلیپس پرون	
		در سطح متغیرها	با تفاضل‌گیری مرتبه اول	در سطح متغیرها	با تفاضل‌گیری مرتبه اول
TSE1	آماره t	۰/۰۰۲۲۷۲	-۱۳/۷۴۴۳۶	۰/۲۵۳۴۳۶	-۱۳/۷۴۷۶۹
	احتمال	۰/۹۹۶۲	۰/۰۰۰۰	۰/۹۹۸۴	۰/۰۰۰۰
TSE2	آماره t	-۰/۰۹۴۰۶۶	-۱۴/۶۷۱۴۶	-۰/۰۰۰۳۱۵	-۱۴/۸۵۱۹۵
	احتمال	۰/۹۹۴۹	۰/۰۰۰۰	۰/۹۹۶۲	۰/۰۰۰۰
TSE3	آماره t	-۰/۰۶۵۲۰۴	-۱۳/۹۴۷۱۳	۰/۴۱۱۵۰۶	-۱۳/۷۵۱۹
	احتمال	۰/۹۹۵۳	۰/۰۰۰۰	۰/۹۹۹۱	۰/۰۰۰۰
TSE4	آماره t	-۰/۵۳۰۴۳۱	-۱۵/۵۵۲۲۹	-۰/۶۹۶۰۴۱	-۱۶/۲۰۱۰۶
	احتمال	۰/۹۸۲	۰/۰۰۰۰	۰/۹۷۲۲	۰/۰۰۰۰
TSE5	آماره t	-۰/۲۳۴۷۰۱	-۱۳/۹۶۵۷۱	-۰/۲۷۹۲۱۹	-۱۴/۳۵۷۰۱
	احتمال	۰/۹۹۲۲	۰/۰۰۰۰	۰/۹۹۱۱	۰/۰۰۰۰
TSE6	آماره t	-۰/۲۲۱۸۴۵	-۱۴/۱۹۷۸۷	۰/۱۵۶۶۹۶	-۱۴/۳۶۰۰۸
	احتمال	۰/۹۹۲۵	۰/۰۰۰۰	۰/۹۹۷۷	۰/۰۰۰۰
TSE7	آماره t	-۰/۵۸۷۹۹۳	-۱۴/۷۰۳۱۶	-۰/۴۳۵۳۲۵	-۱۴/۶۵۴۹۶
	احتمال	۰/۹۷۹	۰/۰۰۰۰	۰/۹۸۶۱	۰/۰۰۰۰
TSE8	آماره t	-۰/۳۰۸۷۱۹	-۱۲/۶۸۰۴۴	-۰/۳۱۸۳۶	-۱۲/۷۰۳۴۵
	احتمال	۰/۹۹۰۳	۰/۰۰۰۰	۰/۹۹	۰/۰۰۰۰
TSE9	آماره t	-۰/۵۶۷۲۰۳	-۱۴/۶۵۶۰۳	-۰/۴۶۲۴۱۱	-۱۴/۶۳۷۴۵
	احتمال	۰/۹۸۰۱	۰/۰۰۰۰	۰/۹۸۵	۰/۰۰۰۰
TSE10	آماره t	-۰/۲۸۲۲۸۱	-۱۳/۳۰۶۱۹	-۰/۳۰۴۴۵۶	-۱۳/۳۷۲۴۳
	احتمال	۰/۹۹۱	۰/۰۰۰۰	۰/۹۹۰۴	۰/۰۰۰۰
TSE11	آماره t	-۱/۲۸۸۴۷۸	-۱۶/۲۵۲۵۷	-۱/۳۰۰۷۴۴	-۱۶/۱۹۲۱۵
	احتمال	۰/۸۸۹۵	۰/۰۰۰۰	۰/۸۸۶۶	۰/۰۰۰۰
TSE12	آماره t	-۰/۸۹۵۷	-۷/۸۷۵۱۶	-۰/۶۱۰۵۲۷	-۱۴/۲۷۰۴
	احتمال	۰/۹۵۴۵	۰/۰۰۰۰	۰/۹۷۷۷	۰/۰۰۰۰
TSE13	آماره t	-۲/۲۲۴۹۹۸	-۱۶/۳۴۴۰۱	-۲/۱۳۶۷۰۷	-۱۶/۲۸۳۴
	احتمال	۰/۴۷۴۲	۰/۰۰۰۰	۰/۵۲۳۶	۰/۰۰۰۰
TSE14	آماره t	-۰/۵۴۸۲۶۸	-۱۵/۴۰۰۵۸	-۰/۴۴۰۵۰۲	-۱۵/۴۲۱۳۴
	احتمال	۰/۹۸۱۱	۰/۰۰۰۰	۰/۹۸۵۹	۰/۰۰۰۰
SA	آماره t	-۲/۳۶۱۵۴۷	-۳/۳۰۲۹۶۷	-۲/۲۴۲۶۴۶	-۴/۶۹۴۳۵۱

