

Constructing a Sanctions Index Using Automated Content Analysis and Examining Its Impact on the Tehran Stock Market

Mohammad Mahmoudi Meymand¹ | mmahmoudi.me@gmail.com
Ali Ebrahimnejad² | ebrahimnejad@sharif.edu
Seyed Mahdi Barakchian³ | m.barakchian@imps.ac.ir

Received: 22/Dec/2024 | Accepted: 01/Feb/2025

Abstract This paper constructs a sanctions index using automated content analysis of the Donya-e-Eqtasad newspaper over the ten-year period from 2009 to 2018, demonstrating that the index closely aligns with historical sanction-related events. In the next step, a long-run relationship between the sanctions index and the Tehran Stock Exchange overall index is estimated using an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) error correction model. The results indicate that, after controlling for exchange rate and inflation, sanctions have a significant and negative long-term effect on the overall stock market index. These findings suggest that increased sanctions intensity, even when accounting for major macroeconomic variables, leads to a decline in stock market performance in Iran.

Keywords: Sanctions, Political Events, Stock Market, ARDL Error Correction Model, Automated Content Analysis Method.

JEL Classification: C58, F51, G41, P48.

1. M.A. in Economics, Faculty of Economics and Management, Sharif University of Technology, Tehran, Iran (Corresponding Author).

2. Assistant Professor, Faculty of Economics and Management, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.

3. Assistant Professor, Department of Economics, Institute for Planning Studies, Tehran, Iran.

ساخت شاخص تحریم با استفاده از روش تحلیل خودکار محتوا و بررسی اثر آن در بازار سهام تهران

محمد محمودی میمند | mmahmoudi.me@gmail.com
کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد،
دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
علی ابراهیم‌نژاد | ebrahimnejad@sharif.edu
استادیار، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی
شریف، تهران، ایران.
سیدمهدی برکچیان | m.barakchian@imps.ac.ir
دانشیار، گروه اقتصاد و سیستم‌ها مؤسسه عالی آموزش
و پژوهش برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۱۳

دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۰۲

چکیده: در این مقاله ابتدا با استفاده از تحلیل خودکار محتوای روزنامه دنیای اقتصاد برای دوره زمانی ده ساله ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷، شاخصی برای تحریم ساخته و نشان داده می‌شود که این شاخص با رویدادهای تاریخی مرتبط با تحریم مطابقت دارد. در قدم بعد با استفاده از مدل تصحیح جزء خطای ARDL، یک رابطه بلندمدت میان شاخص تحریم و شاخص کل بازار سهام برآورد می‌شود. نتیجه مدل نشان می‌دهد که با کنترل اثر نرخ ارز و تورم، در بلندمدت شاخص تحریم اثر منفی و معناداری در شاخص کل بازار سهام تهران دارد.

کلیدواژه‌ها: تحریم، رویدادهای سیاسی، بازار سهام، مدل تصحیح جزء خطای ARDL، تحلیل خودکار محتوا.

طبقه‌بندی JEL: C58, F51, G41, P48.

مقدمه

در سال‌های گذشته، بازار سهام ایران از شوک‌های سیاسی زیادی متأثر شده که بخش قابل توجهی از آن مربوط به اعمال تحریم‌های بین‌المللی مرتبط با برنامه هسته‌ای ایران بوده است. افزایش فشار این تحریم‌ها با قطعنامه ۱۹۲۹ شورای امنیت سازمان ملل علیه ایران در سال ۱۳۸۹ کلید خورد و رفته‌رفته با شکل‌گیری سازوکارهای اجرایی مربوط به اعمال این تحریم‌ها و به‌دنبال آن تمدید یک‌ساله این قطعنامه، آثار خود بر متغیرهای کلان اقتصادی را نمایان ساخت، به نحوی که در سال‌های ابتدایی دهه ۹۰ اقتصاد ایران رشد منفی اقتصادی و شوک ارزی شدیدی را تجربه کرد. همان‌طور که **لاداتی و پسران**^۱ (۲۰۲۱) با یک مطالعه آماری نشان داده‌اند، تحریم اثر معناداری در نرخ ارز، تورم و رشد اقتصادی گذاشته است؛ به این‌صورت که در ابتدا منجر به بیش‌واکنشی نرخ برابری ریال در برابر دلار شده و در گام بعد به افزایش تورم و کاهش رشد اقتصادی منجر شده است.

شکل (۱)، نمودار شاخص کل بازار سهام تهران تعدیل‌شده با نرخ دلار را نشان می‌دهد. بر روی این نمودار، رخدادهای مهم مربوط به تحریم ایران برای سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ مشخص شده‌اند. همان‌طور که پیداست، به نظر می‌رسد که بازار سهام به درجات مختلف به اخبار و تحولات مرتبط با تحریم واکنش نشان داده است؛ به‌عنوان نمونه، به‌دنبال تصویب قطعنامه ۱۹۸۴ شورای امنیت و پس از فروکش کردن التهابات ارزی ناشی از تصویب قطعنامه ۱۹۲۹، بازار سهام ایران برای یک دوره ۲ ساله رکود شدیدی را تجربه کرد و با شروع زمزمه‌های آغاز مذاکرات میان ایران و ۵+۱، به مدار صعودی بازگشت.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

پرتال جامع علوم انسانی



شکل ۱: نمودار شاخص کل بورس تهران تعدیل شده با نرخ دلار و واکنش آن به خبرهای مهم مربوط به تحریم

توضیحات: در این شکل رویدادهای مهم مرتبط با تحریم ایران (رنگ سبز برای اخبار مثبت و رنگ قرمز برای اخبار منفی) بر روی نمودار ارزش دلاری شاخص کل بورس تهران نشان داده شده است. منبع داده‌های شاخص، تارنمای شرکت مدیریت فناوری بورس تهران^۱ و منبع نرخ دلار بازار آزاد، تارنمای پردازش اطلاعات مالی پویا^۲ است.

آثار تحریم در بازار سهام از چند منظر متفاوت قابل بحث است. اول اینکه وضع تحریم به صورت کلی نااطمینانی‌های سیاسی و اقتصادی را افزایش می‌دهد و این افزایش نااطمینانی‌ها می‌تواند به دلیل جو روانی منفی ایجاد شده، منجر به فشار فروش سهام توسط سهامداران گردد. از سوی دیگر البته، تحریم‌های خارجی با کاهش درآمدهای ارزی کشور، سبب بالا رفتن نرخ ارز می‌شود؛ به عنوان مثال در اردیبهشت ۹۷ و با افزایش اخبار منفی پیرامون بازگشت تحریم‌ها و در پی آن اعلام خروج آمریکا از برجام، بازار سهام ابتدا در چند روز و به صورت مقطعی ریزش داشت و پس از آن به دلیل افزایش شدید نرخ ارز و به تبع آن افزایش نرخ فروش ریالی محصولات شرکت‌های صادراتی، ارزش بازار این شرکت‌ها افزایش یافت و از آنجاکه بخش قابل توجهی از بازار سهام ایران را شرکت‌های صادرکننده کالاهای پایه^۳ شکل می‌دهند، شاخص کل نیز رشد قابل توجهی را تجربه کرد؛ اما این همه مسئله نیست و در میان مدت و با سخت‌تر شدن شرایط تجارت خارجی به دلیل اعمال تحریم بانکی و همین‌طور بیشتر شدن موانع صادراتی با اعمال تحریم مستقیم شرکت‌های صادرات‌محور، حجم صادرات شرکت‌ها می‌تواند تحت تأثیر قرار بگیرد و در نتیجه آن، صادرکنندگان برای فروش محصولات خود مجبور به دادن تخفیفاتی به مشتریان شوند و در نتیجه ارزش دلاری کالاهای صادراتی کاهش یابد. همچنین با افزایش نرخ ارز، هزینه ریالی تأمین مواد اولیه وارداتی دسته‌ای از شرکت‌ها افزایش پیدا می‌کند که در

1. www.tsetmc.com
2. www.bourseview.com
3. Commodities

حاشیه سود آن‌ها تأثیر منفی دارد. از طرف دیگر تحریم‌های نفتی می‌تواند درآمدهای دولت را تحت تأثیر قرار داده و کسری بودجه دولت را افزایش دهد. در این بین، اگر دولت برای جبران کسری بودجه دست به استقراض از بانک مرکزی بزند، نرخ تورم افزایش پیدا خواهد کرد که خود سبب بالا رفتن هزینه‌های تولید و هم‌زمان افزایش نرخ‌های فروش خواهد شد؛ بنابراین، خالص اثر بلندمدت تحریم‌ها در بازار به‌سادگی قابل محاسبه نیست.

برای اینکه برآورد دقیقی از میزان تأثیرپذیری بازار سهام از اخبار مثبت و منفی مرتبط با تحریم‌ها به‌دست آید، به شاخصی کمی برای سنجش ادراک^۱ فعالان بازار از شدت تحریم‌ها نیاز است. یکی از شیوه‌های ساخت چنین شاخصی که با پیشرفت فناوری در سال‌های اخیر توسعه‌یافته، بهره‌گیری از تحلیل محتوای اطلاعات منتشر شده مربوط به تحریم در رسانه‌ها و روزنامه‌ها است؛ اما مشکل اصلی در زمینه متون مرتبط با اخبار و مقالات برای استنباط در مورد یک موضوع سیاسی، حجم بسیار وسیع آن‌ها است که با سرعت فزاینده‌ای در رسانه‌ها در حال تولید است و مطالعه و تحلیل یک‌به‌یک اخبار را برای پژوهشگر تقریباً غیرممکن می‌سازد.

برای حل چالش فوق، در این پژوهش با استفاده از روش اخیراً توسعه‌یافته «تحلیل خودکار محتوا»^۲، حجم وسیعی از اخبار منتشر شده در روزنامه‌های کثیرالانتشار به‌صورت نظام‌مند تحلیل و با استفاده از آن شاخصی برای ادراک جامعه از شدت تحریم‌ها ساخته می‌شود. سپس با بهره‌گیری از مدل تصحیح جزء خطای ARDL نشان داده می‌شود که این شاخص در بلندمدت اثر منفی و معناداری در شاخص کل بازار سهام داشته است. با توجه به اینکه پیچیدگی‌های زبان جدی و بااهمیت هستند، اعتبار مدل و نتایج به‌دست آمده، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

در ادامه، ابتدا در بخش ۲ مبانی نظری و پیشینه پژوهش مرور خواهد شد، در بخش ۳ روش پژوهش معرفی و سپس به تجزیه و تحلیل یافته‌ها پرداخته خواهد شد و در نهایت در بخش ۴، نتیجه پژوهش به‌صورت خلاصه بیان می‌شود.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در ادبیات مالی، مطالعات گسترده‌ای با هدف بررسی عوامل مؤثر در بازدهی بازار سهام انجام گرفته است که عموماً تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و عوامل بنیادی همچون قیمت‌های جهانی در بازدهی بازار را بررسی نموده‌اند. شروع این مطالعات به نظریه CAPM بازمی‌گردد که به‌صورت مستقل

1. Perception
2. Automated Content Analysis Methods

توسط ترینور^۱ (۱۹۶۱)، شارپ^۲ (۱۹۶۴)، لینتنر^۳ (۱۹۶۵) و موسین^۴ (۱۹۶۶) و بر اساس پژوهش‌های قبلی مارکوویتز^۵ بر روی متنوع‌سازی^۶ و نظریه نوین سبد سهام^۷، ارائه شد. در این نظریه، بازدهی سهام شرکت‌ها به‌وسیله بازدهی بازار توضیح داده می‌شود. با توجه به اینکه بازدهی بازار به‌صورت کامل تغییرات بازدهی سهام شرکت‌ها را توضیح نمی‌دهد، توسعه نظریه‌های CAPM و آربیتراژ به پیدایش مدل چندعاملی^۸ منجر شد که اثر عوامل کلانی که بر بازدهی سهام مؤثر هستند نیز مورد بررسی قرار گیرند. از اولین مطالعات در این زمینه می‌توان به مقالات فاما^۹ اشاره کرد. فاما (۱۹۸۱) اثر عوامل مختلفی مثل نرخ تورم، نرخ ارز، فعالیت حقیقی اقتصاد^{۱۰} و نرخ بهره را در شاخص بازار سهام سنجیده است. وی در این مطالعه بیان می‌دارد که اثر نرخ ارز مثل یک شمشیر دولبه است. از طرفی کاهش ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی منجر به افزایش صادرات می‌شود، از طرف دیگر کاهش ارزش پول ملی هزینه کالاهای وارداتی را افزایش می‌دهد و از جریان‌های نقدی و سودهای تقسیمی شرکت‌هایی که به واردات وابستگی دارند، می‌کاهد. این مطالعه همچنین نشان داده است که همبستگی مثبت و قوی‌ای میان بازدهی بازار و متغیرهای اقتصادی مثل تولید صنعتی^{۱۱}، تولید ناخالص ملی^{۱۲}، عرضه پول^{۱۳} و همچنین وقفه نرخ تورم و نرخ بهره وجود دارد.

