The Effect of Sectoral Sanctions on Price Returns of Targeted Firms: Evidence from Tehran Stock Exchange

Kia Nazifi Fard[1]
Ali Motavasseli[2] | a.motavasseli@imps.ac.ir

Received: 03/07/2022 | Accepted: 13/09/2022

Abstract In this paper, an empirical study has been conducted to document the effects of US sector-specific sanctions on publicly-traded firms listed on the Tehran Stock Exchange. The withdrawal of the US from JCPOA on May 8th, 2018 is considered the main event, and the GARCH (1, 1) model has been utilized along with the OLS estimation of a market model for the estimation of abnormal returns within 11 working days following the event. A multifactor statistical model of expected returns is also considered for controlling the potential effects of the changes in the foreign exchange rate and the risk-free rate of return on the abnormal returns of different firms. The potential effect of size, profitability, and leverage for each firm on the relationship between cumulative abnormal returns and being the target of sector-specific sanctions has been controlled. The results showed that the withdrawal of the US from JCPOA induces a two-day cumulative abnormal return of about -1% for the firms which operate in industries targeted by US sectoral sanctions compared to non-target firms. The effect remains significant for about two weeks. Similarly, the effect of Trump's victory in the presidential election in 2016 on targeted firms is estimated to be significant. Other events in which Trump has speculated about the chance of withdrawal from the JCPOA have no significant effect on the stock market.

Keywords: Event Study, Sectoral Sanction, JCPOA, Abnormal Return, Asset Pricing, Market Model, Multi-Factor Model.

JEL Classification: F51, G12, G14.

1. M.A Student of Industrial Engineering, Trend of Macro-economic-social Systems, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor of Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran, (Corresponding Author).

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Vol. 27 | No. 2 | Summer 2022 | PP 89-125 | doi 10.52547/jpbud.27.2.89 | ISSN: 2251-9092

تاثیر تحریم‌های بخشی بر بازدهی قیمتی شرکت‌های هدف: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران

کیا نظیفی‌فرد
دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی صنایع گرایش سیستم‌های کلان اقتصادی- اجتماعی، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

علی متوسلی | a.motavasseli@imps.ac.ir
استادیار اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۱۲ | پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۲۲

چکیده: در این پژوهش با استفاده از داده‌های بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های موجود در بازار بورس اوراق بهادار تهران و بهره‌گیری از روش پژوهش رویدادی، به مطالعه تجربی تاثیر تحریم‌های بخشی وضع‌شده به واسطه خروج آمریکا از برجام در ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ (۸ می ۲۰۱۸) بر بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های موجود در صنایع هدف تحریم‌ها در بازار بورس اوراق بهادار تهران در فاصله یک تا یازده روز معاملاتی بعد از رویداد پرداخته شده است. برای انجام پژوهش رویدادی و تخمین بازده غیرنرمال، هم از روش تخمین حداقل مربعات و هم از مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته برای تخمین مدل بازار به عنوان مدل بازده انتظاری استفاده شده است. علاوه بر این، یک مدل چندعاملی با کنترل کردن بازده نرخ دلار و شاخص نرخ بازده بدون ریسک نیز به عنوان مدلی برای بازده انتظاری در نظرگرفته شده است. در گام بعدی، با کنترل کردن اثر ویژگی‌های مالی شرکت‌ها از جمله اندازه، سودآوری، و اهرم بر رابطه بین هدف تحریم بودن و بازده غیرنرمال تجمعی، نشان داده شد که رویداد خروج آمریکا از برجام و وضع مجدد تحریم‌های بخشی لغوشده به واسطه برجام باعث به‌وجود آمدن بازده غیرنرمال تجمعی در حدود ۱- درصد در قیمت سهام شرکت‌های موجود در صنایع هدف این تحریم‌ها نسبت به شرکت‌های غیرهدف در پنجره دو روزه اول رویداد شده است. این تاثیر منفی تا دو هفته کاری تداوم داشته است. به علاوه، شواهد نشان می‌دهد که بازار سرمایه اثر پیروزی ترامپ در انتخابات آمریکا را بر بازده سهام شرکت‌های هدف نیز منفی و معنادار ارزیابی کرده است، اما وقایع میانی، یعنی مقاطعی که ترامپ احتمال خروج از برجام را مطرح کرده است، تاثیر معناداری بر بازار بورس تهران نداشته است.

کلیدواژه‌ها: پژوهش رویدادی، تحریم‌های بخشی، برجام، بازده غیرنرمال، قیمتگذاری دارایی‌ها، مدل بازار، مدل چندعاملی.

طبقه‌بندی JEL: F51, G12, G14.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.27.2.89
سال بیست و هفتم | شماره ۲ | تابستان ۱۴۰۱ | ص ص ۱۲۵-۸۹

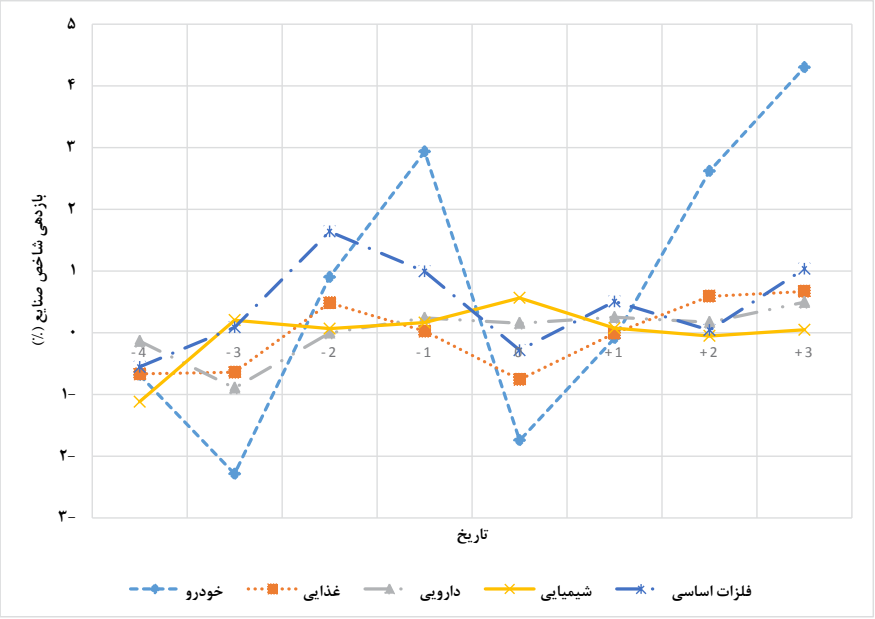
مقدمه

برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) توافقی بین ایران از یک طرف و پنج عضو دائمی شورای امنیت سازمان ملل همراه با آلمان از طرف دیگر است که طی آن مقرر شد در قبال پذیرش محدودیت‌هایی بر برنامه هسته‌ای ایران، تحریم‌های اعمال‌شده بر بخش‌ها و افراد مختلف پایان یابد. این توافق با روی کار آمدن دولت جمهوری‌خواه به رهبری دونالد ترامپ عملاً چندان دوام نیافت. در ساعت ۲۲:۳۰ روز سه‌شنبه ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ (۸ می ۲۰۱۸) به وقت تهران، رییسِ جمهوری آمریکا، رسماً خروج یک‌طرفه این کشور از برجام را اعلام کرد. به دنبال این اعلام، وزارت خزانه‌داری آمریکا بلافاصله دستورالعمل‌هایی را در رابطه با چگونگی اِعمال تحریم‌ها علیه ایران منتشر کرد. طبق این دستورالعمل‌ها، پس از دو مهلت ۹۰ و ۱۸۰ روزه تحریم‌های گسترده‌ای علیه بخش‌های مختلف اقتصادی اعمال می‌شد. تحریم‌های اعلام‌شده در ۱۸ اردیبهشت عمدتاً بخش‌های مشخص و بزرگ اقتصاد ایران را هدف گرفته بود. بانک مرکزی و بانک‌های عمده، صنعت نفت، گاز و پتروشیمی، صنایع فلزات اساسی و خودروسازی از جمله بخش‌های فهرست‌شده در تحریم‌ها بودند. پذیرفتن این ادعا که هدف از بازگرداندن تحریم‌ها اعمال فشار بر طرف ایرانی بوده کار سختی نیست. تحریمِ تمام بخش‌های اقتصاد به دلایل مختلف، مثل مشروعیت بین‌المللی و هزینه رصد و اعمال، انتخاب بهینه‌ای برای تحریم‌کننده نیست. به همین دلیل، وضع تحریم بر بخش‌های منتخب اقتصادی برای حداکثر کردن فشار با پرداخت حداقل هزینه صورت می‌گیرد.

ابزار تحریم در سال‌های اخیر علیه کشورهای مختلفی مثل روسیه، ایران، و میانمار استفاده شده است (Draca *et al.*, 2022). بازار بورس به دلیل سرعت بالای انتقال اطلاعات در آن و انعکاس این اطلاعات در ارزشگذاری دارایی‌ها بستر مناسبی را برای ارزیابی اثرگذاری تحریم‌ها فراهم می‌کند. اگرچه انتظار این است که بازگشت تحریم‌ها در سال ۱۳۹۷ بر فضای عمومی بازار بورس تاثیر منفی گذاشته باشد، اما مقایسه گروه‌های هدف تحریم با سایر گروه‌ها می‌تواند مشخص‌کنندهٔ ارزیابی فعالان این بازار از اثرگذاری تحریم بر بخش‌های مورد نظر تحریم‌کننده باشد.

روز بعد از این خبر، چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۷، بازار بورس تهران فعالیت خود را در حالی آغاز کرد که در نتیجهٔ تحریم‌ها بسیاری از شرکت‌های بزرگ حاضر در این بازار با شرایط جدیدی مواجه بودند. شکل (۱)، بازده صنایع هدف و غیرهدف تحریم را در اولین روز معاملاتی بازار بورس تهران نشان می‌دهد. همان‌طور که دیده می‌شود، بازده شاخص خودرو، فلزات اساسی و شیمیایی که از جمله صنایع هدف تحریم بوده‌اند در روز اول منفی است. این در حالی است که دو صنعت دارویی و

غذایی بازده مثبت داشته‌اند. با وجود این، در روزهای بعد افت روز اول در سه صنعت هدف تا حدودی جبران شده است. بنابراین، چندان مشخص نیست که بورس تهران به تحریم‌های بخشی چه واکنشی نشان داده است. تحلیل جهت و شدت واکنش بازار بورس تهران به تحریم‌های بخشی اعمال‌شده نیاز به تحلیل نظام‌مند تجربی دارد. این پژوهش در قالب چارچوبی آماری واکنش بورس تهران به تحریم‌های اردیبهشت ۱۳۹۷ را مطالعه می‌کند. به‌طور خاص، پرسش اصلی پژوهش این است که در یک بازه زمانی چندروزه پس از اعلام تحریم‌ها و در میان شرکت‌های فهرست‌شده در بازار بورس تهران، آیا ارزش بازار شرکت‌هایی که در صنایع هدف فعال هستند بیش از سایر شرکت‌های این بازار افت کرده است.



شکل ۱: بازدهی شاخص صنایع مختلف هدف و غیرهدف تحریم‌ها پس از خروج آمریکا از برجام

در این پژوهش تمرکز بر تاثیرات شوک اطلاعاتی ناشی از تحریم‌ها روی بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های موجود در بازار بورس تهران است. معیار در نظرگرفته‌شده برای هدف بودن یک شرکت فهرست‌شده در بازار بورس، قرار گرفتن صنعت مربوط به آن در فهرست صنایعِ تحریم‌شده است.

انتظار می‌رود به دنبال شوک اطلاعاتی ناشی از اعلام تحریم‌ها، ارزش شرکت‌های موجود در بازار دچار تغییر شود. به‌طور کلی، به دنبال وقوع رویداد تحریمی، سرمایه‌گذاران انتظار دارند سود شرکت‌هایی که به‌نحوی از این تحریم‌ها تاثیر منفی می‌پذیرند کم شود. بنابراین، انتظار آن است که قیمت سهام شرکت‌های هدف تحریم‌ها در یک بازار کارا به‌سرعت به خبر تحریم واکنش نشان دهد.

برای پاسخ به پرسش، از تفاوت واکنش قیمت سهام مختلف در بازار بورس تهران به اعلام تحریم‌ها از طریق ساختن روند بازده قیمت Counterfactual با استفاده از مدل بازار و مقایسه این روند با بازده مشاهده‌شده برای سهام مختلف انجام می‌شود. در این مرحله از داده‌های بازده قیمتی در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ برای شرکت‌های فهرست‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران در یک پنجره تخمین ۲۵۰ روزه منتهی به سی روز قبل از رویداد خروج آمریکا از برجام در تاریخ ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۷ استفاده می‌شود. با استفاده از این داده‌ها بازده هر سهم نسبت به بازده بازار برآورد می‌شود. سپس، در پنجره رویداد (بازه‌های زمانی مختلف پس از اعلام تحریم‌ها) بازده غیرمعمول هر سهم، که به صورت تفاضل بازده روزانه محقق‌شده و بازده محاسبه‌شده بر اساس مدل تخمین‌زده‌شده تعریف می‌شود، محاسبه می‌گردد.

در قدم بعد، همبستگی آماری بین بازده غیرمعمول هر سهم با تحریم شدن صنعت مربوط به سهم آزمون می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که اثر منفی تحریم بر بازده صنایع هدف در روز اول معنادار است، اما در روزهای بعد از آن به‌سرعت ناپدید می‌شود.