	احتمال	۰/۳۹۹۴	۰/۰۶۶۹	۰/۴۶۴۳	۰/۰۰۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج هر دو آزمون مانایی نشان می‌دهد که بیشتر متغیرها در سطح مانا نیستند، یعنی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح احتمال ۱٪ الی ۱۵٪ را نمی‌توان رد کرد. ولی با یکبار تفاضل‌گیری، همه متغیرها هم در آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و هم در آزمون فیلیپس پرون در سطح احتمال ۱٪ مانا شدند.

جدول (۳): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس (اثر آرچ)

آماره	نام متغیر	مقدار آماره	احتمال	نام متغیر	مقدار آماره	احتمال
F-statistic	**TSE1**	۱۹۶۰۷۰/۶	۰/۰۰۰۰	**TSE8**	۱۹۹۰۲۰/۲	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared		۵۵۹/۴۰۵۱	۰/۰۰۰۰		۵۵۷/۴۳۹۹	۰/۰۰۰۰
F-statistic	**TSE2**	۱۲۱۸۲۱/۶	۰/۰۰۰۰	**TSE9**	۲۰۰۸۰۸/۷	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared		۵۵۸/۴۳۷۵	۰/۰۰۰۰		۵۵۹/۴۴۲۷	۰/۰۰۰۰
F-statistic	**TSE3**	۱۵۲۰۰۳/۳	۰/۰۰۰۰	**TSE10**	۲۰۵۸۵۰/۵	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared		۵۵۸/۹۴۴۵	۰/۰۰۰۰		۵۵۹/۴۸۰۷	۰/۰۰۰۰
F-statistic	**TSE4**	۹۷۸۷۱/۵۶	۰/۰۰۰۰	**TSE11**	۹۱۳۷۴/۵۷	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared		۵۵۷/۸۱۴	۰/۰۰۰۰		۵۵۷/۵۸۸۹	۰/۰۰۰۰
F-statistic	**TSE5**	۲۴۹۲۲۹/۷	۰/۰۰۰۰	**TSE12**	۲۲۳۱۰۵/۴	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared		۵۵۹/۷۴۴۵	۰/۰۰۰۰		۵۵۷/۶۰۷۹	۰/۰۰۰۰
F-statistic	**TSE6**	۱۵۲۱۶۳/۹	۰/۰۰۰۰	**TSE13**	۵۶۲۶۳/۴۱	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared		۵۵۸/۹۴۶۶	۰/۰۰۰۰		۵۵۵/۴۸۱۱	۰/۰۰۰۰
F-statistic	**TSE7**	۱۹۴۱۷۵/۳	۰/۰۰۰۰	**TSE14**	۳۰۸۳۶۰/۱	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared		۵۵۹/۳۸۹۶	۰/۰۰۰۰		۵۵۹/۹۸۴۹	۰/۰۰۰۰
F-statistic	**SA**	۳۹۵۱۸/۹۸	۰/۰۰۰۰			
Obs*R-squared		۵۲۸/۸۵۳۹	۰/۰۰۰۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از جدول ۴-۳ مشاهده می‌گردد بر اساس آماره‌های آزمون کلیه متغیرها در سطح احتمال ۱٪ دارای اثر آرچ هستند و سری زمانی این متغیرها دارای واریانس همسان نمی‌باشند.

۴-۳. بررسی تأثیر شاخص تحریم بر شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویای دی‌سی‌سی - گارچ[1]

برای این منظور، متغیر مستقل مورد بررسی و وقفه‌های ARCH و GARCH متغیرهای وابسته، در وقفه‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته‌اند. زیرا در موقع بررسی به این نتیجه رسیدیم که همه متغیرها را اگر بخواهیم با یک وقفه مشابه بررسی کنیم، برای تمامی آنها، به ضرایب معنی‌داری دست نخواهیم یافت. نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۴-۴ به همراه ضرایب تأثیرگذاری و مقدار وقفه‌ها و سطح احتمال آنها، نمایش‌داده‌شده است که کلیه ضرایب در سطح احتمال ۱٪ الی ۱۰٪ معنی‌دار است، وقفه‌های متغیر D.lnsa، بین ۱ الی ۲۹ متغیر است و همچنین ضرایب آرچ و گارچ مثبت و مجموع آنها همگی کوچک‌تر از ۱ و وقفه‌های آرچ و گارچ بین ۱ الی ۲۰ متغیر می‌باشد.