در ادبیات داخلی نیز مطالعاتی در زمینه اثرگذاری عوامل مختلف کلان در بازدهی بازار سهام انجام گرفته است. از این‌دست مطالعات می‌توان به مهرآرا (۲۰۰۷) اشاره کرد که به بررسی اثر سه عامل عرضه پول، تراز تجاری غیرنفتی و شاخص تولیدات صنعتی در شاخص بازار سهام پرداخته است. همچنین کشاورز حداد و معنوی (۱۳۸۷) به بررسی اثر نرخ ارز با تأکید بر تکانه‌های نفتی در شاخص بازار و اصفهانی (۲۰۱۶) به بررسی اثر عوامل کلان اقتصادی مثل قیمت مسکن، نرخ بهره سپرده‌های بانکی، نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید ناخالص داخلی، درآمد نفتی و همین‌طور نوسانات

1. Treynor
2. Sharpe
3. Lintner
4. Mossin
5. Markowitz
6. Diversification
7. Modern Portfolio Theory
8. Multifactor Model
9. Fama
10. Real Economic Activity
11. Industrial Production
12. GNP
13. Money Supply

قیمت طلا در بازدهی بازار سهام ایران پرداخته‌اند. به صورت کلی در ادبیات مرتبط با این حوزه، پژوهشگران در مورد اثر متغیرهای کلانی مثل تولید ناخالص داخلی، شاخص تولید صنعتی، نرخ بهره، نرخ تورم، حجم پول، شاخص قیمت تولیدکننده، نرخ ارز، قیمت نفت، قیمت طلا، قیمت کالاهای پایه و بسیاری دیگر از این نوع متغیرها در بازار سهام پژوهش کرده‌اند.

برخی از مطالعات، علاوه بر متغیرهای کلان به بررسی اثرگذاری رویدادهای سیاسی در بازار سهام نیز پرداخته‌اند. به صورت کلی می‌توان ادبیات مرتبط با رویدادهای سیاسی را بر اساس نوع این رویدادها (انتخابات، تغییر در سیاست‌گذاری، تحریم و...) و همچنین روش‌های تجربی مختلف مورد استفاده در آن‌ها (رویدادهای تاریخی، تعداد تکرار کلیدواژه‌ها، تحلیل خودکار محتوا و...) تقسیم‌بندی کرد.

در زمینه تأثیر اخبار و رویدادهای سیاسی مختلف در اقتصاد و همچنین بازار سهام، پژوهش‌های مختلفی صورت گرفته است. آگاروال^۱ و دیگران (۱۹۹۹) به بررسی رویدادهای مختلفی در کشورهای در حال توسعه که منجر به تلاطم قابل توجهی در بازار سهام می‌شود، پرداخته‌اند. آن‌ها در این پژوهش یافته‌اند که در کشورهای در حال توسعه، عمدتاً رویدادهای داخلی منجر به تغییر چشمگیر تلاطم بازار سهام می‌شود و از میان رویدادهای جهانی تنها سقوط بازار سهام در سال ۱۹۸۷ تأثیر معنادار و قابل توجهی در تلاطم بازار سهام برخی از کشورهای در حال توسعه گذاشته است. لهکونن و هیمونن (۲۰۱۵)^۲ در مقاله خود به بررسی اثر مردم‌سالاری و ریسک‌های سیاسی در بازار سهام ۴۹ کشور در حال توسعه برای بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ پرداخته و نشان دادند که کاهش ریسک سیاسی منجر به افزایش بازدهی‌ها در بازار سهام خواهد شد. در حوزه داخلی، کشاورز و حیدری (۱۳۸۹) به بررسی تأثیر انتخابات ریاست جمهوری ۱۳۸۴ در تلاطم بازدهی بازار سهام پرداخته‌اند. آن‌ها در این پژوهش نشان دادند که تلاطم بازدهی بازار سهام برای روزهای زمان انتخابات و پس از آن افزایش می‌یابد.

از جمله پژوهش‌های داخلی که به تحلیل محتوای رسانه‌ها و شاخص‌سازی بر اساس آن پرداخته‌اند، می‌توان به قدسی‌زاده (۱۳۹۷) و حبیب پورمقدم و همکاران (۱۴۰۰) اشاره کرد. قدسی‌زاده (۱۳۹۷) مشابه مقاله بیکر^۳ و همکاران (۲۰۱۶) و با استفاده از تعداد مقاله‌های منتشر شده در روزنامه‌ها و خبرگزاری‌های مختلف که در آن کلیدواژه‌های مرتبط با «نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی» وجود دارد، شاخصی برای نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی می‌سازد. حبیب پورمقدم و همکاران (۱۴۰۰)

1. Aggarwal
2. Lehkonen and Heimonen
3. Baker

نیز بر اساس یک روش مشابه، شاخصی برای تعارضات سیاسی تولید کرده و اثر آن را بر تغییرات سرمایه‌گذاری برآورد می‌کنند.

از زمانی که ۷۰ سال پیش جان مینارد کینز^۱ اصطلاح «روحیه‌های حیوانی»^۲ را تعریف کرد، به‌طور اساسی توجه اقتصاددانان را برای فهم عوامل تعیین‌کننده حرکت‌های ناگهانی^۳ قیمت‌های سهام که با تحلیل بنیادین به نظر ناسازگار می‌رسید، جلب کرد. مقاله کالتر^۴ و همکاران (۱۹۸۹) جزو اولین پژوهش‌های تجربی بود که رابطه بین پوشش خبری و قیمت‌های سهام را بررسی کرد. یکی از پژوهش‌های مهم در این زمینه، مقاله تتلاک^۵ و همکاران (۲۰۰۸) است. نویسندگان در این پژوهش به دنبال یافتن یک سنجه کمی زبانی برای پیش‌بینی عایدی و بازدهی سهام شرکت‌های مختلف هستند و برای این منظور از اخبار مالی مربوط به شرکت‌ها و از روزنامه وال استریت ژورنال^۶ و سرویس خبری داو جونز^۷ استفاده می‌کنند. نقطه شروع این مقاله درواقع پژوهش تتلاک (۲۰۰۷) است که در مورد اطلاعات کیفی و به‌طور خاص نسبت کلمات منفی در ستون‌های پرمخاطب اخبار مرتبط با بازار سهام و ارتباط آن با تغییرات قیمت سهام بحث می‌کند. تتلاک در مقاله سال ۲۰۰۷ خود سنجه‌ای از محتوای رسانه‌های خبری می‌سازد، به‌نحوی که بیان‌گر احساسات منفی سرمایه‌گذار باشد. سنجه محتوای رسانه، نسبت استاندارد شده کلمات منفی در هر داستان خبری است و نشان داده می‌شود که کلمات منفی نسبت به دیگر کلمات، بیشترین همبستگی را با بازدهی سهام دارند. این نتایج همچنین با بخش بزرگی از ادبیات مرتبط با روان‌شناسی سازگار است که در این زمینه می‌توان به مقالات بامیستر^۸ و همکاران (۲۰۰۱) و روزین و رویزمن^۹ (۲۰۰۱) اشاره کرد که بیان می‌دارند اطلاعات منفی نسبت به اطلاعات مثبت اثر بیشتری دارند.

به عقیده تتلاک و همکاران (۲۰۰۸)، یکی از مزیت‌های اصلی استفاده از زبان در اخبار روزمره برای پیش‌بینی بازدهی شرکت‌ها این است که کمی‌کردن زبان به پژوهشگر این امکان را می‌دهد تا اثر مستقیم رویدادهای متنوع و نامحدود را ارزیابی و قضاوت کند، درحالی که در بسیاری از پژوهش‌ها

1. John Maynard Keynes
2. Animal Spirits
3. Wild Movements
4. Culter
5. Tetlock
6. Wall Sreet Journal
7. Dow Jones News Service
8. Baumeister
9. Rozin and Royzman

تنها بر روی یک رویداد خاص مثل اطلاعاتی‌های عایدی شرکت تمرکز می‌شود. یکی دیگر از مزیت‌های این روش این است که ارتباطات زبانی به‌صورت ذاتی منبع مهمی از اطلاعات در مورد ارزش ذاتی یک شرکت است؛ چرا که تعداد کمی از سرمایه‌گذاران به‌صورت مستقیم فعالیت‌های تولیدی شرکت را زیر نظر می‌گیرند و عموم آن‌ها از اطلاعات دست دوم همچون تحلیل‌ها و اخبار منتشره توسط خبرگزاری‌ها و روزنامه‌ها بهره می‌گیرند. از سه منبع اصلی اطلاعات دست دوم می‌توان به پیش‌بینی تحلیل‌گران، متغیرهای حسابداری منتشر شده توسط شرکت و توصیف‌های زبانی فعالیت‌های سودآور حال و آینده شرکت‌ها اشاره کرد. در حالی که پیش‌بینی تحلیل‌گران و متغیرهای حسابداری می‌توانند سنجه‌هایی ناکامل و دارای تورش^۱ از تحلیل بنیادین شرکت باشد، متغیرهای زبانی می‌توانند قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری برای پیش‌بینی سود و بازدهی آینده شرکت داشته باشند. یکی از نتایج مهم این پژوهش این است که درواقع کلمات منفی به همراه خود اطلاعاتی منفی از سودآوری شرکت منتقل می‌کنند که فراتر از پیش‌بینی تحلیل‌گران و داده‌های حسابداری تاریخی است. به این معنا که اطلاعات زبانی، تنها منعکس‌کننده سنجه‌های سنتی نشان‌دهنده عملکرد شرکت نیست و اطلاعاتی ورای آن را در خود گنجانده است.