این مقاله از ابعاد مختلفی به ادبیات مربوطه می‌افزاید. نزدیک‌ترین پژوهش‌ها، گودآسیایی و عسلی (۲۰۱۸) و دراکا و همکاران (۲۰۲۲) هستند که به بررسی تاثیر تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران بر شرکت‌های فهرست‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازند. پژوهش حاضر از جهات مختلفی با مطالعات ذکرشده متفاوت است. گودآسیایی و عسلی (۲۰۱۸)، فقط به بررسی تحریم‌های نفتی اتحادیه اروپا در سال ۲۰۱۲ می‌پردازند، در حالی که این پژوهش به مطالعه همه تحریم‌های بخشی لغوشده به واسطه برجام نظر دارد که با خروج آمریکا از برجام وضع شدند و زیرگروه‌های صنعتی مختلفی را در بازار بورس تهران هدف قرار دادند. همچنین، تفاوت این پژوهش با مطالعه دراکا و همکاران (۲۰۲۲) در این است که به‌جای تمرکز بر ساختار مالکیتی شرکت‌ها و با توجه به این‌که تحریم‌های اخیر ماهیت بخشی داشته است و بخش‌های مختلفی از اقتصاد ایران و در نتیجه زیرگروه‌های صنعتی مرتبط در بازار بورس را هدف گرفته بودند، به بررسی اثر یک ابزار تحریمی خاص، یعنی تحریم‌های بخشی بر بازده قیمتی سهام شرکت‌های فعال در زیرگروه‌های بورسی هدفِ تحریم نسبت به شرکت‌های غیرهدف پرداخته است.

پژوهش حاضر از چند جهت به توسعه ادبیات موضوع کمک می‌کند. نخست، تاثیر تحریم‌های بخشی بر ارزش شرکت‌هایی که در صنایع هدفِ تحریم فعالیت می‌کنند ارزیابی می‌شود و بنابراین، معیاری کمّی از اثرگذاری تحریم در هدف گرفتن بخش‌های مشخصی از اقتصاد را به‌دست می‌دهد. دوم، شرکت‌های مورد مطالعه بخش عمده شرکت‌های بورسی و بنابراین بخش مهمی از تولید کشور را در بر دارند. در نتیجه، تخمین تاثیر تحریم بر شرکت‌های هدف می‌تواند معیاری برای ارزیابی اثر تحریم بر اقتصاد کشور باشد. سوم، برای تخمین اثر تحریم ارزش هر شرکت با ارزش انتظاری همان شرکت در شرایط بدون تحریم مقایسه می‌شود و نه با میانگین عملکرد بازار پس از تحریم. در نتیجه، بازده غیرنرمال تخمین‌زده‌شده برای هر شرکت متفاوت است و نتایج قابل‌اتکاتر می‌شود.

مروری بر تحریم‌ها علیه ایران

تحریم به اقداماتی علیه یک کشور یا نهاد گفته می‌شود که با اهداف مختلفی از جمله مجازات، محروم ساختن از انجام برخی مبادلات، وادار ساختن به پذیرش هنجارهایی معین و مهم (از دید فرستندگان تحریم) یا تغییر در رفتار یا سیاستی خاص در کشور مورد تحریم اعمال می‌شود و به عنوان جایگزین یا مکملی برای مداخله نظامی علیه آن کشور است. ابزارهای تحریمی در طول زمان پیشرفته‌تر شده‌اند و به سمت هوشمندتر شدن و هدفمند شدن پیش رفته‌اند، به این معنا که به دنبال بیشینه‌سازی فشار تحریم‌ها بر گروه‌های هدف تحریم و کمینه کردن تاثیرات منفی تحریم‌ها بر گروه‌های غیرهدف هستند.

کشور ایران، به‌ویژه پس از انقلاب اسلامی ۱۳۵۷، به بهانه‌های مختلف هدف تحریم‌های گوناگون بوده است. تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران از نظر مدت زمان اعمال تحریم، شدت، و تنوع ابزارهای تحریمی استفاده‌شده کم‌نظیر هستند. این تحریم‌ها را می‌توان به‌طور کلی بر اساس نهاد تحریم‌کننده به دو دسته تحریم‌های یک‌جانبه[1] و چندجانبه[2] تقسیم کرد. تحریم‌های یک‌جانبه شامل تحریم‌های اعمال‌شده از سوی دولت‌ها از جمله تحریم‌های اعمالی توسط دولت آمریکا و تحریم‌های اعمالی توسط کنگره ایالات متحده آمریکا و تحریم‌های یک‌جانبه سایر کشورها از جمله بریتانیا و کانادا است. همچنین، تحریم‌های چندجانبه، تحریم‌های اعمالی توسط اتحادیه اروپا و تحریم‌های اعمالی توسط سازمان ملل متحد را شامل می‌شود. روابط ایران و آمریکا، پس از وقوع انقلاب اسلامی در ایران به‌شدت پرتنش بوده است و ایالات متحده آمریکا در این راستا و به بهانه‌های مختلف اقدام به

1. Unilateral
2. Multilateral

اعمال تحریم‌هایی با درجات مختلفی از پیچیدگی و شدت علیه جمهوری اسلامی ایران کرده است. همچنین، پس از ارجاع پرونده هسته‌ای ایران به شورای امنیت، سازمان ملل و اتحادیه اروپا همراه با برخی دیگر از کشورها با آمریکا همسو شدند و دست به اعمال تحریم‌هایی علیه ایران زدند. سرانجام پس از مذاکرات گسترده و بلندمدت بر سر برنامه هسته‌ای ایران، در تاریخ سه‌شنبه ۲۳ تیر ۱۳۹۴ (۱۴ ژوئیه ۲۰۱۵) توافقی با عنوان برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) در وین اتریش حاصل شد و به موجب این توافق در ازای تغییراتی در برنامه هسته‌ای ایران، اغلب تحریم‌های اتحادیه اروپا، سازمان ملل، و ایالات متحده آمریکا که به سبب برنامه هسته‌ای ایران اعمال شده بودند، برداشته شدند.

انتخابات ریاست جمهوری آمریکا در سال ۲۰۱۶ در حالی برگزار شد که رقابت شدیدی بین دو حزب دموکرات با نامزدی هیلاری کلینتون و حزب جمهوری‌خواه با نامزدی دونالد ترامپ وجود داشت و بسیاری پیروزی احتمالی انتخابات را با حزب دموکرات و هیلاری کلینتون می‌دانستند. سرانجام با وجود کسب آرای مردمی بیش‌تر توسط هیلاری کلینتون، مجمع گزینندگان دونالد ترامپ را برگزیدند و پس از پیروزی ترامپ به عنوان رییس جمهوری ایالات متحده آمریکا در روز ۹ نوامبر ۲۰۱۶، بسیاری از نظرسنجی‌ها و افکارسنجی‌ها این نتیجه را یکی از خلاف انتظارترین‌ها نامیدند. ترامپ در کارزارهای [= کمپین‌های] انتخاباتی خود انتقادهای زیادی به توافق برجام وارد کرده بود و پس از انتخابات ریاست جمهوری آمریکا در سال ۲۰۱۶ و روی کار آمدن حزب جمهوری‌خواه، دونالد ترامپ که در تاریخ ۱۲ ژانویه ۲۰۱۸ پس از تمدید رفع تحریم‌ها برای بار سوم و برای ۱۲۰ روز دیگر اعلام کرده بود که شاید دیگر معافیت‌های تحریمی ایران را تمدید نکند، سرانجام در تاریخ ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ (۸ می ۲۰۱۸) تصمیم خود را در مورد توافق برجام اعلام کرد و به بهانه ناقض روح توافق بودن اقدامات ایران، به شکل یک‌طرفه کشور آمریکا را از توافق برجام خارج نمود و طی دو بازه ۹۰ روزه، به اعمال مجدد و یک‌جانبه تحریم‌هایی که به واسطه برجام لغو شده بودند، پرداخت. خروج آمریکا از برجام واکنش‌های گسترده‌ای را به همراه داشت و سایر طرف‌های توافق هسته‌ای سعی در حفظ توافق داشتند. همچنین، در دوره ترامپ تنش‌ها و اختلافات بین ایران و آمریکا شدت بیش‌تری گرفت و تحریم‌های جدیدی که شدیدتر و متنوع‌تر بودند، به دنبال کارزار فشار حداکثری ترامپ به صورت یک‌جانبه توسط آمریکا علیه ایران اعمال شد. علاوه بر این در دوره ترامپ، آمریکا تلاش‌هایی در راستای همراه‌سازی مجدد سازمان ملل و اتحادیه اروپا با خود در جهت بازگشت تحریم‌های چندجانبه علیه ایران انجام داد که با موفقیت همراه نبود.

پس از اعلام رسمی خروج آمریکا از برجام توسط ترامپ با صدور فرمان ریاستی خطاب به وزیر امور خارجه و وزیر خزانه‌داری آمریکا در تاریخ ۸ می ۲۰۱۸، وزارت خزانه‌داری آمریکا بلافاصله

دستورالعمل خروج از برجام را منتشر و اعلام کرد که تحریم‌های لغوشده آمریکا علیه ایران به واسطه برجام، طی دو دوره تنفسی ۹۰ روزه و ۱۸۰ روزه دوباره به اجرا درخواهند آمد. پس از پایان دوره ۹۰ روزه در تاریخ ۶ آگوست ۲۰۱۸، تحریم‌هایی که علیه ایران به اجرا درخواهند آمد عبارت‌اند از تحریم مرتبط با خرید یا اکتساب دلار آمریکا توسط ایران و تحریم تجارت ایران با طلا یا فلزات گرانبها؛ تحریم فروش، تامین یا انتقال گرافیت، فلزات خام یا نیمه‌خام مانند آلومینیوم و استیل، زغال و نرم‌افزار برای فعالیت‌های صنعتی به ایران یا از ایران؛ تحریم‌های مرتبط با معاملات ریال ایران یا نگهداری مبالغ بالا یا حساب دارای ریال ایران در خارج از ایران؛ تحریم‌های مربوط به فروش، تعهد پرداخت یا تسهیل صدور اوراق قرضه دولت ایران؛ و همچنین تحریم بخش خودروسازی ایران. علاوه بر این، دولت آمریکا برخی مجوزهای مرتبط با برجام را به موجب تحریم‌های اولیه آمریکا بر ایران لغو کرد.

همچنین، پس از پایان دوره ۱۸۰ روزه در تاریخ ۴ نوامبر ۲۰۱۸، تقریباً تمامی تحریم‌های هسته‌ای که به واسطه برجام لغو شده بودند، دوباره وضع شدند. پس از پایان دوره ۱۸۰ روزه در تاریخ ۴ نوامبر، موارد تحریمی که وضع شدند عبارت‌اند از تحریم‌های مربوط به اپراتور بنادر ایرانی و بخش‌های کشتیرانی و کشتی‌سازی که شامل کشتیرانی جمهوری اسلامی ایران، خط کشتیرانی جنوب ایران، و شرکت‌های وابسته می‌شود؛ تحریم‌های معاملات مربوط به محصولات نفتی از جمله معاملات با شرکت ملّی نفت ایران، شرکت اینترترید نفتیران و شرکت ملّی تانکر ایران که شامل فروش نفت، فراورده‌های نفتی یا فراورده‌های پتروشیمی از ایران باشد؛ تحریم‌های مرتبط با معاملات توسط موسسه‌های مالی خارجی با بانک مرکزی ایران و موسسه‌های مالی تعیین‌شده در بخش ۱۲۴۵ قانون بودجه دفاعی سال ۲۰۱۲؛ تحریم‌های مربوط به ایجاد خدمات پیام‌رسانی مالی به بانک مرکزی ایران و موسسه‌های مالی ذکرشده در قانون تحریم‌های جامع ایران و منع سرمایه‌گذاری در سال ۲۰۱۲؛ و تحریم خدمات بیمه‌ای و بیمه اتکایی. علاوه بر این، فهرست افراد تحریم‌شده توسط آمریکا به‌روزرسانی شد.

به‌طور کلی، تحریم‌های اعمال‌شده توسط آمریکا را می‌توان به سه گروه تحریم‌های اولیه، تحریم‌های ثانویه، و تحریم‌های بخشی دسته‌بندی کرد. تحریم‌های اولیه، هرگونه ارتباط تجاری بین شرکت‌ها و نهادها و افراد آمریکایی را با کشور یا نهاد مورد تحریم منع می‌کنند. تحریم‌های ثانویه، افراد یا نهادهای غیرآمریکایی را نیز که با کشور یا نهاد هدف تحریم رابطه و مبادله تجاری داشته باشند و سعی در دور زدن تحریم‌ها داشته باشند، مورد مجازات قرار می‌دهد. همچنین تحریم‌های بخشی، تحریم‌هایی هستند که بخش‌ها یا صنایع مشخصی را در اقتصاد کشور مورد تحریم، هدف قرار می‌دهند. بکارگیری جدی تحریم‌های بخشی به دوره ریاست جمهوری باراک اوباما در آمریکا

در سال ۲۰۱۴ و صدور فرامین اجرایی ۱۳۶۶۰، ۱۳۶۶۱، و ۱۳۶۶۲ در رابطه با موضوع کریمه اوکراین بازمی‌گردد. برخلاف تحریم‌های ثانویه که محدوده تحریم‌ها را گسترده‌تر می‌کنند، تحریم‌های هوشمند به دنبال متمرکز کردن فشار تحریم‌ها بر بخش‌هایی هستند که اهمیت بیش‌تری از نظر اقتصادی و راهبردی دارند و ضمناً به دنبال کاهش فشارها و اثرات منفی و خسارات اقتصادی متقابل تحریم‌ها نیز هستند. ماهیت تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران به واسطه خروج آمریکا از برجام، اغلب از نوع تحریم‌های بخشی است. در این پژوهش، شرکت‌های هدف تحریم شرکت‌هایی در نظرگرفته شده‌اند که در صنایعی فعالیت می‌کنند که به شکل مستقیم یا غیرمستقیم موضوع تحریم‌های بخشی وضع‌شده به واسطه خروج آمریکا از برجام در ۸ می ۲۰۱۸ هستند. همچنین، شرکت‌های غیرهدف، شرکت‌هایی هستند که تحت هیچ یک از تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران قرار نمی‌گیرند.