جدول (۴): تأثیر شاخص تحریم بر شاخص‌های عملکردی بورس تهران

شرح		D.lntse1			D.lntse2		
		وقفه	ضریب	احتمال	وقفه	ضریب	احتمال
D.lnsa		۱۸	۰/۰۶۵۶۱	۰/۰۳۰	۱	-۰/۰۶۶۸۱	۰/۰۲۰
عرض از مبدأ		-	۰/۰۰۳۰۳	۰/۰۲۳	-	۰/۰۰۳۶۵۱	۰/۰۰۶
ARCH_D.lntse(i)	ARCH	۳	۰/۲۴۹۷۶	۰/۰۰۰	۶	۰/۲۷۳۸۹۴	۰/۰۰۰
	GARCH	۴	۰/۶۹۴۶۸	۰/۰۰۰	۷	۰/۵۶۵۹۱۴	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	-	۰/۰۰۰۱۲	۰/۰۰۸	-	۰/۰۰۰۲۴۷	۰/۰۰۰
Wald chi2(1)		۴/۷۴	Prob>chi2	۰/۰۲۹۵	۵/۴۵	Prob>chi2	۰/۰۱۹۶
شرح		D.lntse3			D.lntse4		
		وقفه	ضریب	احتمال	وقفه	ضریب	احتمال
D.lnsa		۶	-۰/۰۶۳۹۸	۰/۰۴۴	۸	-۰/۰۹۸۴۱۷	۰/۰۳۵
عرض از مبدأ		-	۰/۰۰۴۱۵	۰/۰۰۵	-	۰/۰۰۵۵۸	۰/۰۰۶
ARCH_D.lntse(i)	ARCH	۷	۰/۱۷۰۵۴	۰/۰۱۲	۷	۰/۱۹۶	۰/۰۰۰
	GARCH	۷	۰/۶۲۵۶۹	۰/۰۰۰	۸	۰/۴۷۸۶۵	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	-	۰/۰۰۰۲۸	۰/۰۲۲	-	۰/۰۰۰۸۵	۰/۰۰۰
Wald chi2(1)		۴/۰۴	Prob>chi2	۰/۰۴۴۴	۴/۴۴	Prob>chi2	۰/۰۳۵۲
شرح		D.lntse5			D.lntse6		
		وقفه	ضریب	احتمال	وقفه	ضریب	احتمال
D.lnsa		۷	-۰/۰۵۴۸۶	۰/۰۱۹	۱	-۰/۰۶۶۹۵	۰/۰۴۴
عرض از مبدأ		-	۰/۰۰۴۷۹۹	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۸۰۶	۰/۰۰۰

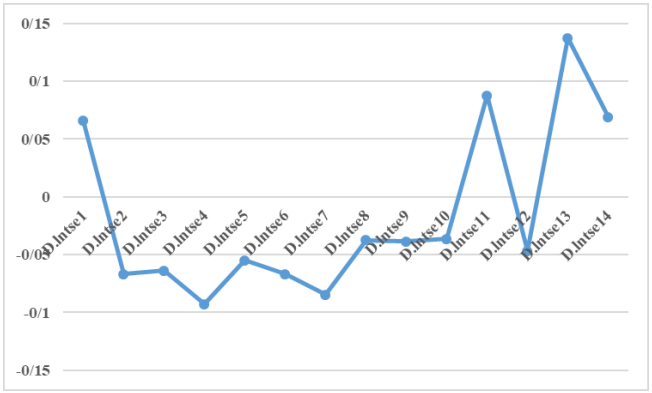
[1]. Dynamic Conditional Correlation - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (DCC-GARCH)