اگرچه هم در زمینه تأثیر عوامل کلان اقتصادی و هم در زمینه تأثیر رویدادهای سیاسی در بازار سهام، مطالعات زیادی صورت گرفته است؛ اما در مورد تأثیر تحریم‌های اقتصادی در بخش‌های مختلف اقتصاد و به‌طور خاص بازار سهام، به جز مطالعات پراکنده‌ای که عموماً به‌صورت بررسی یک رویداد تاریخی خاص^۲ بوده، مطالعه چندانی انجام نشده است. با توجه به اینکه تحریم پدیده مرسوم در سطح جهان نیست، منطقی به نظر می‌رسد که در کشورهای دیگر مطالعات وسیعی در این زمینه صورت نگرفته باشد؛ اما از آنجاکه کشور ایران سال‌های زیادی است که با مشکلات ناشی از تحریم مواجه بوده است، ضروری به نظر می‌رسد در این حوزه پژوهش‌های بیشتری جهت شناخت اثرهای این پدیده انجام گیرد. هدف این پژوهش آن است که بتواند با استفاده از روش تحلیل خودکار محتوا، شاخصی کمی برای ادراک جامعه از تحریم تولید کرده و به کمک مدل چندعاملی اثر آن در بازار سهام را مورد سنجش قرار دهد. همان‌گونه که **گریمر و استیوارت**^۳ (۲۰۱۳) بیان می‌دارند، زبان وسیله‌ای برای فهم سیاست است؛ بنابراین برای درک مفاهیم مرتبط با سیاست (مانند تحریم)، نیاز است تا بررسی شود که بازیگران سیاسی در موارد گوناگون چه می‌گویند و چه می‌نویسند.

1. Biased
2. Event Study
3. Grimmer and Stewart

تاکنون پژوهش‌های گسترده‌ای در زمینه تحلیل خودکار محتوا انجام شده است. پژوهش حاضر از جهاتی شباهت‌هایی با مقاله تتلاک (۲۰۰۷) و همچنین تتلاک و همکاران (۲۰۰۸) دارد؛ اما توجه به این نکته ضروری است که برخلاف مقاله‌های تتلاک که احساسات^۱ سرمایه‌گذار را مورد سنجش قرار می‌دهد، هدف این پژوهش معرفی شاخصی برای تحریم از جنس اخبار^۲ و اطلاعات^۳ مربوط به آن است و به همین دلیل از ادبیات مرتبط با تحلیل احساسات تا حدی فاصله می‌گیرد.

روش پژوهش و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این بخش ابتدا یک شاخص کمی برای ادراک جامعه از تحریم معرفی کرده و سپس اثر بلندمدت و کوتاه‌مدت این شاخص در بازدهی بازار سهام برآورد خواهد شد.

تولید شاخص تحریم

منبع اصلی این پژوهش برای ساخت شاخص تحریم، روزنامه دنیای اقتصاد است. دلیل انتخاب این روزنامه آن است که: یکم. می‌توان آن را فاقد جبهه‌گیری‌های صریح سیاسی فرض کرد؛ دوم. مهم‌ترین روزنامه کثیرالانتشاری است که تمرکز بر مسائل اقتصادی است و سوم. مهم‌ترین روزنامه و منبع رسمی مورد مطالعه بسیاری از فعالان بازار سرمایه است. در این پژوهش برای ساخت شاخص تحریم از پایگاه داده^۴‌ای که از آرشیو الکترونیکی این روزنامه تهیه شد، استفاده شده است. این پایگاه داده به‌وسیله خزنده^۵‌ای که به همین منظور طراحی گردیده ساخته شده است و شامل همه مطالب روزنامه دنیای اقتصاد (اعم از خبر و تحلیل) برای بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ است. در ادامه پژوهش و به‌منظور بررسی صحت شاخص تولید شده، این شاخص با استفاده از مطالب دیگر روزنامه‌ها که به جریان‌های سیاسی متفاوتی تعلق دارند نیز محاسبه شده و نتایج آن‌ها با یکدیگر مقایسه شده است. بدین‌منظور از پایگاه داده‌های مربوط به روزنامه‌های کیهان (روزنامه نزدیک به اصولگرایان)، اعتماد (روزنامه نزدیک به اصلاح‌طلبان) و همچنین روزنامه ایران (روزنامه نزدیک به دولت) استفاده شده است. قبل از ورود به فرایند تولید شاخص تحریم، چند مجموعه دیگر از داده‌ها نیز مورد نیاز است.

1. Sentiment
2. News
3. Information
4. Data Base
5. Crawler

مشابه مقالات تتلاک (۲۰۰۷)، تتلاک و همکاران (۲۰۰۸) و بسیاری دیگر از پژوهش‌ها در این زمینه، فهرستی از کلمات با لحن منفی و همچنین فهرستی دیگر از کلمات با لحن مثبت مورد نیاز است تا بتوان با استفاده از آن‌ها سنج‌های برای لحن هر مقاله ساخت. در زبان فارسی تلاش‌های معدودی در این زمینه صورت گرفته است و مشابه لغت‌نامه‌های موجود در زبان انگلیسی که کلمات را با توجه به لحن آن‌ها در دسته‌های مختلفی طبقه‌بندی کرده باشند، لغت‌نامه کاملی وجود ندارد. برای این منظور، با استفاده از لغت‌نامه روان‌شناسی اجتماعی^۱ Harvard IV که در دهه ۸۰ میلادی نوشته شده و به مرور زمان تکمیل گردیده و منبع اکثر پژوهش‌ها در زمینه تحلیل محتوا است، در پژوهش حاضر فهرستی از کلمات با لحن منفی و مثبت برای زبان فارسی تهیه شده و از آن برای ساخت شاخص مورد نظر در این پژوهش بهره گرفته شده است. لغت‌نامه Harvard IV در حدود ۱۲ هزار کلمه را در بیش از ۱۵۰ گروه با لحن‌های مختلف مثل لحن مثبت^۲، منفی^۳، قوی^۴، ضعیف^۵، فعال^۶، منفعل^۷، درد^۸، احساس^۹، لذت^{۱۰}، اقتصادی^{۱۱}، خصوصیت‌آمیز^{۱۲} و... طبقه‌بندی کرده است. هر کدام از دسته‌های لغات با لحن منفی و مثبت در این لغت‌نامه به‌طور تقریبی در حدود ۲۰۰۰ کلمه هستند که به منظور بهره‌مندی از آن در این پژوهش، همه این کلمات با دقت و وسواس زیادی به فارسی ترجمه شده است. دلیل تأکید بر دقت در ترجمه این است که هر کلمه انگلیسی معانی متعددی در زبان فارسی دارد که بعضاً این معانی با یکدیگر متضاد نیز هستند؛ بنابراین لازم است هنگام ترجمه این گروه از کلمات، دقت فراوانی در انتخاب ترجمه فارسی آن لغات صورت پذیرد. پس از انجام این فرایند، به‌صورت جداگانه فهرستی با بیش از ۲۵۰۰ کلمه برای هر کدام از گروه کلمات با لحن منفی و همین‌طور گروه کلمات با لحن مثبت برای زبان فارسی به‌دست آمده که در این پژوهش از آن بهره گرفته شده است. پس از تهیه فهرست کلمات با لحن منفی و مثبت، به فهرستی از کلمات نیاز است که اصطلاحاً

1. Harvard IV Psychosocial Dictionaries
2. Positive
3. Negative
4. Strong
5. Weak
6. Active
7. Passive
8. Pain
9. Feel
10. Pleasure
11. Economical
12. Hostile

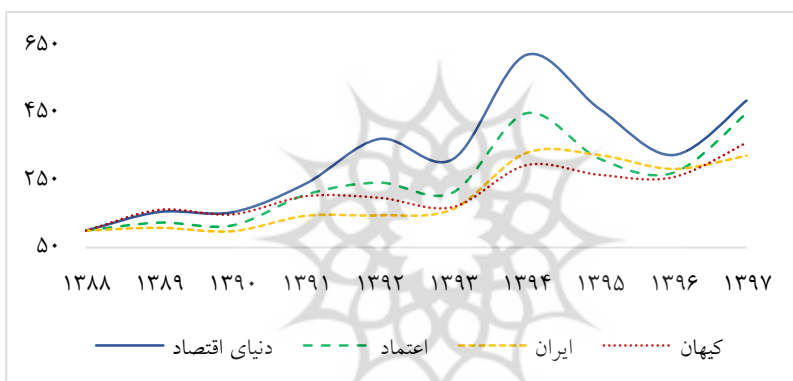
به آن‌ها ایست‌واژه‌ها^۱ می‌گویند. ایست‌واژه‌ها درواقع لغاتی هستند که علی‌رغم تکرار فراوان در متن، به لحاظ معنایی دارای اهمیت کمی هستند و به همین دلیل عموماً در فعالیت‌های مربوط به حوزه پردازش زبان طبیعی که با حجم انبوهی از داده‌ها روبه‌رو هستند، در فاز پیش‌پردازش حذف می‌گردند. از این دست واژه‌ها می‌توان به کلماتی مانند «اگر»، «و»، «ولی»، «اما»، «هنوز»، «که» و... اشاره کرد. در نگاه اولیه به نظر می‌رسد تنها کلمات ربط و تعریف در چارچوب ایست‌واژه‌ها قرار بگیرند؛ اما در عین حال بسیاری از افعال، افعال کمکی، اسم‌ها، قیده‌ها و صفات نیز در این دسته‌بندی قرار می‌گیرند. دلیل استفاده از ایست‌واژه‌ها این است که در اغلب روش‌های تحلیل متن، حذف این کلمات نتایج پردازش متن را به‌شدت بهبود می‌بخشد. علاوه‌براین، از آنجاکه اکثر پژوهش‌های مرتبط با پردازش متن با حجم عظیمی از داده‌ها روبه‌رو هستند، حذف ایست‌واژه‌ها سبب کاهش بار محاسبات و افزایش سرعت تحلیل متن خواهد شد. برای زبان فارسی چندین فهرست از این کلمات منتشر شده است که به‌طور میانگین شامل حدود ۵۰۰ کلمه هستند. در این پژوهش فهرست موجود در تارنمای «خانه بیگ‌دیتای ایران»^۲ استفاده شده است.

پس از تهیه فهرست‌های مورد نظر و قبل از آنکه فرایند پیش‌پردازش داده‌ها انجام شود، ابتدا پایگاه داده مربوط به روزنامه دنیای اقتصاد به کمک نرم‌افزار پایتون^۳ فراخوانی شده و پس از مرتب‌سازی داده‌ها و برطرف کردن ایرادات آن، در مرحله اول متن‌های مرتبط با موضوع تحریم ایران از سایر متون جدا می‌شود. برای انجام این کار، با استفاده از کلیدواژه‌های «تحریم»، «برجام» و «قطع‌نامه»، متن‌های مربوط به تحریم غربال می‌شود. به این‌صورت که اگر در متنی یکی از این کلمات وجود داشت، آن متن را نگه داشته و سایر متون که هیچ‌یک از این کلمات در آن‌ها وجود ندارد، حذف می‌گردند. با انجام این کار، از حدود ۵۷۰ هزار متن موجود، حدود ۴۱ هزار متن باقی می‌ماند. درست است که اکنون متون مرتبط با تحریم جدا شده‌اند؛ اما در میان آن‌ها، متون مربوط به تحریم دیگر کشورها مثل کره‌شمالی، سوریه، یمن و... نیز وجود دارد که از موضوع این بحث خارج است. به‌منظور حذف این موارد از میان متن‌های مرتبط با تحریم، با استفاده از کلیدواژه «ایران»، اخبار مرتبط با تحریم ایران جدا شده و در ادامه عملیات پیش‌پردازش داده‌ها فقط روی آن‌ها اعمال می‌گردد. لازم به ذکر است که پس از اعمال کلیدواژه «ایران»، حدوداً ۳۴ هزار متن باقی می‌ماند که همه آن‌ها مرتبط با تحریم ایران هستند. برای بررسی صحت این ادعا، تعدادی از این متون منتخب

1. Stopwords
2. www.bigdata-ir.com
3. Python

به صورت تصادفی انتخاب شده و پس از مطالعه دقیق یک به یک آن‌ها، مشاهده می‌شود که این اخبار به درستی غربال شده‌اند.