مبانی نظری پژوهش

انجام پژوهش رویدادی و تجزیه‌وتحلیل کارایی اطلاعاتی بازارهای مالی با انجام پژوهش‌های تجربی و با استفاده از داده‌های بازده قیمتی، سابقه‌ای به‌نسبت طولانی دارد (Ball & Brown, 1968; Fama *et al*., 1969; MacKinlay, 1997). اما ادبیات اقتصادی موجود در زمینهٔ بررسی اثرات تحریم‌ها بر اقتصاد و به‌طور خاص بررسی تاثیرات آن‌ها بر بازارهای مالی و از طریق کانال بازارهای مالی، چندان گسترده نیست. یکی از دلایل این محدودیت را می‌توان نبود داده‌های کافی و دقیق در بیش‌تر کشورهای تحریم‌شده در دهه‌های اخیر، مانند کره شمالی و کوبا یا فقدان بازارهای مالی توسعه‌یافته دانست. پژوهش‌هایی که از بُعد اقتصادی به مطالعه تحریم‌ها می‌پردازند معمولاً تمرکزشان بر پاسخ دادن به پرسش‌هایی از قبیل اثربخشی اقتصادی تحریم‌ها و تاثیر آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت بین‌الملل و عملکرد کلی اقتصاد در کشورهای هدف تحریم است. برای مثال، وانگ و همکاران[1] (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۳ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر نرخ ارز را در کشورهای هدف تحریم مطالعه می‌کنند. آن‌ها با بکارگیری مدل اصلاح‌شده حداقل مربعات با متغیر مجازی[2] و با استوارسنجی‌های[3] مختلف، به این نتیجه رسیدند که تحریم‌های اقتصادی تاثیر معناداری بر تلاطم نرخ ارز در کشورهای هدف این تحریم‌ها داشته‌اند.

مطالعات متعددی تاثیر تحریم را بر اقتصاد روسیه بررسی کرده‌اند. در سال ۲۰۱۴ و به دنبال

1. Wang *et al*.
2. Least Squares Dummy Variable Corrected
3. Robustness Checks

تنش بین روسیه و کشورهای غربی بر سر شبه‌جزیره کریمه، ایالات متحده آمریکا و اتحادیه اروپا تحریم‌هایی را علیه روسیه وضع کرده‌اند. آن و لودما[1] (۲۰۱۹)، با ارائه مدلی نظری از عملکرد بنگاه مورد اصابت تحریم‌ها، که در آن دولت سعی در محافظت از برخی شرکت‌های راهبردی تحریم‌شده دارد، نتیجه می‌گیرند که اِعمال تحریم علیه روسیه به کاهش معنادار درآمد عملیاتی، ارزش دارایی‌ها و تعداد نیروی کار شرکت‌های هدف منجر شده است. آنکودینوف و همکاران[2] (۲۰۱۷)، به مشخصات دم‌پهنی شاخص‌های صنایع بازار سهام روسیه قبل و بعد از تحریم‌ها می‌پردازد و درمی‌یابد که تحریم‌ها باعث افزایش تلاطم شاخص‌های صنایع شده‌اند. درگر و همکاران[3] (۲۰۱۶)، تاثیر تحریم‌های وضع‌شده علیه روسیه در سال ۲۰۱۴ را بر ارزش روبل روسیه مطالعه می‌کنند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که عامل اصلی کاهش ارزش روبل روسیه ریزش قیمت نفت بوده و تحریم‌ها عامل افزایش نوسانات در متغیرهای مختلف بوده‌اند.

تاثیر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران نیز در برخی مطالعات بررسی شده است. قرهگزلی[4] (۲۰۱۷)، با استفاده از تخمین‌گر تطبیقی کنترل ترکیبی[5] تاثیر تحریم‌های بین‌المللی بر تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران را در بازه زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۴ کاهشی بیش از ۱۷ درصد تخمین می‌زند. حیدر[6] (۲۰۱۷)، با بررسی داده‌های صادرات غیرنفتی ایران بین سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۱ نشان می‌دهد که تحریم‌های سال ۲۰۰۸ باعث شد مقاصد صادراتی به نفع کشورهایی که ایران را تحریم نکرده‌اند تغییر کند. در نتیجه، تحریم‌ها نتوانستند صادرات کل ایران را کاهش دهند و تنها باعث تحمیل هزینه به صادرکنندگانی شدند که مجبور به صادرات به بازارهای جدید بودند. در پژوهشی دیگر شیرازی و همکاران[7] (۲۰۱۶)، کاهش متوسط صادرات ایران در اثر تحریم‌ها را در سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۴ در حدود ۳۳ درصد تخمین می‌زند.

دیزجی و فنبرخیک[8] (۲۰۱۳)، با استفاده از مجموعه‌ای از مدل‌های اتورگرسیو برداری[9] به مطالعه تاثیر تحریم‌های اقتصادی از مجرای تغییر درآمدهای نفتی می‌پردازند. آن‌ها نشان می‌دهند که تاثیر

1. Ahn & Ludema
2. Ankudinov *et al*.
3. Dreger *et al*.
4. Gharehgozli
5. Synthetic Control Matching Estimator
6. Haidar
7. Shirazi *et al*.
8. Dizaji & Van Bergeijk
9. Vector Autoregressive

منفی تحریم‌ها عمدتاً به کوتاه‌مدت (دو سال) محدود می‌شود و در بلندمدت به دلیل بازآرایی ساختارهای اقتصادی، تاثیر تحریم‌ها ناچیز می‌شود. دیزجی (۲۰۱۴)، به بررسی تاثیر شوک‌های نفتی بر رابطه پویای بین درآمدها و مخارج دولتی در ایران، به عنوان یک اقتصاد در حال توسعه مبتنی بر صادرات نفت می‌پردازد. وی نتیجه می‌گیرد که تحریم‌هایی که به دنبال محدود کردن درآمد صادرات نفتی ایران هستند با تاثیرگذاری بر مخارج کل دولتی به‌طور بالقوه به عنوان محرکی برای توسعه اقتصادی هستند. فرزانگان و هایو[1] (۲۰۱۹)، با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۱ به بررسی اثر تحریم‌ها بر گسترش اقتصاد سایه در ایران می‌پردازند و نشان می‌دهند که تحریم‌های بین‌المللی در سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۱۲ تاثیر منفی معنادار قوی‌تری بر نرخ رشد اقتصاد سایه نسبت به نرخ رشد تولید ناخالص داخلی رسمی داشته‌اند و بنابراین، تحریم‌های بین‌المللی به اقتصاد غیررسمی حتی بیش‌تر از اقتصاد رسمی آسیب زده‌اند. دیزجی و قدمگاهی[2] (۲۰۲۱)، با استفاده از داده‌های تابلویی پویا به بررسی تاثیر تحریم‌های اقتصادی وضع‌شده بر مخارج دولت در حوزه سلامت کشورهای در حال توسعه‌ای که اقتصاد آن‌ها بر پایه صادرات منابع است، در طول دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ می‌پردازند. آن‌ها نشان می‌دهند که در حالی که تاثیر تحریم‌های غیرهوشمند بر حوزه بهداشت به شکل معناداری منفی است، تاثیر تحریم‌های هوشمند بر مخارج دولت در حوزه بهداشت مثبت است. لوداتی و پسران[3] (۲۰۲۱)، با استفاده از پوشش رسانه‌ای روزانه روزنامه‌ها از تحریم‌ها، شاخصی از شدت تحریم‌ها علیه ایران ساخته و با استفاده از آن به بررسی تاثیر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که تحریم‌ها اثر معناداری بر نرخ ارز، تورم، و رشد تولید دارد. همچنین، نشان دادند که در صورت نبود تحریم‌ها، اقتصاد ایران به‌طور متوسط رشد سالانه‌ای در حدود ۴ تا ۵ درصد را در مقایسه با متوسط رشد محقق‌شده ۳ درصدی تجربه می‌کرد. علاوه بر این، تحریم‌ها بر اشتغال و مشارکت نیروی کار و تحصیلات ابتدایی و متوسطه نیز تاثیرات منفی دارند که این تاثیرات برای زنان شدت بیش‌تری دارد.

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، پژوهش‌ها در رابطه با بررسی تاثیر تحریم‌ها بر بازارهای مالی و شرکت‌های موجود در آن‌ها بسیار محدود هستند. گودآسیایی و عسلی (۲۰۱۸)، به بررسی اثر تحریم‌های نفتی اتحادیه اروپا علیه ایران در ژانویه ۲۰۱۲ بر بازده قیمتی و جریان نقدی شرکت‌های هدف تحریم‌ها در بازار بورس تهران می‌پردازند و نشان می‌دهند که رویداد اعلام تحریم‌های نفتی اتحادیه اروپا در کوتاه‌مدت تاثیر معناداری بر بازده غیرنرمال شرکت‌های هدف ندارد، در حالی که شاخص‌های عملکردی

1. Farzanegan & Hayo
2. Dizaji & Ghadamgahi
3. Laudati & Pesaran

این شرکت‌ها از جمله جریان نقدی و بازده نقدی تاثیر مثبتی از این تحریم‌ها می‌پذیرند. همچنین، نزدیک‌ترین مطالعه به این پژوهش، دراکا و همکاران (۲۰۲۲) است که به بررسی اثربخشی تحریم‌ها علیه ایران با استفاده از رفتار بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های هدف در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. در این مطالعه شرکت‌های هدف، شرکت‌هایی هستند که مالکیت‌شان با نهادهایی است که هدف تحریم‌ها بوده‌اند. آن‌ها تاثیر شوک‌های اطلاعاتی مثبت ناشی از پیشرفت مذاکرات وین تا رسیدن به توافق برجام را بر رفتار بازده قیمتی سهام شرکت‌های هدف و غیرهدف در بازار بورس تهران مورد بررسی قرار می‌دهند. آن‌ها با اتکا به شواهد تجربی مبنی بر این‌که رسیدن شوک‌های اطلاعاتی مثبت هم در گروه شرکت‌های هدف تحریم و هم در شرکت‌های غیرهدف باعث رشد قیمتی سهام آن‌ها می‌شود به این نتیجه می‌رسند که تحریم‌ها علیه ایران، هر دو گروه شرکت‌های هدف و غیرهدف را مورد اصابت قرار داده است و این تحریم‌ها از نظر هوشمند بودن، نه یک موفقیت کامل و نه یک ابزار کاملاً بی‌اثر بوده است.

روش تجربی

مطالعه آماری این پژوهش شامل دو گام مجزا اما مرتبط به هم است. در گام اول به انجام پژوهش رویدادی برای رویداد خروج آمریکا از برجام در ۸ می ۲۰۱۸ پرداخته می‌شود. تخمین بازده غیرنرمال[۱] برای شرکت‌های موجود در بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های مختلف برای بازده انتظاری و در روزهای مختلف پنجره رویداد انجام می‌شود. در گام بعدی، مدل تجربی اصلی معرفی می‌شود که در آن با استفاده از تخمین‌گر حداقل مربعات، تاثیر رویداد خروج آمریکا از برجام بر بازدهی قیمتی شرکت‌های هدف تحریم نسبت به شرکت‌های غیرهدف با کنترل کردن ویژگی‌هایی از شرکت‌ها که ممکن است تاثیری بر رابطه مشاهده‌شده بین بازده غیرنرمال و هدف تحریم بودن داشته باشد، تخمین زده می‌شود.

پژوهش رویدادی و بازده غیرنرمال

در پژوهش رویدادی از یک تکنیک آماری برای ارزیابی تاثیر تحریم‌ها بر ارزش شرکت‌ها استفاده می‌شود. قیمت سهام شرکت می‌تواند به دلیل وقوع یک رویداد تغییر کند. این تغییر می‌تواند ناشی از اطلاعات جدید و موثری باشد که به دنبال وقوع رویداد در دسترس قرار می‌گیرد. به‌طور کلی، این رویدادها ممکن است رویدادهایی مانند افزایش سرمایه یا ادغام و تملک باشند که مرتبط به یک شرکت خاص هستند و قیمت سهام آن شرکت خاص را تحت تاثیر قرار می‌دهند یا این‌که رویدادهایی در سطح

۱. بازده غیرنرمال به عنوان تفاوت بازده قیمتی محقق‌شده و بازده انتظاری سهام هر شرکت تعریف می‌شود.

کلان اقتصادی مانند تحریم یا افزایش ناگهانی نرخ بهره باشند که کل بازار یا گروهی از سهام شرکت‌های موجود در بازار را تحت تاثیر قرار می‌دهند. پیش‌فرض روش پژوهش رویدادی، کارایی اطلاعاتی بازار است. فرضیه بازارهای کارا (Fama *et al*., 1969) فرضیه‌ای در اقتصاد مالی است که بر اساس آن قیمت دارایی‌ها همه اطلاعات موجود را منعکس می‌کند. این فرضیه، که به شکل مستقل توسط ساموئلسن[1] (۲۰۱۶) و فاما و همکاران (۱۹۶۹) توسعه پیدا کرد، به‌طور گسترده در مدل‌های نظری و مطالعات تجربی اوراق بهادار بکار گرفته شده است و همچنین، در کنار بینش‌های خوبی که در مورد فرایند کشف قیمت دارایی‌ها به ارمغان آورده است، بحث‌هایی را نیز به‌وجود آورده است. منتقد اصلی فرضیه کارایی بازارهای مالی، روان‌شناسان و اقتصاددانان رفتاری هستند که اعتقاد دارند، فرضیه بازارهای کارا بر مبنای فرض‌هایی استوار است که با واقعیت فاصله دارند.[2] بازار بورس تهران با توجه به داده‌های پایگاه داده توسعه‌یافتگی مالی جهانی[3] که معیارهایی از چهار ویژگی عمق، دسترسی، کارایی، و پایداری سیستم مالی کشورها را اندازه‌گیری می‌کند، کشور ایران را از نظر توسعه‌یافتگی سیستم مالی[4] در وضعیتی شبیه به کشور مصر قرار می‌دهد که موضوع مورد مطالعه عجم‌اوغلو و همکاران[5] (۲۰۱۸) است. همچنین، دراکا و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه مشابهی به استفاده از روش پژوهش رویدادی با داده‌های بازده قیمتی در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازند. از این‌رو، می‌توان این فرض را تا حدی توجیه کرد که بازار بورس اوراق بهادار تهران دارای سطح مناسبی از کارایی برای انجام یک پژوهش رویدادی است.