ARCH_D.lntse(i)	ARCH	۲	۰/۴۲۲۲۷۸	۰/۰۰۰	۷	۰/۲۵۳۱۲	۰/۰۰۰
	GARCH	۳	۰/۴۴۳۱۳۸	۰/۰۰۰	۷	۰/۲۷۹۹۵	۰/۰۷۴
	عرض از مبدأ	-	۰/۰۰۰۱۷۳	۰/۰۰۱	-	۰/۰۰۰۶۳	۰/۰۰۱
Wald chi2(1)		۵/۵۲	Prob>chi2	۰/۰۱۸۸	۴/۰۵	Prob>chi2	۰/۰۴۴۲
شرح		D.lntse7			D.lntse8		
D.lnsa		۱	-۰/۰۸۴۴۵	۰/۰۰۵	۱۱	-۰/۰۳۷۶۵	۰/۰۵۹
عرض از مبدأ		-	۰/۰۰۷۸۲	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۲۴۳۴	۰/۰۱۷
ARCH_D.lntse(i)	ARCH	۷	۰/۴۵۸۶۴	۰/۰۰۰	۳	۰/۲۷۸۴۹۶	۰/۰۰۰
	GARCH	۷	۰/۳۰۸۷۹	۰/۰۰۸	۴	۰/۷۰۹۰۹۷	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	-	۰/۰۰۰۵۱	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰۵۴	۰/۰۰۲
Wald chi2(1)		۸/۰۳	Prob>chi2	۰/۰۰۴۶	۳/۵۷	Prob>chi2	۰/۰۵۸۸
شرح		D.lntse9			D.lntse10		
D.lnsa		۴	-۰/۰۳۸۵	۰/۰۶۸	۳	-۰/۰۳۶۳۶	۰/۰۸۶
عرض از مبدأ		-	۰/۰۰۳۲۵	۰/۰۰۷	-	۰/۰۰۶۲۹	۰/۰۰۰
ARCH_D.lntse(i)	ARCH	۱	۰/۴۹۲۴۸	۰/۰۰۰	۲	۰/۳۱۷۷۸	۰/۰۰۰
	GARCH	۲	۰/۴۷۰۵۵	۰/۰۰۰	۳	۰/۴۴۸۹۷	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	-	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۲	-	۰/۰۰۰۱۷	۰/۰۰۰
Wald chi2(1)		۳/۳۴	Prob>chi2	۰/۰۶۷۷	۲/۹۵	Prob>chi2	۰/۰۸۵۹
شرح		D.lntse11			D.lntse12		
D.lnsa		۱۹	۰/۰۸۷۴۰۹	۰/۰۶۶	۵	-۰/۰۴۶۷۸	۰/۰۰۸
عرض از مبدأ		-	۰/۰۰۶۵۶۱	۰/۰۰۲	-	۰/۰۰۴۱۸	۰/۰۰۰
ARCH_D.lntse(i)	ARCH	۶	۰/۳۲۰۴۴۸	۰/۰۰۱	۴	۰/۳۹۹۸۳	۰/۰۰۰
	GARCH	۷	۰/۱۷۳۴۰۹	۰/۰۵۳	۴	۰/۵۸۸۷۳	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	-	۰/۰۰۱۶۴۹	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰۹	۰/۰۰۰
Wald chi2(1)		۳/۳۸	Prob>chi2	۰/۰۶۵۹	۷/۰۰	Prob>chi2	۰/۰۰۸۱
شرح		D.lntse13			D.lntse14		
D.lnsa		۲۹	۰/۱۳۷۳۹۸	۰/۰۹۰	۶	۰/۰۶۹۱۰۹	۰/۰۸۹
عرض از مبدأ		-	۰/۰۰۸۰۲	۰/۰۱۷	-	۰/۰۱۰۶۰۹	۰/۰۰۰
ARCH_D.lntse(i)	ARCH	۱۹	۰/۱۰۵۱۹	۰/۰۰۲	۴	۰/۰۷۱۴۷۴	۰/۰۳۹
	GARCH	۲۰	۰/۲۶۷۰۶	۰/۰۰۶	۴	۰/۷۹۹۳۳	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	-	۰/۰۰۴۱۴	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۰۲۳۳	۰/۰۳۴
Wald chi2(1)		۲/۸۸	Prob>chi2	۰/۰۸۹۹	۲/۹۰	Prob>chi2	۰/۰۸۸۸

منبع: یافته‌های پژوهش

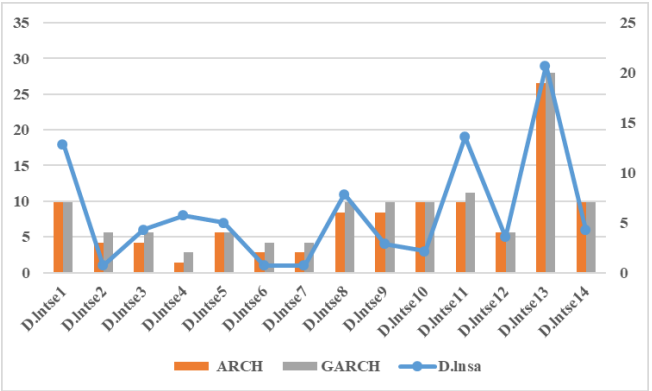
در ادامه در نمودارهای ۴-۱ و ۴-۲ ضریب و وقفه شاخص تحریم D.lnsa برای هر یک از شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران و وقفه‌های آرچ و گارچ، مورد مقایسه قرار گرفته است.