سپس همین فرایند برای روزنامه‌های کیهان، اعتماد و ایران نیز تکرار شده و نسبت تعداد مقاله‌های مرتبط با تحریم ایران به کل مقالات این روزنامه‌ها برای سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ به صورت سالیانه به دست آمده و از این نسبت به دست آمده شاخصی ساخته می‌شود. سال پایه ۱۳۸۸ در نظر گرفته شده و عدد شاخص در این سال برای همه روزنامه‌ها ۱۰۰ فرض می‌شود. **نمودار (۲)** این شاخص را نشان می‌دهد.



نمودار ۲: نمودار سالانه شاخص نسبت متون مربوط به تحریم ایران به کل متون منتشر شده برای روزنامه‌های مختلف

توضیحات: سال ۱۳۸۸ به عنوان سال پایه و مقدار اولیه شاخص ۱۰۰ فرض شده است.

همان‌طور که از **نمودار (۲)** پیداست، این شاخص در سال ۱۳۹۲ نسبت به سال‌های قبل از آن افزایش قابل توجهی دارد که می‌تواند ناشی از اوج فشار تحریم‌های هسته‌ای و همچنین برگزاری انتخابات ریاست جمهوری در این سال باشد که موضوع تحریم‌ها بحث اصلی آن انتخابات محسوب می‌شد. با روی کار آمدن دولت جدید و شروع مذاکرات با ۱+۵، این شاخص در سال ۱۳۹۳ افت می‌کند و در سال ۱۳۹۴ صعود چشمگیری را تجربه می‌کند که احتمالاً به دلیل توافق برجام و داغ بودن بحث‌های پیرامون تحریم بوده است. در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ این شاخص افت و در سال ۱۳۹۷ و با خروج آمریکا از برجام و بازگشت تحریم‌ها، رشد قابل توجهی را تجربه می‌کند. نکته جالب

توجه دیگر در این نمودار این است که این شاخص برای روزنامه‌های ایران و کیهان به طرز قابل توجهی کمتر از روزنامه‌های دنیای اقتصاد و اعتماد است. به‌خصوص در مورد روزنامه ایران که روزنامه‌ای دولتی است، در سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ و در اوج تحریم‌های هسته‌ای، نسبت بسیار کمی از مطالب آن مرتبط با تحریم بوده است.

اکنون فرایند پیش‌پردازش داده‌ها انجام می‌گیرد. برای این منظور، الگوریتم غربال کلمات اجرا می‌شود. به این صورت که اول تک‌تک کلمات موجود در متن مطالب جدا شده، به نحوی که ترتیب وقوع کلمات در متن اهمیتی نداشته باشد و این کلمات برای هر مطلب در فهرستی مختص همان مطلب ذخیره شده و در ستونی مجزا نیز تعداد این کلمات شمرده می‌شود. سپس همه علائم نگارشی، اعداد و ایست‌واژه‌های موجود در فهرست کلمات به‌دست آمده از آن حذف می‌شود. در مرحله بعد، از فهرست کلمات با لحن منفی و لحن مثبتی که با استفاده از لغت‌نامه روان‌شناسی اجتماعی Harvard IV برای زبان فارسی تهیه شده است، استفاده می‌شود و با جستجو در فهرست کلمات باقیمانده، تعداد کلمات با لحن منفی و کلمات با لحن مثبت برای هر مطلب به‌صورت جداگانه در ستونی ذخیره می‌شود.

تتلاک (۲۰۰۷)، سنجه مثبت یا منفی بودن لحن مطالب را برابر با تفاضل تعداد کلمات با لحن منفی و تعداد کلمات با لحن مثبت، تقسیم بر تعداد کل کلمات موجود در آن مطلب (پس از حذف ایست‌واژه‌ها، علائم نگارشی و اعداد از آن) تعریف می‌کند. **تتلاک (۲۰۰۷)**، همچنین بیان می‌دارد که سنجه محتوای رسانه، نسبت استاندارد شده کلمات منفی در هر داستان خبری است و نشان داده می‌شود که کلمات منفی نسبت به دیگر کلمات، بیشترین همبستگی را با بازدهی سهام دارد؛ بنابراین به نظر می‌رسد وارد کردن کلمات با لحن مثبت به سنجه محتوای رسانه کمک زیادی در بهبود آن نکند و بهتر است تنها از سنجه نسبت کلمات منفی به کل کلمات استفاده شود. در هر صورت در این پژوهش شاخص تحریم به‌دست آمده از محتوای رسانه هم با استفاده از کلمات با لحن مثبت و هم بدون استفاده از کلمات با لحن مثبت ساخته می‌شود و نتایج حاصل از آن با یکدیگر مقایسه می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که بهتر است تنها از نسبت کلمات منفی به کل کلمات استفاده شود. با توجه به مطالب بیان شده، شاخص تحریم مورد نظر به‌صورت زیر ساخته می‌شود:

$$\text{Sanc_Index} = \frac{\text{تعداد کلمات با لحن منفی}}{\text{تعداد کل کلمات باقیمانده}}$$

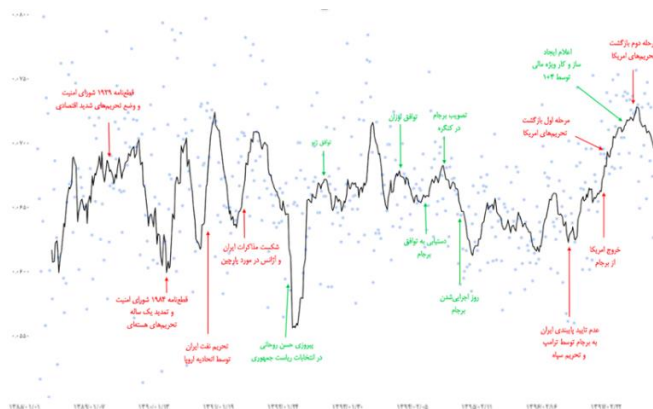
تتلاک (۲۰۰۷)، بیان می‌دارد از آنجاکه محتمل است در طول سال‌های مورد بررسی تغییر ساختاری^۱ در توزیع مطالب روزنامه به وجود آمده باشد، لازم است سنجه $Sanc_Index$ ساخته شده از روش بالا به شکل زیر استاندارد گردد:

$$Adj_Sanc_Index = \frac{Sanc_Index - \mu_{Sanc_Index}}{\sigma_{Sanc_Index}}$$

که در این رابطه μ_{Sanc_Index} میانگین یک‌ماه گذشته متغیر $Sanc_Index$ و σ_{Sanc_Index} انحراف معیار یک‌ماه گذشته آن است.

با توجه به مطالب بیان شده، شاخص فوق برای هر مطلب روزنامه دنیای اقتصاد که مرتبط با تحریم ایران است، محاسبه می‌شود و مطالب بر اساس این شاخص مرتب می‌شوند. به عنوان یکی از روش‌های اعتبارسنجی و برای اینکه کارکرد شاخص به دست آمده به صورت سرانگشتی ارزیابی شود، فهرست مطالب مرتب شده بر اساس شاخص تحریم به دست آمده در ۵ دسته تقسیم می‌شوند. به این صورت که دسته اول مطالب با بیشترین ضریب $Sanc_Index$ و دسته پنجم مطالب با کمترین ضریب را نمایندگی کند. طبیعتاً هرچه عدد شاخص تحریم بزرگتر باشد، به معنای منفی‌تر بودن لحن آن مطلب است. سپس به صورت تصادفی از هر یک از دسته‌های اول، سوم و پنجم مطلبی انتخاب شد و به ۱۰ نفر از افراد فعال در بازار سرمایه داده شد و از آن‌ها خواسته شد تا این مطالب را بر اساس منفی بودن بار معنایی‌شان در مورد تحریم دسته‌بندی کنند. نتیجه اینکه ۹ نفر از این افراد پاسخی سازگار با شاخص تحریم ساخته شده در این پژوهش دادند و تنها یک نفر پاسخ متفاوتی داد که البته او هم منفی‌ترین مطلب را به درستی انتخاب کرده بود.

در مرحله بعد این شاخص به صورت روزانه ساخته می‌شود. به این صورت که همه مطالب مربوط به تحریم برای یک روز مشخص روی هم ریخته می‌شود و نسبت کلمات منفی به کل کلمات برای آن روز محاسبه می‌شود. همین کار به صورت هفتگی نیز انجام می‌شود تا این شاخص هم به صورت روزانه و هم هفتگی به دست آید. شکل شماره ۳، شاخص هفتگی تحریم (تولید شده به روش تحلیل خودکار محتوا) به همراه میانگین متحرک یک‌ماهه آن را برای بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ نشان می‌دهد. به عنوان یکی دیگر از روش‌های اعتبارسنجی این شاخص، زمان وقوع اخبار مهم مربوط به تحریم روی نمودار مشخص شده است و باز هم به صورت تقریبی به نظر می‌رسد که شاخص به دست آمده با رویدادهای مهم پیرامون تحریم ایران مطابقت دارد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود این شاخص در زمان رویدادهای منفی مربوط به تحریم افزایشی و در زمان رویدادهای مثبت مربوط به آن، به صورت کاهشی رفتار می‌کند.



نمودار ۳: نمودار میانگین متحرک یک ماهه شاخص تحریم

توضیحات: در این شکل نقاط کم‌رنگ نمایان‌گر شاخص تحریم (نسبت کلمات منفی به کل کلمات در مطالب مرتبط با تحریم برای روزنامه دنیای اقتصاد) و نمودار خطی، میانگین متحرک آن را نشان می‌دهد. اخبار منفی با رنگ قرمز و اخبار مثبت با رنگ سبز مشخص شده است.

همین فرایند برای روزنامه‌های کیهان، اعتماد و ایران نیز انجام می‌شود. لازم به ذکر است برای سال‌هایی که روزنامه اعتماد توقیف بوده است، از اطلاعات مربوط به روزنامه شرق که به لحاظ دیدگاه سیاسی به یکدیگر نزدیک هستند استفاده شده است. **جدول (۱)**، همبستگی میان شاخص‌های به‌دست آمده از روزنامه‌های مختلف را نشان می‌دهد. کم‌ترین ضریب همبستگی مربوط به روزنامه‌های ایران و اعتماد است. و از آنجایی که روزنامه اعتماد در این سال‌ها منتقد دولت بوده است، این نتیجه با انتظارات نیز سازگار است.