به‌طور کلی، در پژوهش رویدادی ابتدا به تعریف دقیق رویداد مورد نظر و مشخص کردن بازه زمانی اصابت شوک اطلاعاتی برای بررسی و اندازه‌گیری تاثیر این رویداد پرداخته می‌شود که به این بازه زمانی پنجره رویداد گفته می‌شود. در قدم بعدی، نمونه آماری مورد نظر مشخص و داده‌های قیمتی آن‌ها جمع‌آوری می‌شود. ایده کلی یک پژوهش رویدادی به این صورت است که با فرض کارایی

1. Samuelson

۲. علاقه‌مندان برای مطالعه بیش‌تر می‌توانند به مقالات (Kahneman & Tversky, 1979; De Bondt Thaler, 1985; Bell, 1982) مراجعه کنند.

3. Global Financial Development Database, World Bank (2017). https://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/global-financial-development-database

۴. بر اساس داده‌های پایگاه داده توسعه‌یافتگی جهانی، بورس تهران نسبت به سایر کشورها در چارک دوم از نظر کارایی مالی (نسبت تعداد سهام معامله‌شده به کل ارزش بازار)، چارک دوم از نظر شاخص دسترسی مالی (نسبت ارزش بازار شرکت‌های غیر از ده شرکت بزرگ بازار به کل ارزش بازار)، و چارک سوم از نظر عمق مالی (نسبت ارزش کل بازار به تولید ناخالص داخلی) قرار دارد.

5. Acemoglu *et al*.

اطلاعاتی بازار، قیمت‌ها اطلاعات موجود در بازار را منعکس خواهند کرد و ما قادر خواهیم بود تاثیر یک رویداد را بر قیمت‌ها مشاهده کنیم. همچنین، پژوهش رویدادی را می‌توان به عنوان آزمونی برای سنجش کارایی بازار در نظر گرفت. بر اساس این، برای بررسی آماری تاثیر رویداد، ابتدا یک مدل برای بازده انتظاری یا نرمال در نظرگرفته می‌شود و این مدل با استفاده از بازه زمانی مشخصی که به آن پنجره تخمین گفته می‌شود و معمولاً با فاصله کمی قبل از رویداد است، تخمین زده می‌شود و سپس بازده غیرنرمال را می‌توان از تفاضل بازده انتظاری تخمین‌زده‌شده و بازده محقق‌شده در پنجره رویداد برای هر سهم اندازه‌گیری کرد. مدل زیر ایده کلی یک پژوهش رویدادی را نشان می‌دهد:

$$R_{it} = E[R_{it}|\Omega_t] + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

بنابراین:

$$\varepsilon_{it} = R_{it} - E[R_{it}|\Omega_{it}]$$

که می‌توان معادله بالا را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it}$$

در این مدل، R_{it} بازده قیمتی و Ω_t اطلاعات موجود در زمان t از پنجره رویداد و $E[R_{it}|\Omega_t]$ نشان‌دهندهٔ بازده انتظاری و ε_{it} بازده غیرنرمال سهم i در زمان t است. همچنین، در رابطه فوق AR_{it} بازده غیرنرمال سهم i در زمان t در پنجره رویداد، $\hat{R}_{it}$ تخمین بازده انتظاری است. در نهایت، بازده غیرنرمال تجمعی برای هر سهم را برای پنجره‌های رویداد مختلف به شکل رابطه (۲) محاسبه می‌شود:

$$CAR[t_1, t_2]_i = \sum_{t=t_1}^{t_2} \mathrm{AR}_{it}. \qquad (۲)$$

در این پژوهش یک بازه زمانی ۲۵۰ روزه منتهی به ۳۰ روز قبل از وقوع رویداد به عنوان پنجره تخمین برای برآورد پارامترهای مدل بازده انتظاری در نظرگرفته می‌شود. علت در نظرنگرفتن بازه ۳۰ روزه قبل از رویداد در پنجره تخمین، جلوگیری از تاثیرگذاری شوک‌های اطلاعاتی احتمالی قبل از رویداد در تخمین بازده نرمال است. بنابراین، برای تخمین بازدهی غیرنرمال هر سهم برای رویداد خروج آمریکا از برجام، پنجره تخمین از روز ۱۰ اسفند ۱۳۹۵ تا روز ۲۷ اسفند ۱۳۹۶ در نظرگرفته می‌شود. مدل‌های مختلفی در حوزه قیمتگذاری دارایی‌ها برای بازده انتظاری یک سهم توسعه داده شده است. به‌طور کلی، این مدل‌ها به دو دسته مدل‌های آماری و مدل‌های اقتصادی تقسیم می‌شوند. مدل‌های آماری

مانند مدل بازده با میانگین ثابت و مدل بازار، بر فرضیات آماری مانند نرمال بودن توزیع بازده قیمتی دارایی‌ها استوار است (Campbell *et al*., 1997). براون و وارنر[1] (۱۹۸۰؛ ۱۹۸۵)، نشان دادند که در اکثر مواقع مدل میانگین ثابت بازده، عملکردی مشابه مدل‌های پیچیده‌تر دارد و واریانس بازده غیرنرمال با انتخاب مدل‌های پیچیده‌تر چندان کاهش نمی‌یابد. مدل‌های اقتصادی مانند مدل قیمتگذاری آربیتراژ[2] و قیمتگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[3] بر مبنای فرضیات اقتصادی هستند (Campbell *et al*., 1997). در این پژوهش، برای محاسبه بازده قیمتی غیرنرمال در هر روز و بازده غیرنرمال تجمعی پنجره‌های رویداد مختلف برای شرکت‌های موجود در نمونه، از تخمین حداقل مربعات مدل بازار به عنوان معیاری[4] برای تخمین بازده انتظاری (نرمال) استفاده می‌شود. علاوه بر این، از تخمین مدل بازار با مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته[5] نیز در صورت وجود اثر خوشه‌بندی تلاطم‌ها[6] استفاده می‌شود. همچنین، در مدلی دیگر برای بازده انتظاری، با توجه به تاثیر نرخ سود بدون ریسک بر قیمت سهام و همچنین تلاطم بازار ارز در ایران در سال ۱۳۹۷، به منظور کنترل کردن تاثیر نرخ ارز و نرخ بهره بر بازده قیمتی سهام شرکت‌ها، بازده غیرنرمال با استفاده از یک مدل چندعاملی که بازده شاخص نرخ موثر تا سررسید اوراق دولتی[7] و بازده نرخ دلار را نیز علاوه بر بازده شاخص کل بازار بورس تهران در نظر گرفته، تخمین زده شده است. در ادامه، تصریح مدل‌های فوق بررسی می‌شود.

مدل بازار یکی از مدل‌های آماری برای بازده قیمتی سهام در ادبیات قیمتگذاری دارایی‌هاست که بازده یک سهم را به بازدهی پورتفولیو بازار مرتبط می‌کند. مدل بازار که بر فرض نرمال بودن توزیع بازدهی قیمتی دارایی‌ها استوار است (Campbell *et al*., 1997)، به شکل رابطه (۳) است:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

$$E[\varepsilon_{it}] = 0\ , Var[\varepsilon_{it}] = {\sigma_{\varepsilon_i}}^2$$

در رابطه (۳)، R_{it} بازده قیمتی سهم i در دوره t و R_{mt} بازده پورتفولیو بازار در دوره t است. در این پژوهش، بازده شاخص کل بورس تهران به عنوان بازده بازار در نظرگرفته شده است. در واقع، مدل بازار را می‌توان شکلی از مدل تک‌عاملی[8] دانست، با این تفاوت که در مدل بازار فرض

1. Brown & Warner
2. Arbitrage Pricing Theory (APT)
3. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
4. Benchmark
5. Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)
6. Volatility Clustering
7. Yield to Maturity (YTM)
8. Single Index Model

$Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0$ یا نبود همبستگی اجزای خطا در بین سهم‌ها که نشان‌دهندهٔ ریسک مخصوص آن‌هاست، در نظرگرفته نمی‌شود.

از آن‌جایی که در تخمین حداقل مربعات مدل بازار، فرض ثابت بودن واریانس جزء خطا[1] و فرض نبود همبستگی بین اجزای خطا در طول زمان[2] برای هر سهم در نظرگرفته شده است و این فرض‌ها در مسئله مورد بررسی پژوهش ما با توجه به پرتلاطم شدن بازار در پنجره تخمین و پنجره رویداد به دلیل نوسانات نرخ ارز و خروج آمریکا از برجام، ممکن است تا حدودی غیرواقعی باشند و باعث به‌وجود آمدن خطا در تخمین پارامترهای مدل شوند، برای در نظرگرفتن اثر احتمالی خوشه‌بندی تلاطم‌ها، از مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته برای رویداد خروج آمریکا از برجام استفاده می‌شود. مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی، تلاطم را متغیر با زمان[3] در نظر می‌گیرند. به عبارت دیگر، برخلاف مدل حداقل مربعات ساده که واریانس جزء خطا را ثابت در نظر می‌گیرد، در مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی واریانس جزء خطا به شکل متغیر با زمان در مدل لحاظ می‌شود. فرایندهای تصادفی موسوم به مدل واریانس ناهمسان شرطی توسط انگل[4] (۱۹۸۲) توسعه داده شد. همان‌طور که در ابتدای این بخش اشاره شد، رابطه (۱) به‌طور کلی به عنوان مدلی برای بازده قیمتی در نظرگرفته شده است که در آن ε_{it} جزء خطا است که توزیع شرطی آن به شرط اطلاعات دوره قبل، یک توزیع نرمال با واریانس متغیر با زمان است. یا به عبارت دیگر برای سهم i، رابطه $\varepsilon_t|\Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$ برقرار است. حال اگر فرض کنیم $\varepsilon_t = \sigma_t z_t$ و $z_t \sim iid \& N(0,1)$ یا به عبارتی، با توجه به این‌که واریانس‌ها متغیر با زمان هستند، انتظار داریم توزیع غیرشرطی ε_t دم‌های پهن‌تری نسبت به توزیع نرمال داشته باشد. در این صورت، سری σ_t^2 طبق رابطه زیر مدل می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2$$

$$where\ \alpha_0 > 0\ , \alpha_i \geq 0$$

رابطه بالا مدل ARCH(q) را نشان می‌دهد. همچنین، اگر برای واریانس جزء خطا یک مدل میانگین متحرک خودرگرسیونی[5] در نظر بگیریم، مدل تعمیم‌یافته واریانس ناهمسان شرطی

۱. واریانس همسانی

2. Auto-Correlation
3. Time-Varying Volatility
4. Engle
5. Auto-Regressive Moving Average

خودرگرسیونی به‌دست می‌آید که توسط بولرسلو[1] (۱۹۸۶) توسعه داده شد. مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته ((GARCH(p,q)) که به نوعی تعمیم‌یافته مدل ARCH(q) است، به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2\varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 + \beta_2\sigma_{t-1}^2 + \cdots + \beta_P\sigma_{t-p}^2$$
$$= \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \cdot \sigma_{t-i}^2$$

در این پژوهش، برای جزء خطای مدل بازده انتظاری، مدل GARCH(1,1) به صورت رابطه (۴) در نظرگرفته شده است:

$$\varepsilon_{it}|\Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$
$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 \qquad (۴)$$

نااطمینانی و تلاطم در عوامل اقتصادی مانند نرخ بهره و نرخ ارز می‌تواند باعث تحمیل ریسک به شرکت‌ها شود و بر بازدهی قیمتی آن‌ها اثرگذار باشد. بنابراین، برای تخمین بازده انتظاری سهام شرکت‌ها، علاوه بر مدل بازار از یک مدل چندعاملی با در نظرگرفتن نرخ بازده بدون ریسک و بازده نرخ ارز علاوه بر بازدهی شاخص کل بازار بورس تهران استفاده می‌شود. تصریح این مدل چندعاملی به شکل رابطه (۵) است:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_m R_{mt} + \beta_{FX} R_{FXt} + \beta_{rf} R_{rft} + \varepsilon_{it}. \qquad (۵)$$

در این مدل، R_{it} بازده قیمتی سهم i در دوره t و R_{mt} بازدهی شاخص کل بازار بورس تهران و R_{FXt} و R_{rft} به‌ترتیب بازدهی روزانه قیمت دلار در بازار آزاد و نرخ بازده بدون ریسک است.