نمودار (۱): مقایسه ضریب شاخص تحریم برای هر یک از شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۲): مقایسه وقفه شاخص تحریم برای هر یک از شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران و وقفه‌های ARCH و GARCH



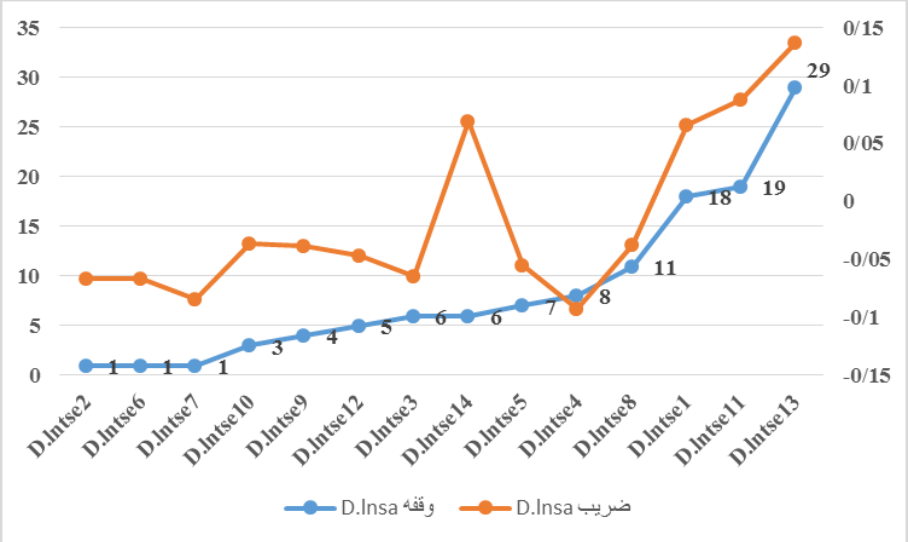
منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه‌به جدول و نمودار فوق، نوسانات شاخص تحریم D.lnsa برای یک‌سری از شاخص‌های عملکردی بورس تهران دارای ضریب مثبت است (شامل D.lntse1، D.lntse11، D.lntse13، D.lntse14) و برای یک‌سری از شاخص‌های عملکردی بورس تهران دارای ضریب منفی است (شامل D.lntse2، D.lntse3، D.lntse4، D.lntse5، D.lntse6، D.lntse7، D.lntse8، D.lntse9، D.lntse10) و نکته مهم این است که

نوسانات شاخص تحریم D.Insa بر تمامی شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار است البته با وقفه‌های مختلف محاسبه شده است. همچنین میزان اثر یکسان نمی‌باشد. اگر با وقفه‌های یکسان در نظر گرفته می‌شد این نوسانات شاخص تحریم روی بعضی از شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار و روی بعضی دیگر بی‌تأثیر است و دلیل اینکه توانسته‌ایم نشان بدهیم که شاخص تحریم بر روی تمامی متغیرهای مورد بررسی فوق تأثیرگذار است همین عدم یکسان بودن وقفه‌ها در محاسبات است.

باتوجه‌به دامنه وقفه‌ها برای شاخص تحریم، هرچقدر مقدار وقفه فوق پایین‌تر باشد، تأثیرپذیری شاخص‌های بورس تهران زودتر و هرچقدر این مقدار وقفه بالاتر باشد، تأثیرگذاری شاخص تحریم دیرتر صورت می‌گیرد که در نمودار ۴-۳ نشان‌داده‌شده است.

نمودار (۳): وقفه‌های تأثیرگذاری شاخص تحریم بر شاخص‌های عملکردی بورس تهران از زودترین تأثیر تا دیرترین تأثیر



منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار فوق تحریم‌های بین‌المللی زودترین تأثیرشان را روی شاخص‌های بانک‌ها، فلزات اساسی و لاستیک (با وقفه یک) و سپس به ترتیب (از زودترین به دیرترین تأثیر) روی شاخص‌های صنعت، شیمیایی، مواد دارویی، بیمه، قند و شکر، سرمایه‌گذاری، خودرو، سیمان، انبوه‌سازی، فرآورده‌های نفتی و در انتها شاخص حمل‌ونقل می‌گذارد.