جدول شماره ۱: همبستگی شاخص تحریم به دست آمده از روزنامه‌های مختلف

کیهان	ایران	اعتماد	دنیای اقتصاد
			دنیای اقتصاد ۱/۰۰
		۱/۰۰	اعتماد ۰/۶۳
	۱/۰۰	۰/۵۴	ایران ۰/۷۸
۱/۰۰	۰/۷۴	۰/۶۶	کیهان ۰/۸۲

توضیحات: شاخص تحریم بر اساس نسبت کلمات منفی به کل کلمات در مطالب مرتبط با تحریم ایران با تواتر هفتگی برای هر روزنامه به صورت مجزا در طول سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ محاسبه شده است و سپس همسنگی بین شاخص در روزنامه‌های مختلف به دست آمده است.

مدل پژوهش و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در بخش قبل با استفاده از مقاله‌های روزنامه دنیای اقتصاد، شاخصی برای تحریم ساخته شد. با توجه به موارد مطرح شده در پیشینه پژوهش، برای اینکه اثر شاخص تحریم در شاخص بازار سهام بررسی شود، نیاز به متغیرهای کنترلی است که عمدتاً از جنس متغیرهای کلان اقتصادی هستند؛ بنابراین با توجه به پیشینه پژوهش، لگاریتم متغیرهای حجم معاملات بازار (ln_Vol)، شاخص قیمت کالاهای پایه^۱ (ln_CI)، قیمت دلار (ln_Dollar) و شاخص قیمت تولیدکننده^۲ (ln_PPI) به علاوه خود متغیر شاخص تحریم (Sanc_Index) به دست آمده در بخش قبل به عنوان متغیرهای مستقل و لگاریتم شاخص کل بورس ایران^۳ (ln_IRESX) که از ترکیب شاخص بورس تهران^۴ و شاخص فرابورس ایران^۵ به دست آمده و معیاری برای کل بازار سهام ایران است، به عنوان متغیر وابسته مدل در نظر گرفته می‌شود. دلیل اصلی انتخاب تناوب هفتگی - و نه روزانه - برای داده‌ها این است که تناوب برخی از متغیرهای کنترلی مورد استفاده در این پژوهش مثل شاخص قیمت تولیدکننده ماهانه است^۶ و در نتیجه استفاده از تناوب روزانه در رگرسیون را غیرممکن می‌سازد. علاوه بر این به دلیل وجود حجم مبنا و محاسبه قیمت پایانی (به جای آخرین قیمت) در بورس ایران، قیمت‌های روزانه لزوماً تمام اطلاعات موجود در هر روز را منعکس نمی‌کنند و معمولاً واکنش قیمت‌ها به اطلاعات جدید به زمان بیشتری نیاز دارد و در واقع اختلال داده‌های با تناوب روزانه زیاد است. همچنین لازم به ذکر است که علاوه بر داده‌های اشاره شده، در این پژوهش از داده‌های شاخص تولیدات صنعتی، قیمت سبد نفتی اوپک و همچنین نرخ بهره بانکی نیز استفاده شده است؛ البته نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که ضرایب این متغیرهای توضیحی اخیر در هیچ یک از معادلات رگرسیون معنادار نشده است. در بخش آزمون پایداری ضرایب (پیوست ج)، در این زمینه بیشتر توضیح داده می‌شود. سپس برای آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته، فرضیه صفر وجود ریشه واحد برای همه متغیرها و تفاضل آن‌ها مورد آزمون قرار می‌گیرد که جدول نتایج مربوطه در پیوست ب آمده است.

1. Commodity Index

2. PPI

3. IRESX

4. TEDPIX

5. IFX

۶. لازم به ذکر است که داده‌های مربوط به شاخص قیمت تولیدکننده ابتدا با استفاده از روش درون یابی به صورت هفتگی در آمده و سپس در معادله رگرسیون استفاده شده است.

نتیجه این که همه متغیرهای مورد استفاده I(1) هستند و تفاضل آن‌ها متغیری مانا خواهد بود. به صورت کلی مدل $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ با فرض اینکه تعداد وقفه‌های متغیرهای توضیحی برابر باشد به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:^۱

$$y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta'_i X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

جایی که $p \geq 1$ و $q \geq 0$ است. تا زمانی که فرض شود جزء خطا u_t نوفه سفید^۲ است و یا به صورت کلی‌تر مانا و مستقل از همه متغیرهای $y_t, y_{t-1}, \dots$ و $x_t, x_{t-1}, \dots$ باشد، مدل‌های $ARDL$ می‌توانند به صورت سازگار^۳ با روش OLS تخمین زده شوند. پس مدل $ARDL$ مورد نظر را می‌توان به صورت رابطه (۲) فرمول‌بندی کرد:

$$\Delta(\ln_{IREX}_t) = c_0 + \alpha(\ln_{IREX}_{t-1} - \theta X_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{yi} \Delta(\ln_{IREX}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{q-1} \psi'_{xi} \Delta X_{t-i} + u_t \quad (2)$$

جایی که $\alpha = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j$ بیانگر ضریب سرعت تعدیل و $\theta = \frac{\sum_{j=0}^q \beta_j}{\alpha}$ بیانگر ضرایب بلندمدت رابطه است و X_{t-1} به صورت بردار زیر تعریف می‌شود:

$$X_{t-1} = [\ln_{Vol}_{t-1} \quad \ln_{CI}_{t-1} \quad \ln_{Dollar}_{t-1} \quad \ln_{PPI}_{t-1} \quad Sanc_Index_{t-1}]$$

قبل از تخمین مدل فوق، توجه به این نکته ضروری است که شرط قابل اتکا بودن نتایج حاصل از آزمون کران این است که باید تنها یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی وجود داشته باشد. وقتی که تنها یک بردار هم‌انباشتگی وجود داشته باشد (فارغ از اینکه متغیرهای مورد بررسی $I(1)$ باشند یا $I(0)$ و یا ترکیبی از آن‌ها)، استفاده از مدل $ARDL$ می‌تواند رابطه بلندمدت بین متغیرها در کنار رابطه کوتاه‌مدت آن‌ها را ارائه کند. برای سنجش وجود تنها یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی، از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن^۴ (۱۹۸۸) استفاده می‌شود. جدول (۲) نتایج حاصل از این آزمون را برای متغیرهای بردار X_{t-1} و لگاریتم شاخص کل نشان می‌دهد و در سطح بحرانی ۵ درصد وجود تنها یک رابطه بلندمدت میان آن‌ها را تأیید می‌کند.

۱. به هنگام تخمین مدل، اجازه داده می‌شود که تعداد وقفه متغیرهای توضیحی به صورت متفاوتی انتخاب شوند و شرط برابری تعداد وقفه‌ها تحمیل نمی‌شود.

2. White Noise
3. Consistently
4. Johansen (1988)

جدول ۲: آزمون هم‌انباشتی یوهانسن برای متغیرهای بردار و لگاریتم شاخص کل

max rank	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
۰	۷۰۱۰/۰۴	.	۱۱۰/۴۹	۹۴/۱۵
۱	۷۰۳۳/۱۹	۰/۰۸۸	۶۴/۱۸*	۶۸/۵۲
۲	۷۰۴۵/۳۸	۰/۰۴۷	۳۹/۸۱	۴۷/۲۱
۳	۷۰۵۵/۳۸	۰/۰۳۹	۱۹/۸۲	۲۹/۶۸
۴	۷۰۶۱/۰۶	۰/۰۲۲	۸/۴۵	۱۵/۴۱
۵	۷۰۶۴/۹۲	۰/۰۱۵	۰/۷۲	۳/۷۶
۶	۷۰۶۵/۲۸	۰/۰۰۱		

توضیحات: نتایج آزمون یوهانسون برای تعداد رابطه هم‌انباشتی میان متغیرهای بردار X_{t-1} و لگاریتم شاخص کل که با تواتر هفتگی برای سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ در نظر گرفته شده است.

اکنون با استفاده از آزمون کران معرفی شده توسط مقاله **پسران و همکاران (۲۰۰۱)** ابتدا با استفاده از آماره F ، فرضیه صفر مشترک^۱ زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0^F: (\alpha = 0) \cap \left(\sum_{j=0}^q \beta_j = 0 \right)$$

$$H_1^F: (\alpha \neq 0) \cup \left(\sum_{j=0}^q \beta_j \neq 0 \right)$$

که متغیرهای α و β در معادلات ۱ و ۲ تعریف شده‌اند. اگر فرضیه H_0^F رد شد، آنگاه با استفاده از آماره t ، فرضیه زیر آزمون می‌شود:

$$H_0^t: \alpha = 0$$

$$H_1^t: \alpha \neq 0$$

حال اگر فرضیه H_0^t نیز رد شد و همچنین ضرایب به دست آمده برای θ نیز به صورت آماری معنادار و مخالف صفر باشند، آنگاه شواهد آماری مستحکمی برای وجود رابطه بلندمدت وجود خواهد داشت. اگر نتایج آزمون تأیید کند که میان متغیرهای مورد بررسی رابطه‌ای بلندمدت وجود داشته باشد، آنگاه می‌توان از روش ARDL برای برآورد رابطه هم‌انباشتی استفاده کرد.

در ادامه با استفاده از معیار اطلاعاتی بیزین-شوارتز، تعداد وقفه بهینه مدل فوق تعیین شده و آزمون کران برای آن انجام می‌شود. نتایج مربوط به آزمون کران در جدول شماره ۳ نشان داده شده است. با توجه به آماره‌های $F = ۱۹/۷۹$ و $t = -۵/۹۰$ به دست آمده از این آزمون، فرضیه صفر عدم وجود رابطه

1. Joint Null Hypothesis

بلندمدت میان متغیرها در سطح ۱ درصد رد می‌شود؛ بنابراین میان متغیرهای مورد بررسی، رابطه بلندمدت معناداری وجود خواهد داشت.

جدول ۳: آزمون کران مربوط به متغیرهای معادله رگرسیون (۲)

	1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	۳/۴۱۸	۴/۷۱۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
t	-۳/۴۴۰	-۴/۸۱۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

توضیحات: آزمون کران، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی را می‌آزماید. همه متغیرها توأثر هفتگی دارند و برای بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ مورد آزمون قرار گرفته‌اند. فرضیه صفر این آزمون، عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد بحث است.

اکنون که آزمون کران وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در سطح را تأیید کرد، می‌توان به بررسی ضرایب بلندمدت به‌دست آمده از معادله رگرسیون مدل تصحیح جزء خطای ARDL پرداخت. جدول (۴) نتایج حاصل از این رگرسیون را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نتایج این مدل پیداست، ضریب بلندمدت شاخص تحریم منفی و معنادار است. این نتیجه با انتظارات سازگار است چرا که درواقع با کنترل اثر نرخ ارز و شاخص قیمت تولیدکننده به نظر می‌رسد که تحریم به‌صورت خالص در بلندمدت از طریق افزایش شدید ریسک‌های سیاسی و اقتصادی و بالا بردن نااطمینانی در مورد آینده اقتصاد، افزایش موانع تولید و همچنین تحت تأثیر قرار دادن فروش نفت و دیگر کالاهای صادراتی، بر ارزش گذاری سهام اثر منفی داشته است.