مدل تجربی

رویداد اصلی موثر بر قیمت سهام شرکت‌ها، اعلام رسمی خروج آمریکا از برجام توسط دونالد ترامپ در تاریخ ۸ می ۲۰۱۸ (۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷) در نظرگرفته می‌شود. راهبرد شناسایی[2] در این پژوهش مبتنی بر تمایز بین شرکت‌ها از نظر قرار گرفتن صنعت مربوطه در فهرست صنایع تحریم‌شده توسط دولت آمریکا است. تغییرات در بازده غیرنرمال تجمعی سهام شرکت‌ها، با کنترل کردن مشخصات بنیادی آن‌ها، به تحریم بودن یا نبودن مرتبط می‌شود. مدل تجربی که تخمین زده می‌شود به صورت رابطه (۶) است:

1. Bollerslev
2. Identification

$$CAR_i = \alpha + \beta\,\text{target}_i + X_i'\varphi + \epsilon_i \qquad (۶)$$

در معادله رگرسیون (۶)، CAR_i بازده غیرنرمال تجمعی برای شرکت i برای پنجره رویداد است. در برآوردهای مختلف پنجره‌های رویداد با طول‌های متفاوتی در نظرگرفته شده‌اند تا تاثیر تحریم‌ها در بازه‌های مختلف برآورد شود. target_i متغیری موهومی است که در صورتی که شرکت i در یکی از صنایع هدف تحریم‌های بخشی قرار گرفته باشد، مقدار یک را اتخاذ می‌کند و در غیر این صورت، صفر است. X_i'، بردار متغیرهای کنترلی برای شرکت i است و ϵ_i جزء خطاست. متغیرهای کنترلی از جمله اندازه، سودآوری، و اهرم هر بنگاه برای کنترل کردن مشخصاتی از بنگاه که ممکن است تاثیری بر رابطه بین بازدهی غیرنرمال و مورد تحریم واقع شدن داشته باشند، در نظرگرفته شده است. این راهبرد تجربی در صورتی معتبر خواهد بود که هیچ رویداد مهم و تاثیرگذار دیگری در پنجره رویداد رخ نداده باشد و همچنین، هیچ تفاوت نظام‌مندی بین بازدهی در شرکت‌های مختلف گروه هدف و غیرهدف موجود نباشد. همچنین، برای هر سه متغیر کنترلی اندازه، سودآوری، و اهرم توان دوم و سوم این متغیرها نیز در آزمون‌های استوارسنجی در مدل در نظرگرفته شده است تا تاثیرات غیرخطی بالقوه این متغیرها نیز کنترل شود.

فرض دیگری که باید در نظرگرفته شود، برون‌زا بودن رویداد نسبت به تغییرات قیمتی است. به بیان دیگر، می‌توان به‌راحتی فرض کرد که در مسئله مورد نظر این پژوهش، فرض علّیت یک‌طرفه برقرار است و در مورد رویدادهای تحریمی می‌توانیم از دوطرفه بودن رابطه علّی بین رویداد تحریمی و تغییرات قیمت صرف نظر کنیم، زیرا می‌توانیم فرض کنیم که این رویدادهای تحریمی بوده‌اند که احتمالاً موجب تغییرات قیمتی غیرنرمال در سهام موجود در بازار بورس تهران شده‌اند و طراحی و زمان‌بندی تحریم‌ها از تغییرات قیمت دارایی‌ها در بورس تهران اثر نگرفته‌اند.

داده‌ها و آمار توصیفی

نمونه آماری این پژوهش شامل همه شرکت‌های فهرست‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران است که سهام آن‌ها در پنجره رویداد معامله شده‌اند و دارای داده‌های قیمتی کافی در پنجره تخمین بوده‌اند. در نتیجه، نمونه آماری اولیه این پژوهش برای مطالعه تاثیر رویداد خروج آمریکا از برجام در ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ شامل ۴۰۸ شرکت فهرست‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران است که دارای داده‌های بازدهی قیمتی کافی در پنجره تخمین هستند و سهام آن‌ها در روز صفر رویداد خروج آمریکا از برجام، که اولین روز معاملاتی پس از اعلام رسمی خروج آمریکا از برجام یعنی روز چهارشنبه ۱۹

اردیبهشت ۱۳۹۷ است، معامله شده‌اند. لازم به اشاره است که پنجره رویداد برای روزهای معاملاتی پس از رویداد خروج آمریکا از برجام و همچنین، رویدادهای بررسی‌شده در بخش استوارسنجی‌ها ثابت در نظرگرفته شده‌اند و تاریخ روزهای پنجره رویداد، که شامل روزهای معاملاتی بازار بورس تهران است، برای همه شرکت‌ها یکسان در نظرگرفته شده‌اند و شرکت‌هایی که در دست‌کم یکی از روزهای یک پنجره رویداد معامله نشده‌اند، از نمونه حذف شده‌اند. ابتدا شرکت‌هایی که سهام آن‌ها در روز صفر رویداد معامله نشده‌اند حذف شده‌اند. همچنین، برای محاسبه بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره‌های دو روزه و یازده روزه، شرکت‌هایی که به‌ترتیب در دست‌کم یک روز از دو روز معاملاتی پس از رویداد در بازار بورس و یازده روز معاملاتی پس از رویداد در بازار بورس معامله نشده‌اند، از نمونه حذف شده‌اند. در این پژوهش، به منظور ارزیابی دقیق‌تر اثرات تحریم‌ها و انجام بررسی‌های آماری، از داده‌های قیمتی تعدیل‌شده با افزایش سرمایه و سود برای محاسبه بازدهی قیمتی استفاده شده است. برای استخراج این داده‌های قیمتی تعدیل‌شده از نرم‌افزار TSEClient2.0 استفاده شده است. نرم‌افزار TSEClient2.0 این امکان را فراهم می‌کند که داده‌های معاملاتی سهام شرکت‌های مورد نظر را فقط برای روزهای معاملاتی دریافت کنیم. بنابراین، برای تمیز کردن داده‌های قیمتی نیازی به حذف روزهای تعطیل یا بدون معامله نیست. داده‌های مربوط به شاخص کل بازار بورس تهران و دیگر شاخص‌های بورسی نیز از سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران[1] و نرم‌افزار TSEClient2.0 استخراج شده‌اند. در این پژوهش، شاخصی از نرخ بازدهی تا سررسید اوراق دولتی به عنوان یک شاخص برای بازده بدون ریسک در نظرگرفته شده است. برای نرخ بازدهی تا سررسید اوراق دولتی از شاخص اوراق دولتی کیان که توسط گروه خدمات بازار سرمایه کیان[2] منتشر می‌شود، به عنوان معیاری از نرخ سود بدون ریسک استفاده شده است. نرخ دلار در بازار آزاد نیز که از پایگاه اینترنتی اطلاع‌رسانی طلا، سکه و ارز[3] استخراج شده، به عنوان شاخص نرخ ارز در نظرگرفته شده است. شبکه اطلاع‌رسانی طلا، سکه و ارز یک مجموعه اطلاع‌رسانی و تحلیلی است که در حوزه پایش، کشف، پیرایش، پردازش و انتشار قیمت‌ها و دیگر داده‌های اقتصادی و مالی از انواع بورس‌ها و بازارهای مالی و معاملاتی داخلی و جهانی فعالیت می‌کند.

همان‌طور که در بخش قبل اشاره شد، در مدل تجربی این پژوهش از برخی متغیرهای اصلی موجود در صورت‌های مالی شرکت‌ها به منظور کنترل اثرات متفاوتی که تحریم‌ها می‌توانند بر بازدهی قیمتی شرکت‌هایی با ویژگی‌های مختلف داشته باشند، استفاده شده است. در این پژوهش، از اندازه شرکت

1. https://tse.ir/
2. https://kian.capital/
3. https://www.tgju.org/

(لگاریتم مجموع کل دارایی‌ها)، سوددهی آن (بازده حقوق صاحبان سهام که از تقسیم سود خالص بر مجموع حقوق صاحبان سهام به‌دست می‌آید)، و اهرمی بودن شرکت (نسبت کل دارایی به کل بدهی) در آخرین صورت مالی منتشرشده در قبل از رویداد برای شرکت‌های موجود در نمونه، به عنوان متغیرهای کنترلی در مدل تجربی استفاده می‌شود. برای به‌دست آوردن این داده‌ها، مقادیر متغیرهای توضیحی برای آخرین دوره مالی منتهی به اعلام رسمی رویدادهای تحریمی به صورت دستی از صورت‌های مالی موجود در پایگاه اطلاعات جامع شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس[1] استخراج شده است. برای استخراج داده‌های اندازه شرکت‌ها از مجموع کل دارایی‌های موجود در ترازنامه منتشرشده در آخرین صورت مالی آن شرکت قبل از وقوع رویداد خروج آمریکا از برجام در اردیبهشت ۱۳۹۷ استفاده شده است. همچنین، مجموع بدهی‌ها و مجموع حقوق صاحبان سهام نیز از ترازنامه منتشرشده در آخرین صورت مالی قبل از خروج آمریکا از برجام استخراج شده است. درآمد (سود) خالص هر شرکت نیز از صورت سود و زیان آن شرکت در آخرین دوره مالی قبل از رویداد برداشته شده است. در نهایت، دو متغیر دیگر استفاده‌شده در مدل تجربی این پژوهش، یعنی شاخص سودآوری (بازده حقوق صاحبان سهام) و اهرم طبق روابط زیر محاسبه شده‌اند:

$$\text{اهرم} = \frac{\text{مجموع بدهی‌ها}}{\text{مجموع کل دارایی‌ها}} \qquad \text{بازده حقوق صاحبان سهام} = \frac{\text{سود خالص}}{\text{مجموع حقوق صاحبان سهام}}$$

برای تعیین دقیق جزئیات رویدادهای تحریمی و مشخص کردن بخش‌های تحریم‌شده از کنفرانس‌های خبری و اطلاعیه‌های موجود در پایگاه اینترنتی وزارت خزانه‌داری آمریکا استفاده شده است. چنانچه یک صنعت به عنوان هدف تحریم اعلام شده باشد، تمامی شرکت‌های بورسی موجود در صنعت تحریم‌شده را به عنوان گروه شرکت‌های هدف این رویداد تحریمی در نظر می‌گیریم. بنابراین، شرکت‌های موجود در همه صنایع تحریم‌شده به واسطه خروج آمریکا از برجام به عنوان شرکت‌های هدف تحریم‌های بخشی در نظرگرفته شده‌اند. در جدول (۱)، آمار توصیفی برای شرکت‌های موجود در نمونه برای رویداد خروج آمریکا از برجام و متغیرهای مورد استفاده گزارش شده است. ستون اول از این جدول تعداد مشاهده‌ها را برای هر متغیر نشان می‌دهد. ستون دوم نشان‌دهندهٔ میانگین هر متغیر است. ستون سوم انحراف معیار هر متغیر را گزارش می‌کند. ستون‌های چهارم تا هشتم به‌ترتیب کم‌ترین مشاهده، چارک اول، میانه، چارک سوم، و بیش‌ترین مشاهده را برای هر یک از متغیرهای فهرست‌شده در سطرهای این جدول گزارش می‌کنند.

۱. کدال

جدول ۱: آمار توصیفی

	تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	کمینه مشاهدات	چارک اول	میانه	چارک سوم	بیشینه مشاهدات
Target	۴۰۸	۰/۳۷	۰/۴۸	۰	۰	۰	۱	۱
USD/Rial	۲۶۱	۴۱۳۱۰	۵۶۸۶	۳۷۲۴۰	۳۷۶۷۰	۳۹۰۰۰	۴۲۲۰۰	۶۵۹۷۰
Risk-free rate index (%)	۲۶۱	۲۰/۵۲	۲/۷۰	۱۴/۹۴	۱۸/۰۳	۲۱/۸۶	۲۲/۷۰	۲۴/۹۰
TEDPIX	۲۶۱	۸۶۵۵۵	۷۵۳۶	۷۶۲۸۵	۷۹۸۵۵	۸۴۵۶۴	۹۵۲۲۷	۹۹۵۲۲
size1396_log	۳۹۶	۱۵/۰۷	۱/۹۳	۱۰/۲۴	۱۳/۸۵	۱۴/۷۴	۱۶/۲۷	۲۱/۵۳
ROE1396 (%)	۳۶۳	۷/۱	۱۶۵/۴	-۲۸۸۷/۳	۳/۲	۱۵/۱	۳۰/۲	۶۰۰/۸
leverage1396 (%)	۳۹۶	۲۳۳	۱۱۵۸	-۱۴۲۵۸	۶۰	۱۳۲	۲۸۴	۱۱۰۸۴

سطر اول جدول (۱)، آمار توصیفی را برای متغیر Target نشان می‌دهد، که همان‌طور که اشاره شد، این متغیر مجازی نشان‌دهندهٔ قرار داشتن یک شرکت در صنایع تحریم‌شده به واسطه خروج آمریکا از توافق‌نامه برجام به حساب می‌آید. از میان ۴۰۸ شرکت موجود در نمونه، ۱۵۲ شرکت در میان شرکت‌های تحت اصابت تحریم‌های بخشی به سبب خروج آمریکا از برجام دسته‌بندی شده‌اند. سطر دوم تا چهارم، آماره‌های مختلف را به‌ترتیب برای نرخ دلار در بازار آزاد ایران و شاخص نرخ بازده بدون ریسک، که در ابتدای این بخش توضیح داده شد، و همچنین شاخص کل بازار بورس اوراق بهادار تهران برای پنجره تخمین و پنجره رویداد که بازه زمانی ۱۰ اسفند ۱۳۹۵ تا ۲ خرداد ۱۳۹۷ را شامل می‌شود، نشان می‌دهند. در سطرهای پنجم تا هفتم به متغیرهایی پرداخته می‌شود که نشان‌دهندهٔ اطلاعات مالی اساسی شرکت‌های نمونه هستند که از آخرین صورت‌های مالی قبل از رویداد خروج آمریکا از برجام استخراج شده است. سطر پنجم، آماره‌های مربوط به لگاریتم مجموع کل دارایی‌های هر شرکت را که نمایانگر اندازه شرکت‌هاست، نشان می‌دهد. سطر ششم مربوط به بازده حقوق صاحبان است که نشانگر سودآوری هر شرکت است و سطر هفتم اطلاعات آماری متغیر اهرم مالی را برای هر شرکت نشان می‌دهد.

برآورد مدل و نتایج تجربی

در این بخش، ابتدا آمار توصیفی برآوردهای بازده غیرنرمال با استفاده از مدل‌های تصریح‌شده در

بخش پژوهش رویدادی و بازده غیرنرمال در جدول (۲) گزارش شده است.[۱] ستون اول از این جدول تعداد مشاهده‌ها برای هر متغیر را نشان می‌دهد. ستون دوم نشان‌دهندهٔ میانگین هر متغیر است. ستون سوم انحراف معیار هر متغیر را گزارش می‌کند. ستون‌های چهارم تا هشتم به‌ترتیب کم‌ترین مشاهده، چارک اول، میانه، چارک سوم، و بیش‌ترین مشاهده را برای هر یک از متغیرهای فهرست‌شده در سطرهای این جدول گزارش می‌کنند.