تحریم‌ها باعث نرخ تورم بالا می‌شود (پسران و لاداتی، ۲۰۲۱) و همان‌طور که در نمودار فوق نیز نشان‌داده‌شده است، شاخص‌های انبوه‌سازی، فرآورده‌های نفتی و حمل‌ونقل در وقفه‌های بالا در اثر تحریم‌های بین‌المللی تأثیرپذیری مثبت داشته‌اند که می‌تواند در اثر تورم ناشی از تحریم‌های بین‌المللی باشد. البته شاخص قند و شکر نیز تأثیرپذیری مثبت معنی‌داری از تحریم‌های بین‌المللی داشته است که می‌تواند به علت افزایش نرخ ارز ناشی از تحریم و کاهش واردات در این صنعت باشد که پاسخ به تقاضای این محصول را دچار مشکل نموده است. شاخص‌هایی که تأثیرپذیری منفی معنی‌دار از تحریم‌های بین‌المللی داشته‌اند دارای وقفه‌های پایین‌تر هستند که هم زودتر به تحریم‌ها واکنش نشان داده‌اند و هم تأثیرپذیری منفی داشته‌اند.

لازم به ذکر است، تحریم‌های اقتصادی بر سر راه ارتباطات پولی و مالی ایران ایجاد مانع می‌نماید (بگیرو و متوس[1]، ۲۰۱۹)، دلیل اینکه شاخص بانک‌ها نیز تأثیرپذیری منفی در اثر تحریم‌ها دارد، می‌تواند همین باشد. البته با ایجاد تورم و افزایش نرخ ارز ناشی از تورم، معمولاً شرکت‌های بیمه، دچار افزایش هزینه و کاهش سودآوری می‌شوند که می‌تواند دلیلی بر تأثیرپذیری منفی معنی‌دار از تحریم‌های بین‌المللی باشد.

در اثر تحریم‌های اقتصادی، صادرات محصولات نفتی و غیرنفتی کاهش پیدا می‌کند و به دنبال آن ارز کمتری وارد کشور می‌شود و باتوجه‌به نیاز واردکنندگان به ارز، واردات نیز کاهش می‌یابد؛ بنابراین تولیدکنندگانی که از طریق فاینانس و یوزانس، منابعی که نیاز دارند تأمین می‌نمایند، با مشکل مواجه شده و نمی‌تواند محصولات خود را طبق زمان‌بندی که پیش‌بینی نموده‌اند، تأمین کنند. در نتیجه در این شرکت‌ها، باعث می‌شود که میزان سرمایه‌گذاری کاهش پیدا کند و به دنبال آن باعث نزولی شدن شاخص سهام می‌شود. لازم به توضیح است که در هر صنعت، کاهش شاخص سهام باتوجه‌به اینکه چه میزان وابستگی آن صنعت به صادرات و واردات است دارای تفاوت است (رحمان پور، عابد و الفتی، ۱۴۰۰). شاخص‌های خودرو، سرمایه‌گذاری، فلزات اساسی، لاستیک، سیمان، شیمیایی، صنعت و مواد دارویی که تأثیرپذیری منفی از تحریم‌های بین‌المللی داشته‌اند، نیز می‌تواند به علت اینکه در صادرات و واردات مطابق شرحی که بیان شد به مشکل برمی‌خورند، باشد. البته شاخص سرمایه‌گذاری نیز که تأثیرپذیری منفی از تحریم‌ها داشته است و شرکت‌ها سرمایه‌گذاری، ریسک سرمایه‌گذاری‌شان در اثر تحریم‌ها به علت تورم، افزایش نرخ ارز، همچنین مشکل خوردن شرکت‌های خصوصاً صنعتی در صادرات و

[1]. Bagirov and Mateus

واردات، باعث می‌شود که سرمایه‌گذاری‌شان را کاهش دهند؛ بنابراین همان‌طور که در محاسبات به‌دست‌آمده و در نمودار فوق نیز نشان‌داده‌شده است تأثیرپذیری منفی از تحریم‌های بین‌المللی داشته‌اند.

۵. نتیجه‌گیری

باتوجه‌به اینکه در این پژوهش در مجموع، به دنبال یافتن پاسخ این سؤال بودیم که ببینیم آیا تحریم‌های بین‌المللی بر روی شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار هستند یا خیر؟ برای این منظور، با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویا دی‌سی‌سی – گارچ، از داده‌های لگاریتمی و در سطح تفاضل مرتبه اول (به علت مانا بودن متغیرها در این سطح) و وقفه‌های مختلف برای ARCH و GARCH متغیرهای وابسته (شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران) و وقفه‌های مختلف برای شاخص تحریم استفاده نموده‌ایم تا بررسی نماییم که می‌توان با وقفه‌های مختلف به ضرایب معنی‌داری دست‌یافت یا خیر، زمانی که محاسبات را با وقفه‌های یکسان انجام دادیم، تعداد ضرایب معنی‌دار بسیار کم بودند یک‌سری از ضرایب معنی‌دار نبودند. ولی زمانی که از وقفه‌های مختلف استفاده نمودیم (البته محاسبات را آن‌قدر ادامه دادیم که تا ببینیم به ضرایب معنی‌دار دست می‌یابیم یا خیر)، در انتها، توانستیم به ضرایب معنی‌دار مثبت و منفی دست یابیم که وقفه‌ها برای هر یک از شاخص‌های فوق نیز متفاوت به‌دست‌آمده است. علت اینکه تحریم‌های بین‌المللی، با وقفه‌های یکسان تأثیرشان را روی شاخص‌های عملکردی بورس اوراق بهادار تهران نمی‌گذارند این است در این پژوهش شاخص‌های مختلف بررسی شده است که باتوجه‌به عملکرد صادراتی، وارداتی، مالی یا خدماتی که شرکت‌های مربوط به این شاخص‌ها دارند، به‌صورت هم‌زمان از تحریم‌ها تأثیر نمی‌پذیرند و یک‌سری دیرتر و یک‌سری زودتر تحت‌تأثیر تحریم‌ها قرار می‌گیرند.