جدول ۴: تخمین ضرایب معادله رگرسیون (۲)

D.ln_IREX		Coef.	D.ln_IREX		Coef.
		(Std. Err.)			(Std. Err.)
ADJ	L1.ln_IREX	-۰/۰۵۴*** (۰/۰۰۹)	SR	D1.ln_Dollar	۰/۰۸۷*** (۰/۰۲۶)
LR	ln_Vol	۰/۳۴۵*** (۰/۰۵۴)	LD.ln_Dollar		۰/۱۰۰*** (۰/۰۲۶)
	ln_CI	۰/۲۷۸*** (۰/۱۰۲)	D1.ln_PPI		۰/۲۴۵*** (۰/۰۶۹)
	ln_Dollar	-۰/۰۲۶ (۰/۱۰۸)	D1.Sanc_Index		۰/۲۹۲*** (۰/۰۸۰)

ادامه جدول ۴: تخمین ضرایب معادله رگرسیون (۲)

D.ln_IREX	Coef.	D.ln_IREX	Coef.
	(Std. Err.)		(Std. Err.)
ln_PPI	۰/۹۶۸*** (۰/۱۸۸)	cons.	۰/۰۵۹ (۰/۰۵۶)
Sanc_Index	-۸/۸۶۰*** (۲/۱۴۳)		
۵۱۸ = Number of obs		۰/۲۵۸ = Adj R-squared	

$$*p < ۰/۱; **p < ۰/۰۵; ***p < ۰/۰۱$$

توضیحات: رگرسیون با داده‌های با تواتر هفتگی مربوط به دوره سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷. تعداد وقفه متغیرها با استفاده از معیار اطلاعاتی بیزین-شوارتز مشخص شده است. مقادیر خطای استاندارد در پرانتز گزارش شده است. D1 نشانگر تفاضل هر متغیر در زمان t (xt-xt-1) و LD نشانگر وقفه تفاضل هر متغیر $(xt-1-xt-2)$ است.

ضریب سرعت تعدیل (α) به دست آمده در جدول (۴) منفی و معنادار و مقدار آن نیز برابر با $-۰/۰۵۴$ است. این ضریب بیانگر سرعت بازگشت قیمت‌ها به قیمت‌های تعادلی است و نشان می‌دهد که شاخص کل طی حدود کمتر از ۲۰ هفته، انحراف از تعادل را جبران می‌کند. با توجه به اینکه بر اساس پژوهش‌های متعدد، قیمت‌ها در بازارهای مالی لزوماً بر قیمت‌های ذاتی سهام منطبق نیستند و حتی ممکن است برای ماه‌ها از قیمت‌های ذاتی فاصله بگیرند و با توجه به این نکته که بازار سهام تهران نسبت به سایر بازارهای مالی پیشرفته کارایی کمتری دارد، به نظر می‌رسد یک دوره بیست هفته‌ای برای بازگشت به تعادل قابل توجیه است. از طرف دیگر، ضرایب بلندمدت متغیرهای لگاریتم حجم معاملات، لگاریتم شاخص قیمت کالاهای پایه و لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده مثبت و معنادار هستند که این نتایج نیز مورد انتظار هستند؛ چرا که قیمت کالاهای پایه و شاخص قیمت تولیدکننده مستقیماً بر نرخ فروش شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد و افزایش حجم معاملات نیز به عنوان عاملی در جهت رونق بازار عمل می‌کند. با توجه به نزدیک واحد بودن ضریب لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده می‌توان این گونه برداشت کرد که یک واحد درصد تغییر در تورم تولیدکننده، منجر به افزایش یک واحد درصدی شاخص کل خواهد شد. اما برخلاف انتظار اولیه، ضریب بلندمدت مربوط به نرخ دلار معنادار نیست. احتمال می‌رود که در بلندمدت تغییرات نرخ دلار اثر خود را در تورم تخلیه خواهد کرد و از آنجاکه شاخص قیمت تولیدکننده که نرخ رشد آن بیانگر تورم تولیدکننده است، در معادله رگرسیون وجود دارد، اثر بلندمدت نرخ دلار در این معادله بی‌معنی می‌شود. برای آزمودن صحت این حدس، این بار شاخص قیمت تولیدکننده از معادله رگرسیون خارج شده است

تا مشاهده شود آیا همچنان ضریب نرخ دلار در بلندمدت بی معنی باقی خواهد ماند یا خیر؟ **جدول (۵)**، نتایج حاصل از معادله رگرسیون (۲) پس از حذف متغیر شاخص قیمت تولیدکننده را نشان می‌دهد.

همان‌طور که از نتایج **جدول (۵)** پیداست، پس از حذف شاخص قیمت تولیدکننده از معادله، ضریب بلندمدت نرخ دلار مثبت و معنادار و ضرایب کوتاه‌مدت نیز تقریباً بدون تغییر باقی می‌مانند. همچنین تعدیل‌شده این معادله رگرسیون حدود ۳٪ کاهش پیدا کرد که نشان از قدرت توضیح‌دهندگی بیشتر شاخص قیمت تولیدکننده نسبت به نرخ ارز دارد.

برای اینکه از وجود این رابطه بلندمدت اطمینان حاصل شود، آزمون کران برای آن انجام می‌شود. **جدول (۶)** نتایج حاصل از آزمون کران پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای متغیرهای مورد استفاده در **جدول (۵)** را نشان می‌دهد. با توجه به آماره‌های $F = 23/391$ و $t = -8/723$ به دست آمده از این آزمون، فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در سطح ۱ درصد رد می‌شود؛ بنابراین میان متغیرهای مورد بررسی، رابطه بلندمدت معناداری وجود دارد.

جدول ۵: نتایج مربوط به معادله رگرسیون (۲) پس از حذف متغیر شاخص قیمت تولیدکننده

D.ln_IREX		Coef.	D.ln_IREX		Coef.
		(Std. Err.)			(Std. Err.)
ADJ	L1.ln_IREX	-۰/۰۳۱*** (۰/۰۰۴)	SR	D1.ln_Dollar	۰/۰۹۶*** (۰/۰۲۷)
LR	ln_Vol	۰/۵۵۸*** (۰/۰۶۶)	LD.ln_Dollar		۰/۱۰۶*** (۰/۰۲۷)
	ln_CI	۰/۳۴۷* (۰/۱۸۱)	D1.Sanc_Index		۰/۲۹۴*** (۰/۰۸۱)
	ln_Dollar	۰/۴۴۳*** (۰/۰۹۱)	cons.		-۰/۱۸۰*** (۰/۰۴۶)
	Sanc_Index	-۱۶/۴۹۹*** (۳/۰۸۹)			
Number of obs = ۵۱۸			Adj R-squared = ۰/۲۲۵		

$$*p < ۰/۱; **p < ۰/۰۵; ***p < ۰/۰۱$$

توضیحات: رگرسیون با داده‌های با تواتر هفتگی مربوط به دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷. تعداد وقفه متغیرها با استفاده از معیار اطلاعاتی بیزین-شوارتز مشخص شده است. مقادیر خطای استاندارد در پرانتز گزارش شده است. D1 نشانگر تفاضل هر متغیر در زمان t و $(xt-xt-1)$ و LD نشانگر وقفه تفاضل هر متغیر $(xt-1-xt-2)$ است.

جدول ۶: نتایج حاصل از آزمون کران برای متغیرهای معادله رگرسیون (۲) پس از حذف شاخص قیمت تولیدکننده

	1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	۳/۷۸۷	۵/۰۶۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
t	-۳/۴۴۱	-۴/۵۸۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

توضیحات: آزمون کران، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی را می‌آزماید. همه متغیرها تواتر هفتگی دارند و برای بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ مورد آزمون قرار گرفته‌اند. فرضیه صفر این آزمون، عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد بحث است.

همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، همه ضرایب مقادیری مثبت و معنادار دارند که در مورد ضرایب مرتبط با نرخ دلار و شاخص قیمت تولیدکننده (از آنجاکه تأثیر مستقیمی بر نرخ فروش بخش بزرگی از شرکت‌های بازار دارند) قابل انتظار است؛ اما در مورد تحریم، مثبت بودن این ضریب بحث‌انگیز است. به نظر می‌رسد شاید بتوان به‌عنوان یک احتمال، ضریب مثبت به‌دست آمده برای تحریم را این‌گونه تفسیر کرد که فعالان بازار سهام با شدت یافتن تحریم‌ها پیش‌بینی می‌کنند که در ادامه قیمت ارز افزایش خواهد یافت و در اثر آن سودآوری اسمی شرکت‌های بورسی (عمدتاً شرکت‌های کامودیتی‌محور مانند پتروشیمی‌ها و فلزات) بالا خواهد رفت؛ بنابراین قیمت سهام این شرکت‌ها فوراً به سمت بالا حرکت می‌کند و در نتیجه بازده مثبت نشان می‌دهند؛ اما با توجه به اینکه در کوتاه‌مدت -یعنی برای چند هفته- به وسیله مداخلات دولت و بانک مرکزی، افزایش نرخ ارز سرکوب می‌شود، در نتیجه در رگرسیون، افزایش تحریم همراه با افزایش بازده سهام است، درحالی‌که نرخ ارز رشد قابل ملاحظه‌ای نداشته است. این باعث می‌شود که به نظر برسد که متغیر تحریم در کوتاه‌مدت اثر مثبت بر بازده سهام دارد.

به‌منظور بررسی پایداری ضرایب، رابطه ARDL با افزودن یا حذف برخی متغیرهای کنترلی مانند قیمت نفت، شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص تولید صنعتی مجدداً تخمین زده می‌شود. همچنین تعداد وقفه‌های مدل تغییر داده می‌شود. علاوه‌براین، داده‌های سال ۱۳۸۸ به‌دلیل شرایط خاص این سال از نمونه حذف می‌شوند. در همه این تخمین‌ها، ضرایب رابطه بلندمدت به ویژه ضریب متغیر تحریم تقریباً ثابت باقی می‌ماند که نشان می‌دهد نتایج به‌دست آمده پایدار هستند.^۱

اکنون برای تأیید صحت نتایج به‌دست آمده، پسماندهای مدل بررسی می‌شوند. بر اساس

۱. نتایج تخمین‌ها در پیوست ج آمده است.

هر دو آزمون LM بروش- گادفری^۱ و همچنین آزمون جایگزین دوربین^۲، فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی تا وقفه دوم رد نمی‌شود (جدول ۲ پیوست). این در حالی است که بر اساس آزمون وایت^۳، فرضیه صفر واریانس همسانی میان پسماندها رد می‌شود (جدول ۳ پیوست). از آنجاکه مشکل واریانس ناهمسانی، استنباط در مورد معناداری ضرایب به دست آمده را می‌تواند مخدوش کند، برای برطرف کردن این مشکل از آماره t به دست آمده از روش نیووی- وست^۴ (۱۹۸۷) بهره گرفته می‌شود. (جدول ۷)، ضرایب و انحراف معیارهای به دست آمده از این روش را نشان می‌دهد.