جدول ۲: آمار توصیفی بازده غیرنرمال

	تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	کمینه مشاهدات	چارک اول	میانه	چارک سوم	بیشینه مشاهدات
Abnormal Return (%) – Day0 (OLS)	۴۰۸	-۱/۵۳	۲/۴۳	-۹/۵۱	-۳/۳۵	-۰/۸۱	-۰/۰۲	۴/۸۹
Abnormal Return (%) – Day0 (GARCH)	۴۰۸	-۱/۴۳	۲/۴۱	-۹/۲۳	-۳/۲۵	-۰/۷۶	۰/۰۵	۴/۹۵
Abnormal Return (%) – Day0 (multifactor)	۴۰۲	-۱/۵۹	۲/۵۸	-۹/۵۷	-۳/۲۷	-۱/۰۴	-۰/۰۵	۷/۶۱
CAR [0-10] (%) (OLS)	۲۸۹	۲/۴۷	۸/۰۴	-۲۰/۰۲	-۲/۴۷	۱/۲۱	۶/۸۰	۳۵/۱۱
CAR [0-10] (%) (GARCH)	۲۹۰	۳/۵۴	۷/۹۷	-۲۲/۶۵	-۱/۶۷	۲/۶۲	۷/۹۰	۳۵/۶۷
CAR [0-10] (%) (multifactor)	۲۸۴	۱/۸۷	۸/۵۷	-۲۵/۲۶	-۳/۱۳	۰/۸۱	۶/۵۳	۳۹/۹۶
CAR [0-1] (%) (OLS)	۳۹۲	-۰/۸۲	۳/۳۲	-۱۴/۳۷	-۲/۵۳	-۰/۶۳	۰/۳۹	۱۲/۱۴
CAR [0-1] (%) (GARCH)	۳۹۲	-۰/۶۱	۳/۳۱	-۱۳/۶۲	-۲/۳۴	-۰/۴۶	۰/۵۵	۱۳/۱۹
CAR [0-1] (%) (multifactor)	۳۸۶	-۰/۹۳	۳/۳۴	-۱۳/۰۱	-۲/۷۲	-۰/۸۲	۰/۳۳	۱۳/۴۶

در سطرهای اول تا سوم جدول (۲)، آماره‌های توصیفی برای متغیر بازده غیرنرمال شرکت‌های موجود در نمونه در روز صفر پنجره رویداد (روز چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۷) گزارش شده است. لازم به اشاره است که شرکت‌هایی که هر یک از متغیرهای بازده محقق‌شده، بازده پیش‌بینی‌شده، و بازده غیرنرمال در دست‌کم یکی از روزهای پنجره رویداد برای این شرکت‌ها بالای ۱۰ درصد یا کم‌تر از ۱۰- درصد باشد، از نمونه حذف شده‌اند. در سطر اول، بازده غیرنرمال با بکارگیری روش تخمین حداقل مربعات ساده مدل بازار (رابطه ۳) محاسبه شده است. در سطر دوم، برای محاسبه

۱. نتایج تفصیلی برآورد بازده غیرنرمال سهام شرکت‌ها به دلیل تعداد بالای آن‌ها (۴۰۸ سهم) گزارش نشده است. این نتایج در صورت درخواست خوانندگان از نویسندهٔ مسئول قابل‌ارائه است.

بازده غیرنرمال از مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (رابطه ۴) استفاده شده است. همچنین سطر سوم، آماره‌های توصیفی را برای بازده غیرنرمال شرکت‌های موجود در نمونه در روز صفر پنجره رویداد گزارش می‌کند، که با استفاده از مدل چندعاملی توسعه‌داده‌شده در این پژوهش (رابطه ۵) محاسبه شده است. سطرهای چهارم تا ششم جدول (۲)، بازده غیرنرمال تجمعی را برای پنجره رویداد بلندمدت‌تر شامل روز صفر تا روز دهم پنجره رویداد به‌ترتیب با بکارگیری تخمین حداقل مربعات ساده و مدل گارچ (۱،۱) برای مدل بازار و همچنین، با بکارگیری مدل چندعاملی گزارش می‌کند. در نهایت، بازده غیرنرمال تجمعی در دو روز اول پنجره رویداد، هم با بکارگیری روش تخمین حداقل مربعات ساده و هم با استفاده از روش گارچ (۱،۱) برای مدل بازار و با بکارگیری تخمین حداقل مربعات ساده برای مدل چندعاملی به‌ترتیب در سطرهای هفتم تا نهم جدول (۲) گزارش شده است. همچنین، لازم به اشاره است که بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره رویداد با استفاده از رابطه (۲) محاسبه شده است.

در ادامه تاثیر رویداد خروج آمریکا از توافق برجام در ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ را مورد بررسی قرار گرفته است. در جدول (۳)، نتایج تخمین رابطه (۶) که به عنوان مدل تجربی اصلی در نظرگرفته شده، با خطاهای استاندارد تعدیل‌شده گزارش شده است. خطاهای استاندارد که با استفاده از همبستگی بین شرکت‌ها در قبل از رویداد تعدیل شده‌اند، در پرانتز گزارش شده‌اند. برای تخمین خطاهای استاندارد تعدیل‌شده، ماتریس کوواریانس بازده‌های قیمتی با استفاده از داده‌های بازدهی قیمتی در یک پنجره ۲۵۰ روزه منتهی به ۳۰ روز قبل از روز رویداد تخمین زده شده است و سپس با این فرض که ماتریس کوواریانس قبل از رویداد، تخمین مناسبی از این ماتریس در طول پنجره رویداد است، از این ماتریس کوواریانس برای محاسبه خطاهای استاندارد تعدیل‌شده استفاده شده است. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، متغیر Target متغیری مجازی است که برای شرکت‌های هدف تحریم‌های بخشی عدد یک و برای شرکت‌های موجود در صنایع غیرهدف عدد صفر است. متغیرهای ROE1396, leverage1396, size1396_log به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ اندازه (لگاریتم کل دارایی‌های هر شرکت)، سودآوری (نسبت بازده حقوق صاحبان سهام)، و اهرم (نسبت مجموع بدهی به مجموع حقوق صاحبان سهام) هستند. همچنین، توان دوم و سوم این متغیرها نیز برای کنترل کردن تاثیر غیرخطی بالقوه آن‌ها در استوارسنجی‌های بخش بعد در نظرگرفته شده است.

جدول ۳: نتایج تخمین مدل تجربی برای رویداد خروج آمریکا از برجام

	(۱) CAR[0,1] OLS	(۲) CAR[0,10] OLS	(۳) CAR[0,1] GARCH	(۴) CAR[0-10] GARCH	(۵) CAR[0-1] Multi-factor	(۶) CAR[0-10] Multi-factor
Target	-۱/۰۷۵***	-۲/۵۶۲**	-۱/۰۶۰***	-۲/۵۹۵**	-۰/۸۶۸**	-۲/۳۲۸**
	(۰/۳۶۹)	(۱/۰۸۳)	(۰/۳۶۸)	(۱/۰۴۸)	(۰/۳۷۶)	(۱/۱۶۸)
size1396_ log	۰/۱۱۸	-۰/۵۵۸**	۰/۰۷۱	-۰/۷۳۷***	۰/۱۰۷	-۰/۲۵۹
	(۰/۰۹۵)	(۰/۲۶۸)	(۰/۰۹۵)	(۰/۲۵۹)	(۰/۰۹۹)	(۰/۲۹۴)
ROE1396	۰/۰۰۲*	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۳**	-۰/۰۰۱
	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)
lever- age1396	-۳/۲۳e-۰۶	۱/۳۳e-۰۴	-۱/۷۶e-۰۵	-۲/۲۶e-۰۵	۸/۷۵e-۰۶	۲/۳۸e-۰۴
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
Constant	-۲/۲۲۷	۱۲/۱۷***	-۱/۳۲۶	۱۵/۹۸***	-۲/۲۷۶	۶/۹۵۴
	(۱/۴۱۵)	(۳/۹۸۹)	(۱/۴۱۰)	(۳/۸۵۲)	(۱/۴۸۲)	(۴/۳۹۱)
N	۳۵۱	۲۶۰	۳۵۱	۲۶۱	۳۴۶	۲۵۵
R^2	۰/۰۴	۰/۰۶۳	۰/۰۳۴	۰/۰۹۹	۰/۰۳۹	۰/۰۳۲

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

همان‌طور که اشاره شد، بازده غیرنرمال تجمعی که به عنوان متغیر وابسته در نظرگرفته شده، با استفاده از رابطه (۲) محاسبه شده است. در ستون‌های اول و دوم، نتایج تخمین مدل تجربی (رابطه ۶) با استفاده از تخمین حداقل مربعات ساده مدل بازار برای بازده غیرنرمال گزارش شده است. در ستون اول، متغیر وابسته، بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره رویداد دو روزه اول است که شامل روز چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۷ و روز معاملاتی بعد (شنبه ۲۲ اردیبهشت ۱۳۹۷) است. متغیر وابسته در ستون دوم، بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره رویداد بلندمدت‌تر یازده روزه است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، با بکارگیری تخمین حداقل مربعات مدل بازار برای محاسبه بازده غیرنرمال، اثر شوک اطلاعاتی ناشی از اعلام خروج آمریکا از برجام هم در پنجره دو روزه اول رویداد و هم برای پنجره بلندمدت‌تر یازده روزه معنادار است. در ستون اول و دوم، ضریب متغیر Target به‌ترتیب ۱/۰۷۵- و ۲/۵۶۲- تخمین زده شده است که به این معناست که رویداد اعلام خروج آمریکا از برجام به‌طور متوسط باعث به‌وجود آمدن بازده غیرنرمال تجمعی در حدود منفی ۱ درصد در پنجره

دو روزه اول رویداد و بازده غیرنرمال تجمعی در حدود منفی ۲/۵ درصد در پنجره بلندمدت‌تر یازده روزه اول رویداد در سهام شرکت‌های هدف تحریم‌های بخشی نسبت به شرکت‌های غیرهدف شده است. در ستون‌های سوم و چهارم، نتایج تخمین مدل تجربی با بکارگیری روش گارچ (۱،۱) برای محاسبه بازده غیرنرمال گزارش شده است. در نهایت، با بکارگیری مدل چندعاملی توسعه‌داده‌شده در این پژوهش (رابطه ۵) برای محاسبه بازده غیرنرمال مشاهده می‌شود که در ستون‌های پنجم و ششم از جدول (۳) همچنان رابطه بین بازده غیرنرمال تجمعی و هدف تحریم بخشی بودن برای هر دو پنجره رویداد دو روزه و یازده روزه در سطح ۵ درصد معنادار است. در ستون پنجم و ششم به‌ترتیب ضریب متغیر Target ۰/۸۶۸- درصد و ۲/۳۲۸- درصد تخمین زده شده است که به این معناست که رویداد اعلام خروج آمریکا از برجام به‌طور متوسط باعث به‌وجود آمدن بازده غیرنرمال تجمعی در حدود منفی ۰/۸ درصد در پنجره رویداد دو روزه اول رویداد و بازده غیرنرمال تجمعی منفی ۲/۳ درصد در پنجره یازده روزه اول رویداد در سهام شرکت‌های هدف تحریم‌های بخشی نسبت به شرکت‌های غیرهدف شده است.

جدول (۴)، نتایج تخمین مدل تجربی اصلی را با در نظرگرفتن بازده غیرنرمال روز صفر پنجره رویداد، یعنی روز چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۷ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، برای این روز با بکارگیری هر سه روش ذکرشده برای محاسبه بازده غیرنرمال، هیچ رابطه معناداری بین هدف تحریم بخشی بودن و بازده غیرنرمال در روز صفر پنجره رویداد مشاهده نمی‌شود.

جدول ۴: نتایج تخمین مدل تجربی برای رویداد خروج آمریکا از برجام (روز صفر پنجره رویداد)

(۳) AR0 Multi-factor	(۲) AR0 GARCH	(۱) AR0 OLS	
-۰/۲۵۳	-۰/۳۷۵	-۰/۳۸۵	Target
(۰/۲۸۲)	(۰/۲۶۱)	(۰/۲۶۲)	
۰/۲۸۷***	۰/۲۹۶***	۰/۳۲***	size1396_log
(۰/۰۷۴)	(۰/۰۶۷)	(۰/۰۶۷)	
۰/۰۰۲**	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱*	ROE1396
(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۱)	
-۲/۳۸e-۰۵	-۳/۶۳e-۰۶	۲/۲۴e-۰۶	leverage1396
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	
-۵/۸۴۳***	-۵/۷۶۴***	-۶/۲۲۲***	Constant
(۱/۱۰۹)	(۰/۹۹۹)	(۱/۰۰۴)	
۳۵۸	۳۶۳	۳۶۳	N
۰/۰۷۰	۰/۰۶۷	۰/۰۷۸	R^2

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

با توجه به نتایج فوق به نظر می‌رسد که بازار سرمایه در اولین صبح بعد از اعلام خروج آمریکا از برجام هنوز اثر معناداری برای آن قائل نبوده است. توجه کنید که اولین روز پس از اعلام خروج آمریکا از برجام آخرین روز کاری بازار در هفته، یعنی چهارشنبه، بوده است. در روز دوم، یعنی شنبه بعد از خبر خروج، بازار تاثیر خروج آمریکا را در ارزشگذاری سهام شرکت‌های هدف تحریم‌ها منعکس کرده است. این ارزیابی بازار تا دو هفته کاری ادامه داشته است.