بر اساس یافته‌های این پژوهش، ضریب تأثیرگذاری شاخص تحریم بر روی هیچ یک از شاخص‌های عملکردی بورس تهران، صفر نبود مقدار آن ۰/۰۹۸۴۱۷- الی ۰/۱۳۷۳۹۸ و در سطح احتمال ۱٪ الی ۱۰٪ معنی‌دار بودند. وقفه‌های شاخص تحریم، بین ۱ الی ۲۹ متغیر بوده است و وقفه‌های آرچ و گارچ بین ۱ الی ۲۰ متغیر می‌باشد. همچنین ضریب تأثیرگذاری شاخص تحریم بر روی شاخص‌های، بانک‌ها، بیمه، خودرو، سرمایه‌گذاری‌ها، فلزات اساسی، لاستیک، سیمان، شیمیایی، صنعت، مواد دارویی منفی و معنی‌دار و بر روی سایر شاخص‌ها مثبت و معنی‌دار است. همچنین زودترین تأثیر را شاخص‌های

بانک‌ها، فلزات اساسی و لاستیک و دیرترین تأثیر را شاخص حمل‌ونقل، از تحریم‌های بین‌المللی دارند.

پیشنهاد می‌شود در صورت ایجاد تحریم‌های جدید برای ایران، سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری روی سهام مرتبط با شاخص‌های بانک‌ها، فلزات اساسی و لاستیک، باتوجه‌به اینکه زودترین تأثیرپذیری را از تحریم‌ها دارند (تأثیرپذیری منفی)، احتیاط لازم را در سرمایه‌گذاری در گروه شرکت‌های مرتبط با این شاخص‌ها، به عمل‌آورند و بر روی سایر شاخص‌ها از نتایج نمودار ۵-۱ نیز می‌توانند استفاده نمایند.

همچنین جهت کاهش اثر تحریم‌ها بر بازار سرمایه، پیشنهاد می‌شود که شرکت‌هایی که صادرات یا واردات دارند، و در اثر تحریم‌ها، خصوصاً در تبادلات مالی دچار مشکل می‌شوند به علت عدم امکان استفاده از سوئیفت، نمی‌توانند ارز ناشی از صادرات را دریافت نمایند و یا در واردات برای پرداخت ارز دچار مشکل هستند، کانال‌های ارتباط مالی‌شان را بر مبنای ارز دیجیتال قرار دهند. البته ارز دیجیتال مانند تتر[1] که هر تتر حدوداً برابر یک دلار است. همچنین به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود، بستر ارز دیجیتالی ایجاد کنند که به‌عنوان‌مثال، ارز دیجیتالی با عنوان پارسی که هر پارسی بر مبنای یک دلار باشد و مبنای تبادلات مالی برای صادرکنندگان و واردکنندگان باشد. تا به‌جای تتر از این ارز دیجیتال ایرانی نیز شرکت‌ها بتوانند استفاده نمایند. با این روش اثر تحریم‌ها، تا حدودی می‌تواند برای شرکت کاهش یابد.

[1]. Tether (USDT)

منابع:

خمسه، محمد و معماریان، محمد (۱۳۹۹)، بررسی تأثیر تحریم‌های بین‌المللی بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران. ششمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های مدیریت و علوم‌انسانی در ایران، دانشگاه تهران.

رحمان پور، ابراهیم، عابد، بهاره و الفتی، سمیرا (۱۴۰۰)، اثرگذاری تحریم‌های تجاری بر شاخص سهام صنایع مختلف پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه راهبردی مدیریت مالی دانشگاه الزهرا، ۹(۳۴): ۱۷۶-۱۶۱.