جدول ۷: تخمین ضرایب معادله رگرسیون (۲) با استفاده از روش نیووی- وست

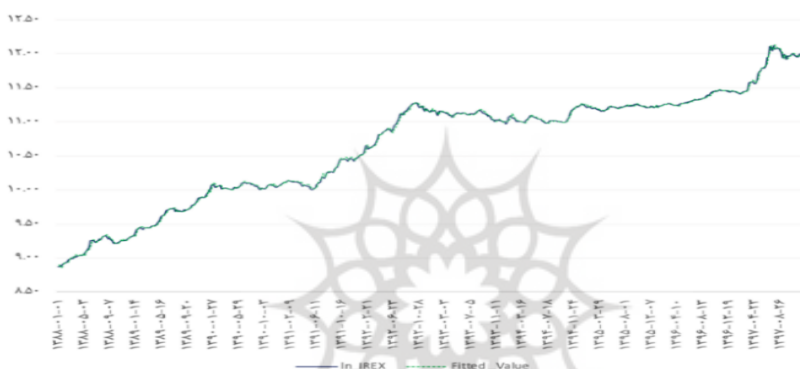
D.ln_IREX		Coef.	SR	D.ln_IREX		Coef.
		(Std. Err.)				(Std. Err.)
ADJ	L1.ln_IREX	-۰/۰۵۴*** (۰/۰۱۰)		D1.ln_Dollar		۰/۰۸۷*** (۰/۰۷۹۳)
LR	ln_Vol	۰/۳۴۵*** (۰/۰۴۰)		LD.ln_Dollar		۰/۱۰۰*** (۰/۰۹۸۹)
	ln_CI	۰/۲۷۸*** (۰/۰۱۲۰)		D1.ln_PPI		۰/۲۴۵*** (۲/۳۷۴)
	ln_Dollar	-۰/۰۲۶ (۰/۰۱۲۹)		D1.Sanc_Index		۰/۲۹۲*** (۱/۳۶۹)
	ln_PPI	۰/۹۶۸*** (۰/۳۷۲)		cons.		۰/۰۵۹ (۱/۱۴۴)
	Sanc_Index	-۸/۸۶۰*** (۱/۴۸۶)				

* $p < ۰/۱$; ** $p < ۰/۰۵$; *** $p < ۰/۰۱$

توضیحات: رگرسیون با داده‌های با تواتر هفتگی مربوط به دوره سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷. تعداد وقفه متغیرها با استفاده از معیار اطلاعاتی بیزین- شوارتز مشخص شده است. مقادیر خطای استاندارد تعدیل شده با استفاده از روش نیووی- وست در پرانتز گزارش شده است. D1 نشانگر تفاضل هر متغیر در زمان t و LD نشانگر وقفه تفاضل هر متغیر $(xt-1-xt-2)$ است.

1. Breusch-Godfrey
2. Durbin's Alternative
3. White Test
4. Newey and West

اکنون با وارد کردن ضرایب به دست آمده از **جدول (۷)** در معادله (۲) مقادیر شاخص بازار سهام تخمین زده می شود. **نمودار (۴)** از برازش این اطلاعات بر روی نمودار $\ln_IREX$ به دست آمده است. همان طور که از **نمودار (۴)** پیداست، به نظر می رسد که ضرایب به دست آمده از **جدول (۷)** به خوبی مقدار شاخص را برازش می کنند و هرگاه که شاخص از مقدار تخمین زده شده فاصله می گیرد، با یک فاصله زمانی نیروهای تعادلی آن را به سمت مقدار تخمین زده شده باز می گردانند.



نمودار ۴: برازش معادله ARDL تخمین زده شده روی لگاریتم شاخص کل بورس ایران

نتیجه گیری

تحریم پدیده ای است که اقتصاد ایران برای سال های متمادی با آن دست و پنجه نرم کرده است و این روند همچنان نیز ادامه دارد. به خصوص در سال های اخیر و با شدت گرفتن تحریم ها در بخش های مختلف، اثرهای مخرب آن بر اقتصاد کشور بیش از پیش نمایان گشته است. با وجود اهمیت بسیار زیاد این پدیده بر اقتصاد و بازارهای مالی، مطالعات اندکی در این زمینه انجام گرفته است. عمده این مطالعات پراکنده نیز اثر تحریم ها را به صورت مقطعی و به صورت یک رویداد تاریخی خاص بررسی نموده اند و روشی برای بررسی اثرهای بلندمدت آن در بخش های مختلف اقتصاد ارائه نکرده اند. هدف در این پژوهش ساخت شاخصی کمی برای تحریم بوده است تا بدین وسیله بتواند اثر آن در بازار سهام ایران را بسنجد. برای این منظور و با استفاده از اخبار و تحلیل های پیرامون تحریم منتشر شده در روزنامه ها، به وسیله روش تحلیل خودکار محتوا شاخصی کمی برای تحریم ساخته می شود. در

مرحله بعد، به منظور یافتن روشی برای آزمودن اثر بلندمدت آن بر بازار سهام از روش تصحیح جزء خطای ARDL استفاده شده است و مشاهده می‌شود که در بلندمدت و با کنترل اثر نرخ ارز و تورم، این شاخص تأثیر منفی و معناداری در شاخص بازار سهام گذاشته است. مزیت اصلی ساخت چنین شاخصی این است که به وسیله آن می‌توان در هر لحظه از زمان معیاری کمی برای تحریم به‌دست آورد و اثرهای آن بر مؤلفه‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و همچنین سیاسی را مورد بررسی قرار داد.

اظهاریه قدردانی:

نویسندگان از زحمات سردبیر محترم، داوران، کارشناسان و ویراستاران پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی کمال تشکر را دارند.

منابع

- Aggarwal, R., Inclan, C., & Leal, R. (1999). Volatility in emerging stock markets. *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 33-55. <https://doi.org/10.2307/2676245>
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Baumeister, R. F., Bratslavsky, E., Finkenauer, C., & Vohs, K. D. (2001). Bad is stronger than good. *Review of general psychology*, 5(4), 323-370. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.5.4.323>
- Cutler, D. M., Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). What moves stock prices? (No. w2538). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3305/jpm.1989.409212>
- Esfahani, N. N. (2016). The impact of macroeconomic variables on the stock market of the oil-exporting countries: The case of Iran. Alliant International University. <https://doi.org/10.22108/IES.2022.132763.1129>
- Fama, E. F. (1981). Stock prices, inflation, real activity and money. *Am. Econ. Rev.*, 71, 545-65.
- Grimmer, J., & Stewart, B. M. (2013). Text as data: The promise and pitfalls of automatic content analysis methods for political texts. *Political analysis*, 21(3), 267-297. <https://doi.org/10.1093/pan/mps028>
- Habibpour Moghaddam, E.; Barakchian, M.; Nili, M. (2021). The Role of Political Conflicts in the Severe Decline of the Investment in Iran During the 2010. *Iranian Journal of Economic Research*, 26(88), 45-87 <https://doi.org/10.22054/ijer.2021.52169.863>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Keshavarz, Gh. & Heidari, H. (2011). The Impact of Political News on Tehran Stock Exchange (AFIGARCA and MSM) Approach. *Journal of Economic Research*, 46(1), <http://dor.org/111-135.20.1001.1.00398969.1390.46.1.6.4>

- Keshavarz Haddad, Gh & Maanavi, H. (2009). Stock Market and Exchange Rates Interactions with Respect to Oil Shocks. *Iranian Journal of Economic Research*, 12(37). 155-177.
- Laudati, D., & Pesaran, M.H. (2021). Identifying the effects of sanctions on the Iranian economy using newspaper coverage. CESifo Working Paper No. 9217. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3898315>
- Laudati, Dario andonen, H., & Heimonen, K. (2015). Democracy, political risks and stock market performance. *Journal of International Money and Finance*, 59, 77-99. <http://dor.org/10.1016/j.jimonfin.2015.06.002>
- Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The journal of finance*, 20(4), 587-615. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1966.tb00280.x>
- Mehrara, M. (2007). The Relationship between Stock Market and Macroeconomic Variables: a Case Study for Iran. *Iranian Economic Review (IER)*, 12(1), 51-62.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 768-783.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1986). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelationconsistent covariance matrix (No. t0055). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/t0055>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Rozin, P., & Royzman, E. B. (2001). Negativity bias, negativity dominance, and contagion. *Personality and social psychology review*, 5(4), 296-320. <https://doi.org/10.1207/S15327957PSPR0504>
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Tetlock, P. C. (2007). Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market. *The Journal of finance*, 62(3), 1139-1168. <https://doi.org/10.2139/ssrn.685145>
- Tetlock, P. C., Saar-Tsechansky, M., & Macskassy, S. (2008). More than words: Quantifying language to measure firms' fundamentals. *The Journal of Finance*, 63(3), 1437-1467. <https://doi.org/10.2139/ssrn.923911>
- Treynor, J. L. (1961). Market value, time, and risk. *Time, and Risk* (August 8, 1961). <https://doi.org/10.2139/ssrn.2600356>

قدسی‌زاده، مهدی (۱۳۹۷)، «اندازه‌گیری نااطمینانی اقتصادی ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف.

(۱) شاخص کل بورس ایران^۱: شاخص کل بورس ایران (IREX) درواقع شاخصی است که از ترکیب شاخص بورس تهران^۲ و شاخص فرابورس ایران^۳ به‌دست می‌آید و معیاری برای کل بازار سهام ایران است. اطلاعات مربوط به این شاخص از تارنمای شرکت پردازش اطلاعات مالی پویا^۴ دریافت شده است. با تفاضل‌گیری از این شاخص، بازدهی آن به‌دست می‌آید:

$$IREX_Return = \ln \left(\frac{IREX_t}{IREX_{t-1}} \right)$$

(۲) حجم معاملات بازار بورس ایران: یکی از مؤلفه‌های تأثیرگذار بر شاخص کل بورس، حجم معاملات آن است. متغیر Vol درواقع حجم کل معاملات هفتگی بورس تهران و فرابورس ایران را نشان می‌دهد. اطلاعات مربوط به این شاخص از تارنمای شرکت مدیریت فناوری بورس تهران استخراج شده است. با تفاضل‌گیری از این شاخص، متغیر رشد حجم معاملات به‌دست می‌آید:

$$Vol_growth = \ln \left(\frac{Vol_t}{Vol_{t-1}} \right)$$

(۳) شاخص کالاهای پایه: یکی دیگر از مؤلفه‌های تأثیرگذار بر شاخص بازار، قیمت‌های جهانی کالاهای پایه است. برای این منظور از شاخص کالاهای پایه که توسط شرکت مدیریت سرمایه کیان^۵ به‌دست آمده، استفاده شده است. این شاخص درواقع از قیمت‌های جهانی نفت برنت، متانول، اوره، پلی‌اتیلن سنگین، بیلت فولادی CIS، مس LME و روی LME محاسبه شده است. تناوب این داده‌ها تا اواخر سال ۹۶ فصلی است و پس از آن روزانه می‌شود. در این پژوهش این شاخص به‌صورت هفتگی با توجه به داده‌های تاریخی موجود بازتولید و استفاده شده است. متغیر رشد این شاخص به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$CI_growth = \ln \left(\frac{CI_t}{CI_{t-1}} \right)$$

(۴) قیمت دلار به ریال: همان‌طور که در مقدمه پژوهش نیز مطرح شد، یکی از عوامل اصلی

1. IREX
2. TEDPIX
3. IFX
4. www.bourseview.com
5. www.kian.capital

تأثیرگذار بر شاخص بازار، نرخ دلار است. برای این منظور داده‌های روزانه نرخ دلار بازار آزاد که از تارنمای شرکت داده‌پردازی اطلاعات مالی پویا استخراج شده است را هفتگی و سپس از آن استفاده شده است. برای اینکه سنجهای مانا از نرخ دلار به دست آید، از نرخ رشد آن استفاده می‌کنیم که به شکل زیر محاسبه شده است:

$$Dollar_growth = \ln\left(\frac{Dollar_t}{Dollar_{t-1}}\right)$$

۵) شاخص قیمت تولیدکننده: از دیگر مؤلفه‌های مهم و تأثیرگذار بر شاخص بازار، شاخص قیمت تولیدکننده (PPI) است. برای این منظور از داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۱ استفاده شده است. تناوب داده‌ها ماهیانه است. برای اینکه سنجهای مانا از آن به دست آید، نرخ رشد آن که درواقع بیانگر تورم تولیدکننده است، به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$PPI_growth = \ln\left(\frac{PPI_t}{PPI_{t-1}}\right)$$