استوارسنجی‌ها

در این بخش به استوارسنجی‌ها پرداخته می‌شود. در اولین استوارسنجی به تخمین مجدد مدل تجربی (رابطه ۶) با در نظرگرفتن توان دوم و سوم متغیرهای اندازه، بازده حقوق صاحبان سهام، و اهرم برای کنترل کردن تاثیرات غیرخطی بالقوه آن‌ها پرداخته شده است. جدول (۵)، نتایج تخمین مدل تجربی را در نظرگرفتن توان دوم و سوم متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده

می‌شود، در این حالت با بکارگیری هر سه روش تخمین حداقل مربعات مدل بازار، روش گارچ (۱،۱) و مدل چندعاملی برای محاسبه بازده غیرنرمال برای پنجره دو روزه اول رویداد خروج آمریکا از برجام، رابطه بین هدف تحریم بخشی بودن و بازده غیرنرمال تجمعی معنادار است. همچنین، با در نظرگرفتن مدل چندعاملی برای محاسبه بازده غیرنرمال رابطه معناداری بین هدف تحریم بودن و بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره رویداد یازده روزه مشاهده نمی‌شود، در حالی که با بکارگیری روش تخمین حداقل مربعات و گارچ (۱،۱) این رابطه بین بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره رویداد یازده روزه و هدف تحریم بودن در سطح ۵ درصد معنادار است.

جدول ۵: نتایج تخمین مدل تجربی برای رویداد خروج آمریکا از برجام
(با در نظرگرفتن توان دوم و سوم متغیرهای کنترلی)

	(۱) CAR[0,1] OLS	(۲) CAR[0,10] OLS	(۳) CAR[0,1] GARCH	(۴) CAR[0-10] GARCH	(۵) CAR[0-1] Multi-factor	(۶) CAR[0-10] Multi-factor
Target	-۱/۰۹۶***	-۲/۱۵۳**	-۱/۰۹۴***	-۲/۲۴۰**	-۰/۸۸۴**	-۱/۶۱۲
	(۰/۳۷۶)	(۱/۰۶)	(۰/۳۷۵)	(۱/۰۳۷)	(۰/۳۸۲)	(۱/۱۱۶)
size	۳/۶۶	۵۱/۵۸**	۱/۲۷۴	۳۸/۷۶*	۲/۰۷۳	۷۶/۸۶***
1396_log	(۷/۹۱۷)	(۲۰/۶۲)	(۷/۸۸۳)	(۲۰/۱۸)	(۸/۶۸)	(۲۲/۸۱)
ROE	-۰/۰۰۳	-۰/۰۵۱***	-۰/۰۰۳	-۰/۰۴۸***	-۰/۰۰۲	-۰/۰۶۳***
1396	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۱۷)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۱۷)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۱۸)
leverage	-۵/۷۴e-۰۴	-۲/۷۳e-۰۴	-۶e-۰۴	-۳/۸۶e-۰۴	-۵/۲e-۰۴	-۸/۸e-۰۴
1396	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)
Constant	-۱۶/۶۴	-۲۷۲/۴**	-۳/۱۶۶	-۲۰۲*	-۸/۲۲۲	-۴۱۴/۲***
	(۴۰/۵۲)	(۱۰۵/۹)	(۴۰/۳۵)	(۱۰۳/۶)	(۴۴/۲۵)	(۱۱۶/۳)
N	۳۵۱	۲۶۰	۳۵۱	۲۶۱	۳۴۶	۲۵۵
R^2	۰/۰۵۲	۰/۱۴۲	۰/۰۴۸	۰/۱۵۷	۰/۰۵۱	۰/۱۵۸

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

در قدم بعدی از استوارسنجی‌ها، برای بررسی وجود شوک اطلاعاتی رویداد خروج آمریکا از برجام در قبل از رویداد یک پنجره قبل از رویداد در نظرگرفته شده و بازده غیرنرمال تجمعی محاسبه شده

است. جدول (۶)، نتایج تخمین مدل تجربی را با استفاده از بازده غیرنرمال تجمعی پنجره‌های زمانی مختلف قبل از روز صفر رویداد و با کنترل کردن توان دوم و سوم متغیرهای اندازه و بازده حقوق صاحبان سهام و اهرم نشان می‌دهد و مشاهده می‌شود که هیچ رابطه معناداری بین بازده غیرنرمال تجمعی و هدف تحریم بخشی بودن برای پنجره‌های دوره روزه و یازده روزه قبل از اعلام خروج آمریکا از برجام در تاریخ ۸ می ۲۰۱۸ وجود ندارد.

جدول ۶: نتایج تخمین مدل تجربی برای پنجره‌های قبل از رویداد خروج آمریکا از برجام

CAR[-1,0] OLS	CAR[-5,0] OLS	CAR[-10,0] OLS	
۰/۰۹۱	۱/۱۷۸*	۱/۰۴۶	Target
(۰/۳۳۴)	(۰/۶۴۹)	(۰/۸۴۹)	
۶/۳۲۷	۱۵/۲۵	۱۹/۳۶	size 1396_log
(۷/۰۷)	(۱۳/۴۱)	(۱۷/۲۳)	
۰/۰۱۰*	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳	ROE 1396
(۰/۰۰۶)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۱۶)	
-۳/۲۳e-۰۵	۱/۴e-۰۴	۶e-۰۴	leverage 1396
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	
-۳۱/۵۷	-۸۴/۴۶	-۱۲۱/۹	Constant
(۳۶/۲۸)	(۶۸/۷۷)	(۸۸/۴۵)	
۳۴۴	۳۰۶	۲۸۵	N
۰/۰۲۴	۰/۰۷۶	۰/۱۴۷	R^2

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

در آخرین بخش از استوارسنجی‌ها به بررسی تاثیر رویدادهای پیروزی دونالد ترامپ در انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا در ۹ نوامبر ۲۰۱۶ (۱۹ آبان ۱۳۹۵)، اعلام راهبرد آمریکا در رابطه با توافق هسته‌ای توسط ترامپ در ۱۳ اکتبر ۲۰۱۷ (جمعه ۲۱ مهر ۱۳۹۶) و اعلام عدم تمدید احتمالی معافیت‌های تحریمی برجام توسط ترامپ در ۱۲ ژانویه ۲۰۱۸ (۲۲ دی ۱۳۹۶) بر بازدهی شرکت‌های هدف پرداخته می‌شود. جدول (۷)، رویدادهای مورد بررسی را به‌طور خلاصه نشان می‌دهد.

جدول ۷: رویدادهای مورد بررسی

رویداد	تاریخ	توضیحات
اعلام نتایج انتخابات ریاست جمهوری ۲۰۱۶ آمریکا و پیروزی دونالد ترامپ	چهارشنبه ۱۹ آبان ۱۳۹۵ (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	مجمع گزینندگان با پایان زمان رأی‌گیری رسانه‌ها از پیروزی دونالد ترامپ از حزب جمهوری‌خواه با کسب اکثریت آرا خبر دادند. بنابراین، روز صفر رویداد، روز معاملاتی بعدی در بازار بورس تهران یعنی روز شنبه ۲۲ آبان ۱۳۹۵ در نظرگرفته شده است.
اعلام عدم تعلیق تحریم‌ها در صورت عدم رفع نگرانی‌های آمریکا توسط دونالد ترامپ	جمعه ۲۱ مهر ۱۳۹۶ (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	ترامپ راهبرد خود را در رابطه با توافق هسته‌ای با ایران مشخص کرد و اعلام کرد که در صورتی که نگرانی‌های او درباره برجام رفع نشود، از توافق خارج خواهد شد.
اعلام عدم صدور معافیت‌های تحریمی برای بازه زمانی بعدی	جمعه ۲۲ دی ۱۳۹۶ (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)	ترامپ اعلام کرد که معافیت‌های تحریمی را برای دفعه بعد، در صورتی که شرایط مد نظرش اعمال نشود، مجدداً صادر نخواهد کرد.
اعلام خروج آمریکا از برجام توسط دونالد ترامپ	سه‌شنبه ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ (۸ می ۲۰۱۸)	روز سه‌شنبه ۱۸ اردیبهشت ماه سال ۱۳۹۷ مصادف با ۸ می ۲۰۱۸ در ساعت ۲ بعد از ظهر به وقت استاندارد شرقی (۲۲:۳۰ به وقت تهران)، ترامپ رسماً خروج آمریکا از برجام را اعلام کرد و از بازگشت همه تحریم‌های لغوشده به واسطه برجام توسط آمریکا خبر داد. روز صفر رویداد، روز بازگشایی بازار بورس در چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۹۷ در نظرگرفته شده است.

با وجود این‌که بسیاری از نظرسنجی‌ها و افکارسنجی‌ها شانس هیلاری کلینتون از حزب دموکرات را برای پیروزی بیش‌تر می‌دانستند[1] و با این‌که آرای مردمی بیش‌تری به نفع کلینتون وجود داشت، سرانجام دونالد ترامپ، رأی اکثریت مجمع گزینندگان را به‌دست آورد و پیروز انتخابات سال ۲۰۱۶ در آمریکا شد. از این‌رو، می‌توان نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا را یکی از خلاف انتظارترین نتایج در طول تاریخ آمریکا در نظر گرفت. دونالد ترامپ در کارزارهای انتخاباتی خود برای انتخابات ریاست جمهوری آمریکا در سال ۲۰۱۶، مخالفت خود با برجام را با انتقاد از این توافق‌نامه اعلام کرده بود. در جدول (۸)، نتایج تخمین مدل تجربی برای رویدادهای ذکرشده قابل‌مشاهده است. متغیرهای اندازه، بازده حقوق صاحبان سهام، و اهرم از آخرین صورت‌های مالی منتشرشده قبل از هر رویداد استخراج و محاسبه شده‌اند. همچنین، متغیر Target نشان‌دهندهٔ هدف تحریم بخشی بودن شرکت‌ها به واسطه لغو معافیت‌های تحریمی برجام است.

1. https://www.nytimes.com/interactive/2016/upshot/presidential-polls-forecast.html

جدول ۸: نتایج تخمین مدل تجربی برای سایر رویدادها

	(۱) CAR[0,1] OLS	(۲) CAR[0,10] OLS	(۳) CAR[0,1] OLS	(۴) CAR[0,10] OLS	(۵) CAR[0,1] OLS	(۶) CAR[0,10] OLS
	اعلام نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	اعلام نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	اعلام راهبرد جدید آمریکا (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	اعلام راهبرد جدید آمریکا (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	اعلام احتمال عدم رفع تحریم‌ها (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)	اعلام احتمال عدم رفع تحریم‌ها (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)
Target	-۱/۱۱۸**	-۳/۵۷۲***	۰/۴۳۱	-۱/۶۵۱**	۰/۷۶۸**	۰/۲۹۸
	(۰/۵۳۵)	(۱/۳۱۸)	(۰/۳۴۳)	(۰/۸۱۱)	(۰/۳۰۹)	(۰/۹۴۶)
size_ election_log	-۲۰/۴۷	-۱۴۴/۳**	–	–	–	–
	(۱۹/۵۲)	(۵۷/۵)				
size_ oct_2017_log	–	–	۲۳/۹۵**	-۱۴/۶۴	–	–
			(۱۰/۲۳)	(۲۳/۱۱)		
size_ jan_2018_log	–	–	–	–	-۸/۱۲۹	-۱/۱۲۱
					(۸/۸۵۹)	(۲۵/۷۵)
ROE_ election	-۰/۰۰۱	-۰/۰۲۹*	–	–	–	–
	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۱۶)				
ROE_ Oct_2017	–	–	-۰/۰۰۲	۰/۰۳۰***	–	–
			(۰/۰۰۴)	(۰/۰۱۰)		
ROE_ Jan_2018	–	–	–	–	۰,۰۰۱۲۴	-۰/۰۰۷
					(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۹)

ادامه جدول ۸: نتایج تخمین مدل تجربی برای سایر رویدادها

	(۱) CAR[0,1] OLS	(۲) CAR[0,10] OLS	(۳) CAR[0,1] OLS	(۴) CAR[0,10] OLS	(۵) CAR[0,1] OLS	(۶) CAR[0,10] OLS
	اعلام نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	اعلام نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	اعلام راهبرد جدید آمریکا (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	اعلام راهبرد جدید آمریکا (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	اعلام احتمال عدم رفع تحریم‌ها (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)	اعلام احتمال عدم رفع تحریم‌ها (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)
leverage_election	۰/۱۵۰**	۰/۱۳۱	–	–	–	–
	(۰/۰۶۳)	(۰/۱۷۸)				
leverage_Oct_2017	–	–	۰/۰۷۰	۰/۰۱۸	–	–
			(۰/۰۵۲)	(۰/۱۱۷)		
leverage_Jan_2018	–	–	–	–	-۰/۰۱۰	۰/۰۴۲
					(۰/۰۲۴)	(۰/۰۷۲)
Constant	۱۰۲/۲	۷۳۴/۶**	-۱۳۰/۴**	۸۳/۲۴	۴۳/۴۶	-۲۸/۰۶
	(۹۹/۲۸)	(۲۸۸/۸)	(۵۲/۷۹)	(۱۱۹/۶)	(۴۵/۶۴)	(۱۳۲/۷)
N	۳۰۸	۲۴۳	۳۵۰	۲۷۹	۳۶۰	۲۸۷
R^2	۰/۰۵۳	۰/۰۹۴	۰/۰۵۵	۰/۱۰۸	۰/۰۵۸	۰/۰۶۵

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

همان‌طور که در جدول (۸) مشخص است، نتایج تخمین مدل تجربی اصلی با استفاده از تخمین حداقل مربعات ساده مدل بازار برای محاسبه بازده غیرنرمال و برای رویدادهای انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا، اعلام راهبرد آمریکا در رابطه با برنامه هسته‌ای ایران توسط ترامپ در اکتبر ۲۰۱۷ و همچنین اعلام احتمال عدم تمدید معافیت‌های تحریمی برجام توسط ترامپ در ژانویه ۲۰۱۸ گزارش شده است. ستون اول و دوم جدول (۸)، مربوط به رویداد برنده شدن ترامپ در انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا است و مشاهده می‌شود که رابطه بین بازده غیرنرمال تجمعی و هدف تحریم بخشی بودن برای پنجره دو روزه اول رویداد در سطح ۵ درصد و برای پنجره رویداد یازده روزه در سطح ۱ درصد معنادار است. ستون‌های سوم و چهارم نتایج تخمین مدل تجربی را برای رویداد اعلام راهبرد آمریکا در رابطه با توافق هسته‌ای با ایران توسط ترامپ در اکتبر ۲۰۱۷ گزارش می‌کند و مشاهده می‌شود که رابطه معناداری بین هدف تحریم بودن و بازده غیرنرمال برای پنجره دو روزه اول رویداد وجود ندارد، در حالی که برای پنجره رویداد یازده روزه، این رابطه در سطح ۵ درصد معنادار است. ستون پنجم و ششم جدول (۸)، مربوط به رویداد اعلام احتمال عدم تمدید معافیت‌های تحریمی ایران در ژانویه ۲۰۱۸ است. برای این رویداد فقط رابطه بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره دو روزه اول رویداد و هدف تحریم بودن در سطح ۵ درصد معنادار است و برای پنجره بلندمدت‌تر این رابطه معنادار نیست. همچنین در جدول (۹)، نتایج تخمین مدل تجربی برای روز صفر در مورد رویدادهای ذکرشده گزارش شده است.