رصاف، مرضیه، رستم‌زاده، پرویز، اسلام لوئیان، کریم و هادیان، ابراهیم (۱۴۰۰)، اثرات جهانی تحریم نفتی ایران: کاربردی از نظریهٔ بازی‌ها. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۴۳(۱۱): ۱۳۳-۱۷۵.

قنبری، علی، رسولی، احمد و احمد رسولی (۱۳۹۱)، اقتصادسنجی. نشر چالش.

کشاورز حداد، غلامرضا، ابو نوری، اسمعیل و جهانی، طاهره (۱۳۹۹)، نااطمینانی درآمد نفت، تحریم‌ها و نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان. فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۵(۲۸): ۴۲-۱.

گرشاسبی، علیرضا، یوسفی دین‌دار لو، مجتبی (۱۳۹۵)، بررسی اثرات تحریم بین‌المللی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۲۵(۹۵): ۱۲۹-۱۸۲.

مرزبان، حسین، نجاتی، مهدی (۱۳۹۱)، اثر سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نقش قابلیت جذب بنگاه‌های داخلی در بخش صنعت: مورد ایران (۱۳۷۶-۱۳۸۶). مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۴): ۲۱۹-۲۰۱.

مهدی لو، علی، ابوالحسنی، اصغر و رضایی، محسن (۱۳۹۸)، رتبه‌بندی انواع تحریم‌های اقتصادی و برآورد شاخص مخاطرات تحریم با استفاده از روش تحلیل سلسله‌مراتبی فازی. نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۶(۲): ۴۷-۷۲.

Afanasyev, D. Fedorova, E., & Ledyaeva, S. (2021), Strength of words: Donald Trump's tweets, sanctions andRussia's ruble, Journal of Economic Behavior and Organization, 184: 253-277.

Bagirov, M. & Mateus, C. (2019), Oil prices, stock markets and firm performance: Evidence from Europe, International Review of Economics and Finance, 16: 270-288.

Bauwens. L., Laurent, S. & Rombouts, J. (2006), Multivariate Garch Models: A Survey, Journal of Applied Econometrics, 21(1): 79-109.

Bollerslev, T. (1990), Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, The Review of Economics and Statistics, 72(3): 498-505.

Brooks, C. & Henry, O. T. (2000), Linear and Non-linear Transmission of Equity Return volatility: evidence from the US, Japan and Australia, Economic Modelling, 17: 497-513.

Chittedi, K. R. (2015), Financial Crisis and Contagion Effects to Indian Stock Market: DCC–GARCH Analysis, Global Business Review, 16(1): 50–60.

Chou, R. Y. & Lin, J., & Wu, C. (1999), Modeling the Taiwan Stock Market and International linkages, Pacific Economic Review, 4(3): 305-320.

Christodoulakis, G.A., & S.E. Satchell (2002), Correlated ARCH:Modelling the Time-varying Correlation between Financial Asset Returns, European Journal of Operations Research, 139.

Engle, F. R. (2002), Dynamic Conditional Correlation: a Simple Class of Multivariate GARCH, Models, Journal of Business and Economic Statistics, 20(3): 339-350.

Engle, R. F. & Sheppard, K. (2001), Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, NBER, Working Paper 8554.

Engle, R. F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica, 50(4): 987-1007.

Gurvich, E. & Prilepskiy, I. (2015), The Impact of financial sanctions on the Russian economy, Russ. J. Econ. 1(4): 359-385.

Li, H. (2007), International linkages of the Chinese stock exchanges: a Multivariate GARCH Analysis, Applied Financial Economics, 17(4): 285-297.

Mirkina, I. (2018), FDI and sanctions: An empirical analysis of short- and long-run effects, European Journal of Political Economy, 54: 198-225.

Pesaran, H., & Laudati, D. (2021), Identifying the Effects of Sanctions on the Iranian Economy Using Newspaper Coverage, Cesifo Network, Working Papers 9217.

Rajwani, S. & Kumar, D. (2016), Asymmetric Dynamic Conditional Correlation Approach to Financial Contagion: A Study of Asian Markets, Global Business Review, 17(6): 1339–1356.

Theodossiou, P. & Lee, U. (1993), Mean and volatility spillovers acrossmajor national stock markets: Further empirical evidence, Journal of Financial Research, 16: 337–350.

Tse, Y.K. & Tsui, A.K.C. (2002), A Multivariate GARCH Modelwith Time-varying Correlations, Journal of Business and Economic Statistics, 20.

Xiong, Q. & Tian, Y. (2015), Legalization of international cooperation and effectiveness of financial sanctions: explaining the evolution of Iran's nuclear issue, Journal of Contemporary Asia-Pacific Studies, 1: 98–130.