۶) شاخص تحریم: به‌عنوان آخرین متغیر کنترلی، شاخص تحریم (Sanc_Index) به‌دست آمده در بخش ۱-۳ در مدل وارد می‌شود. حال برای اینکه از این شاخص سنجهای مانا به‌دست آید، این شاخص به شکل زیر استانداردسازی می‌شود:

$$adj_Sanc_Index = \frac{Sanc_Index - \mu_{Sanc_Index}}{\sigma_{Sanc_Index}}$$

که در این رابطه μ_{Sanc_Index} میانگین یک‌ماه گذشته $Sanc_Index$ و σ_{Sanc_Index} انحراف معیار یک‌ماه گذشته آن است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ب - نتایج آزمون‌ها

جدول ۸: آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته

متغیر	Z(t)	p- value	متغیر	Z(t)	p- value
ln_IRES	-۱/۱۶۹	۰/۶۸۶۶	D1.ln_IRES	-۶/۴۴۳	۰/۰۰۰۰
ln_Vol	-۲/۱۳۲	۰/۲۳۱۹	D1.ln_Vol	-۴/۳۵۸	۰/۰۰۰۴
ln_CI	-۱/۷۸۰	۰/۳۹۰۵	D1.ln_CI	-۶/۴۵۸	۰/۰۰۰۰
ln_Dollar	۰/۱۳۷	۰/۹۶۸۵	D1.ln_Dollar	-۶/۳۲۳	۰/۰۰۰۰
ln_PPI	-۰/۶۷۸	۰/۸۵۲۴	D1.ln_PPI	-۵/۳۶۷	۰/۰۰۰۰
Sanc_Index	-۲/۵۴۰	۰/۱۰۶۱	D1.Sanc_Index	-۳/۴۶۴	۰/۰۰۹۰

توضیحات: نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته. ستون سمت چپ متغیرهای در سطح و ستون سمت راست تفاضل این متغیرها را نشان می‌دهد. D1 نشانگر تفاضل هر متغیر در زمان $t(X_t - X_{t-1})$ است. برای همه متغیرهای در سطح، فرضیه صفر وجود ریشه واحد در سطح ۱ درصد رد نمی‌شود و برای تفاضل همه این متغیرها فرضیه صفر در سطح ۱ درصد رد می‌شود؛ بنابراین همه متغیرهای مورد بررسی $I(1)$ هستند.

جدول ۹: آزمون‌های خودهمبستگی پسماندها برای معادله رگرسیون (۲)

		Durbin's alternative test		Breusch-Godfrey LM test	
lags (p)	df	chi2	Prob > chi2	chi2	Prob > chi2
۱	۱	۳/۲۴۷	۰/۰۷۱۶	۳/۳۰۳	۰/۰۶۹۲
۲	۲	۳/۳۷۸	۰/۱۸۴۷	۳/۴۴۲	۰/۱۷۸۹

جدول ۱۰: آزمون وایت برای بررسی واریانس همسانی میان پسماندهای معادله رگرسیون (۲)

chi2	Prob > chi2
۲۳۱/۳۳	۰۰۰/۰

ج - آزمون پایداری ضرایب

معادله رگرسیون با افزودن متغیرهای دیگری مثل لگاریتم شاخص تولیدات صنعتی ($\ln_{IP}$) و همچنین لگاریتم قیمت نفت اوپک ($\ln_{Opec}$) نیز تخمین زده شده بود؛ اما به دلیل معنادار نبودن ضریب این متغیرها در همه رگرسیون‌ها، این دو متغیر از معادله رگرسیون حذف شده بودند. حال برای سنجش پایداری ضرایب به دست آمده، جایگشت‌های مختلفی از متغیرهای مورد استفاده در

معادله رگرسیون اصلی و همچنین دو متغیر $\ln_IP$ و $\ln_Opec$ وارد معادله رگرسیون می‌شود تا ضرایب به‌دست آمده با یکدیگر مقایسه و پایداری ضرایب مورد آزمون قرار گیرد. جدول زیر ضرایب بلندمدت به‌دست آمده از تعداد وقفه بهینه بیزین- شوارتز و همچنین آکائیک را برای حالت‌های مختلف معادله رگرسیون نشان می‌دهد:

جدول ۱۱: تخمین ضرایب بلندمدت معادله رگرسیون (۲) برای جایگشت متغیرهای مورد بررسی

	BIC	BIC	BIC	BIC	AIC	AIC	AIC	AIC
D.ln_IREX	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)
ADJ L1.ln_IREX	-۰.۰۵۴ *** (۰.۰۰۹)	-۰.۰۵۴ *** (۰.۰۰۹)	-۰.۰۵۷ *** (۰.۰۱۰)	-۰.۰۵۷ *** (۰.۰۱۰)	-۰.۰۳۳ *** (۰.۰۱۰)	-۰.۰۳۳ *** (۰.۰۱۰)	-۰.۰۳۲ *** (۰.۰۱۱)	-۰.۰۳۲ *** (۰.۰۱۱)
LR ln_Vol	۰.۳۴۵ *** (۰.۰۵۴)	۰.۳۴۵ *** (۰.۰۵۴)	۰.۳۳۳ *** (۰.۰۵۱)	۰.۳۳۳ *** (۰.۰۵۱)	۰.۲۶۸ *** (۰.۰۷۸)	۰.۲۶۸ *** (۰.۰۷۸)	۰.۲۷۱ *** (۰.۰۸۱)	۰.۲۷۱ *** (۰.۰۸۱)
ln_CI	۰.۲۷۸ *** (۰.۱۰۲)	۰.۳۹۵ * (۰.۲۲۷)	۰.۲۹۴ *** (۰.۰۹۸)	۰.۳۸۴ * (۰.۲۱۶)	۰.۲۷۴ * (۰.۱۶۴)	۰.۳۶۴ (۰.۳۶۴)	۰.۲۶۸ (۰.۱۷۱)	۰.۳۶۷ (۰.۳۷۴)
ln_Dollar	-۰.۰۲۶ (۰.۱۰۷)	-۰.۰۰۱ (۰.۱۱۸)	-۰.۰۲۶ (۰.۱۰۲)	-۰.۰۰۷ (۰.۱۱۲)	۰.۱۱۱ (۰.۲۱۳)	۰.۱۲۹ (۰.۲۲۷)	۰.۱۱۴ (۰.۲۱۹)	۰.۱۳۴ (۰.۲۳۴)
ln_PPI	۰.۹۶۸ *** (۰.۱۸۸)	۰.۹۳۱ *** (۰.۲۰۴)	۱.۰۰۸ *** (۰.۱۷۸)	۰.۹۷۸ *** (۰.۱۹۴)	۰.۹۲۴ *** (۰.۳۳۳)	۰.۸۹۶ * (۰.۳۵۳)	۰.۹۰۷ *** (۰.۳۴۹)	۰.۸۷۵ * (۰.۳۷۵)
Sanc_Index	-۸.۸۶۰ *** (۲.۱۴۳)	-۸.۸۵۴ *** (۲.۱۴۳)	-۸.۸۸۸ *** (۲.۰۴۰)	-۸.۸۸۲ *** (۲.۰۴۵)	-۸.۰۱۴ * (۴.۳۵۹)	-۸.۰۲۵ * (۴.۳۵۵)	-۷.۸۴۴ * (۴.۴۹۵)	-۷.۸۳۴ * (۴.۵۰۰)
ln_Opec	- (۰.۱۰۹)	-۰.۰۶۳ (۰.۱۰۹)	- (۰.۱۰۵)	-۰.۰۴۹ (۰.۱۰۵)	- (۰.۱۷۵)	-۰.۰۴۸ (۰.۱۷۵)	- (۰.۱۷۵)	-۰.۰۵۴ (۰.۱۸۱)
ln_IP	-	-	۰.۲۴۹ (۰.۲۲۸)	۰.۲۳۸ (۰.۲۳۰)	-	-	-۰.۰۹۹ (۰.۴۴۰)	۰.۱۱۲ (۰.۴۴۴)

توضیحات: BIC به معنای تعداد وقفه بهینه به‌دست آمده از معیار اطلاعاتی بیزین- شوارتز و AIC به معنای تعداد وقفه بهینه به‌دست آمده از معیار اطلاعاتی آکائیک است.

همان‌طور که از مقایسه ضرایب به‌دست آمده از جدول (۱۱) پیداست، مشاهده می‌شود که ضرایب متغیرها در معادله بلندمدت تقریباً ثابت باقی می‌مانند که به معنای پایداری ضرایب تخمین زده شده است. همچنین برای اطمینان بیشتر از پایداری ضرایب به‌دست آمده، پس از حذف داده‌های سال ۱۳۸۸ - به‌دلیل شرایط ویژه آن سال - رگرسیون انجام شده در جدول (۴) تکرار می‌شود که نتایج آن در جدول (۱۲) آمده است:

جدول ۱۲: تخمین ضرایب معادله رگرسیون (۲) پس از حذف داده‌های سال ۱۳۸۸

D.ln_IREX		Coef. (Std. Err.)	D.ln_IREX		Coef. (Std. Err.)
ADJ	L1.ln_IREX	-.۰۵۲ *** (۰.۰۱۰)	SR	D1.ln_Dollar	۰.۰۹۱ *** (۰.۰۲۷)
LR	ln_Vol	۰.۳۷۹ *** (۰.۰۶۴)		LD.ln_Dollar	۰.۱۰۳ *** (۰.۰۲۶)
	ln_CI	۰.۳۴۳ ** (۰.۱۳۵)		D1.ln_PPI	۰.۲۴۷ *** (۰.۰۷۰)
	ln_Dollar	-.۰۵۷ (۰.۱۱۸)		D1.Sanc_Index	۰.۲۹۷ *** (۰.۰۸۷)
	ln_PPI	۰.۹۸۵ *** (۰.۲۰۹)		cons.	-.۰۹۸ (۰.۰۶۵)
	Sanc_Index	-۹.۱۷۵ *** (۲.۳۹۷)			
Number of obs = ۴۶۵			Adj R-squared = ۰.۲۶۴		

با مقایسه ضرایب به‌دست آمده از [جدول \(۱۲\)](#) در مقابل ضرایب موجود در [جدول \(۴\)](#)، مشاهده می‌شود که ضرایب نسبتاً پایدار باقی مانده‌اند.

نحوه ارجاع به مقاله:

محمودی میمند، محمد؛ ابراهیم‌نژاد، علی، و برکچیان، سیدمهدی (۱۴۰۳). ساخت شاخص تحریم با استفاده از روش تحلیل خودکار محتوا و بررسی اثر آن در بازار سهام تهران. *پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی*، ۲۹(۴)، ۶۳-۹۴.

Mahmoudi Meymand, M., Ebrahimnejad, A. & Barakchian, M. (2024). Constructing a Sanctions Index Using Automated Content Analysis and Examining Its Impact on the Tehran Stock Exchan. *Economic and Planning Research*, 29(4), 63-94.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.29.4.63>

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.