جدول ۹: نتایج تخمین مدل تجربی برای سایر رویدادها

	(۱) AR0 OLS اعلام نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	(۲) AR0 OLS اعلام راهبرد جدید آمریکا (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	(۳) AR0 OLS اعلام احتمال عدم رفع تحریم‌ها (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)
Target	۰/۱۴۷ (۰/۳۷۱)	۰/۲۱۲ (۰/۲۰۷)	۰/۶۶۲*** (۰/۲۱۴)
size_election_log	-۴/۸۳۷ (۱۳/۷۷)	-	-
size_oct_2017_log	-	۱۸/۹۲*** (۶/۰۶۱)	-
size_jan_2018_log	-	-	۱/۸۴۸ (۶/۰۰۴)
ROE_election	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۵)	-	-
ROE_Oct_2017	-	-۰/۰۰۵** (۰/۰۰۳)	-
ROE_Jan_2018	-	-	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)
leverage_election	۰/۱۰۰** (۰/۰۴۴)	-	-
leverage_Oct_2017	-	۰/۰۳۳*** (۰/۰۱۳)	-
leverage_Jan_2018	-	-	۰/۰۰۲ (۰/۰۱۲)
Constant	۲۵/۴۴ (۷۰/۰۵)	-۱۰۱/۸*** (۳۱/۱)	-۸/۸۹۶ (۳۰/۷۷)
N	۳۲۱	۳۷۰	۳۸۱
R^2	۰/۰۴۵	۰/۱۲۱	۰/۰۳۳

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با بکارگیری روش پژوهش رویدادی به مطالعه تاثیر رویداد خروج آمریکا از برجام توسط دونالد ترامپ در ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ و به دنبال آن وضع مجدد تحریم‌های بخشی لغوشده به واسطه برجام بر بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های بورسی موجود در صنایع هدف این تحریم‌ها نسبت به شرکت‌های غیرهدف پرداخته شد.

در انجام پژوهش رویدادی با استفاده از داده‌های تاریخی بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های فهرست‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران، علاوه بر تخمین حداقل مربعات مدل بازار از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی، از یک مدل چندعاملی با کنترل کردن اثر بازده نرخ دلار در بازار آزاد و نرخ بازده بدون ریسک استفاده شد.

نتایج به‌دست‌آمده از تخمین مدل تجربی نشان داد که با کنترل کردن اثر اندازه، سودآوری، و اهرم برای شرکت‌ها، رابطه بین هدف تحریم بخشی بودن و بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره‌های رویداد دو روزه و یازده روزه برای رویداد اعلام رسمی خروج آمریکا از برجام با بکارگیری هر سه روش حداقل مربعات ساده، گارچ (۱،۱)، و مدل چندعاملی منفی و معنادار است. تاثیر رویداد اعلام رسمی خروج آمریکا از برجام بر بازده غیرنرمال تجمعی در سهام شرکت‌های هدف نسبت به شرکت‌های غیرهدف در حدود ۱- درصد با سطح معناداری ۱ درصد تخمین زده شد. تخمین مذکور به این معناست که افت ارزش شرکت‌های هدف تحریم‌ها در فاصله دو روز پس از رویداد، در مقایسه با سایر شرکت‌های بازار بورس، ۱ درصد بیشتر بوده است. تاثیر منفی تحریم‌ها بر شرکت‌های هدف در فاصله دو هفته کاری پس از اعلام عمیق‌تر شده و به بیش از ۲ درصد رسیده است.

علاوه بر مطالعه تاثیر رویداد اصلی اعلام رسمی خروج آمریکا از توافق برجام، در استوارسنجی‌های این مقاله به انجام پژوهش رویدادی و بررسی رابطه بین هدف تحریم بخشی بودن و بازده غیرنرمال تجمعی برای رویدادهای مرتبط با خروج آمریکا از برجام از جمله رویداد پیروزی دونالد ترامپ در انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا، اعلام راهبرد جدید آمریکا در رابطه با ایران توسط ترامپ در اکتبر ۲۰۱۷، و اعلام احتمال عدم صدور معافیت‌های برجامی توسط ترامپ در ژانویه ۲۰۱۸ پرداخته شد. نتایج نشان داد که رویداد پیروزی ترامپ در انتخابات آمریکا اثر منفی و معناداری بر بازده قیمتی سهام شرکت‌های هدف تحریم‌ها دارد. این شواهد نشان می‌دهد که بازار سرمایه نسبت به تحریم شرکت‌های فعال در آن واکنش نشان داده است. به علاوه، با توجه به واکنش بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌توان استنباط کرد که دو رویداد پیروزی ترامپ در انتخابات و اعلام خروج آمریکا از توافق برجام حاوی

اطلاعات قابل‌اعتنایی در مورد عملکرد شرکت‌های تحریمی بوده است، اما دو واقعه‌ای که از نظر زمانی بین انتخابات آمریکا و اعلام رسمی خروج از برجام بوده‌اند، توسط بازار مهم تلقی نشده است.

نتایج به‌دست‌آمده از چند جهت به توسعه ادبیات موضوع کمک می‌کند. اول، تاثیر تحریم‌های بخشی بر ارزش شرکت‌هایی که در صنایع هدف تحریم فعالیت می‌کنند ارزیابی می‌شود. بنابراین، معیاری کمّی از اثرگذاری تحریم در هدف گرفتن بخش‌های مشخصی از اقتصاد را به‌دست می‌دهد. دوم، شرکت‌های مورد مطالعه بخش عمده شرکت‌های بورسی و بخش مهمی از تولید کشور را در بر دارند. در نتیجه، تخمین تاثیر تحریم بر شرکت‌های هدف می‌تواند معیاری برای ارزیابی اثر تحریم بر اقتصاد کشور باشد. سوم، برای تخمین اثر تحریم ارزش هر شرکت با ارزش انتظاری همان شرکت در شرایط بدون تحریم مقایسه می‌شود و نه با میانگین عملکرد بازار پس از تحریم. در نتیجه، بازده غیرنرمال تخمین‌زده‌شده برای هر شرکت متفاوت است و نتایج قابل‌اتکاتر می‌شود.

با توجه به گسترش استفاده از ابزارهای تحریمی، به‌ویژه توسط قدرت‌های اقتصادی جهان در طول زمان و احتمال پیچیده‌تر شدن و متنوع‌تر شدن و بکارگیری بیش‌تر و گسترده‌تر تحریم‌ها در آینده، مطالعه دقیق و جامع تحریم‌ها و انجام پژوهش‌های نظری و تجربی در مورد آن‌ها و کانال‌های اثرگذاری آن‌ها و بررسی تاثیرات‌شان از ابعاد مختلف، اهمیت و ضرورتی روزافزون پیدا کرده است. در این پژوهش، به مطالعه اثرات خروج یک‌جانبه آمریکا از برجام و اعمال مجدد تحریم‌های لغوشده به واسطه برجام بر شرکت‌های موجود در صنایع هدف تحریم با استفاده از رفتار قیمتی سهام این شرکت‌ها در بازار مالی پرداخته شد. مطالعات و پژوهش‌های آتی می‌توانند به مسائلی از جمله مطالعه دقیق‌تر کانال‌های اثرگذاری تحریم‌ها بر بازارهای مالی بپردازند.

منابع

الف) انگلیسی

Acemoglu, D., Hassan, T. A., & Tahoun, A. (2018). The Power of the Street: Evidence from Egypt's Arab Spring. *The Review of Financial Studies, 31*(1), 1-42. https://doi.org/10.1093/rfs/hhx086

Ahn, D. P., & Ludema, R. D. (2019). Measuring Smartness: The Economic Impact of Targeted Sanctions against Russia. *Disrupted Economic Relationships: Disasters, Sanctions, Dissolutions, Cambridge: MIT Press.*

Ankudinov, A., Ibragimov, R., & Lebedev, O. (2017). Sanctions and the Russian Stock Market. *Research in International Business and Finance, 40*(1), 150-162. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.01.005

Ball, R., & Brown, P. (1968). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research, 6*(2), 159-178. https://doi.org/10.2307/2490232

Bell, D. E. (1982). Regret in Decision Making under Uncertainty. *Operations Research, 30*(5), 961-981. https://doi.org/10.1287/opre.30.5.961

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics, 31*(3), 307-327. https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1

Brown, S. J., & Warner, J. B. (1980). Measuring Security Price Performance. *Journal of Financial Economics, 8*(3), 205-258. https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90002-1

Brown, S. J., & Warner, J. B. (1985). Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies. *Journal of Financial Economics, 14*(1), 3-31. https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90042-X

Campbell, J. Y., Lo, A., & MacKinlay, C. (1997). The Econometrics of Financial Markets," Princeton University Press, Princeton. *New Jersey: MacKinlay*. https://doi.org/10.1515/9781400830213

De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the Stock Market Overreact? *The Journal of Finance, 40*(3), 793-805. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x

Dizaji, S. F. (2014). The Effects of Oil Shocks on Government Expenditures and Government Revenues Nexus (With an Application to Iran's Sanctions). *Economic Modelling, 40*(1), 299-313. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.04.012

Dizaji, S. F., & Ghadamgahi, Z. S. (2021). The Impact of Smart and Non-Smart Sanctions on Government Health Expenditures: Evidence from Developing Resource-Based Countries. *MPRA Paper No. 108787*

Dizaji, S. F., & Van Bergeijk, P. A. (2013). Potential Early Phase Success and Ultimate Failure of Economic Sanctions: A VAR Approach with an Application to Iran. *Journal of Peace Research, 50*(6), 721-736. https://doi.org/10.1177/0022343313485487

Draca, M., Garred, J., Stickland, L., & Warrinnier, N. (2022). On Target? Sanctions and the Economic Interests of Elite Policymakers in Iran. *The Economic Journal*. https://doi.org/10.1093/ej/ueac042

Dreger, C., Kholodilin, K. A., Ulbricht, D., & Fidrmuc, J. (2016). Between the Hammer and the Anvil: The Impact of Economic Sanctions and Oil Prices on Russia's Ruble. *Journal of Comparative Economics, 44*(2), 295-308. https://doi.org/10.1016/j.jce.2015.12.010

Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society, 50*(4), 987-1007. https://doi.org/10.2307/1912773

Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., & Roll, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review, 10*(1), 1-21. https://doi.org/10.2307/2525569

Farzanegan, M. R., & Hayo, B. (2019). Sanctions and the Shadow Economy: Empirical Evidence from Iranian Provinces. *Applied Economics Letters, 26*(6), 501-505. https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1486981

Gharehgozli, O. (2017). An Estimation of the Economic Cost of Recent Sanctions on Iran Using the Synthetic Control Method. *Economics Letters, 157*(1), 141-144. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.06.008

Godasiaye, A., & Asali, M. (2018). Measuring the Impact of Sanction on Targeted Firms' Market Value: Evidence from Tehran Exchange Market after European Union Sanctions.

Quarterely Energy Economics Review, 14(56), 87-114. http://iiesj.ir/article-1-676-fa.html
Haidar, J. I. (2017). Sanctions and Export Deflection: Evidence from Iran. *Economic Policy, 32*(90), 319-355. https://doi.org/10.1093/epolic/eix002
Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). On the Interpretation of Intuitive Probability: A Reply to Jonathan Cohen. *Cognition, 7*(4), 409–411. https://doi.org/10.1016/0010-0277(79)90024-6
Laudati, D., & Pesaran, M. H. (2021). Identifying the Effects of Sanctions on the Iranian Economy Using Newspaper Coverage. *arXiv preprint arXiv:2110.09400*. https://doi.org/10.2139/ssrn.3898315
MacKinlay, A. C. (1997). Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature, 35*(1), 13-39.
Samuelson, P. A. (2016). Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. In *The world Scientific Handbook of Futures Markets* (pp. 25-38): World Scientific. https://doi.org/10.1142/9789814566926_0002
Shirazi, H., Azarbaiejani, K., & Sameti, M. (2016). The Effect of Economic Sanctions on Iran's Exports. *Iranian Economic Review, 20*(1), 111-124. https://doi.org/10.2139/ssrn.2717632
Wang, Y., Wang, K., & Chang, C.-P. (2019). The Impacts of Economic Sanctions on Exchange Rate Volatility. *Economic Modelling, 82*(1), 58-65. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.07.004

نحوه ارجاع به مقاله:
نظیفی‌فرد، کیا، و متوسلی، علی (۱۴۰۱). تاثیر تحریم‌های بخشی بر بازدهی قیمتی شرکت‌های هدف: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۷(۲)، ۱۲۵-۸۹.
Nazififard, K., & Motavasseli, A. (2022). The Efect of Sectoral Sanctions on Returns of Targeted Firms: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Planning and Budgeting*, *27*(2). 89-125.
DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.89

Copyrights:
Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.