Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

Spillover between Tehran Stock Exchange and International Oil Market

Mostafa Tehrani
*Corresponding Author, Ph.D. Candidate, Department of Financial Management, Kish International Campus, University of Tehran, Kish, Iran. E-mail: mostafatehrany@outlook.com

Albert Boghosian
Assistant Prof., Department of Social and Behavioral Sciences, Kish International Campus, University of Tehran, Kish, Iran. E-mail: albertboghosian@ut.ac.ir

Sayyed Mojtaba Mirlohi
Assistant Prof., Faculty of Industrial Engineering & Management, Shahrood University of Technology, Shahrood, Iran. E-mail: mirlohism@shahroodut.ac.ir

Abstract

Objective: Financial spillovers are commonly defined as occurrences where fluctuations in the price of an asset in one country (or region) trigger changes in the prices of the same asset or other assets in another country (or region). Our country's economy, since the discovery of oil in it; has always relied on this product. It is common among stock market participants that the price of this product fluctuates; it causes fluctuations in the stock market. The present article seeks to investigate the existence of spillover between the Tehran Stock Exchange and the oil market.

Methods: Using daily data on daily returns on the Tehran Stock Exchange index and West Texas Intermediate oil prices during the period December 5, 2008, to November 4, 2019, and the vector autoregressive model we examined spillover between the two markets. This article also examines the Granger causality test between the two markets.

Results: After performing the augmented Dickey-Fuller test and ensuring the stationary of both time-series data; the vector autoregressive model was estimated. Length of optimal lags; With regard to the Akaike information criteria; was determined seven days. According to the results of this article, there is no spillover between the two markets and oil and the stock market are no other cause

of fluctuation. In the time series returns on the index; everyday return has a significant relationship with a return of one day; two days; three days; five days and seven days ago. Oil returns have no significant relationship with their amount in any of the previous seven days except the previous day. According to the Granger causality test, the p-value (prob.) in both directions was more than 5%, and therefore the return on oil and the index are not the other cause of the Granger test. Also based on the impulse response function (IRF); the shock to the index and oil returns decays after twelve and eight days, respectively.

Conclusion: Contrary to what was expected; there is no spillover between the two markets. As a result, other factors are involved in changing prices and causing stock market shocks.

Keywords: Spillover, VAR (Vector Autoregressive), Granger Causality

Citation: Tehrani, Mostafa; Boghosian, Albert and Mirlohi, Sayyed Mojtaba (2021). Spillover between Tehran Stock Exchange and International Oil Market. *Financial Research Journal*, 23(3), 466-481. https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.312616.1007087 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2021, Vol. 23, No.3, pp. 466-481
https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.312616.1007087
© Mostafa Tehrani, Albert Boghosian and Sayyed Mojtaba Mirlohi
Published by University of Tehran, Faculty of Management

Article Type: Research Paper
Received: October 29, 2020
Accepted: June 08, 2021

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

شاپا چاپی: ۱۰۲۴-۸۱۵۳
شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۵۳۷۷
تحقیقات مالی

بررسی سرریز بین بازار سهام و بازار نفت

مصطفی طهرانی
* نویسنده مسئول، دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، پردیس بین‌المللی کیش دانشگاه تهران، کیش، ایران. رایانامه: mostafatehrany@outlook.com

آلبرت بغزیان
استادیار، گروه علوم اجتماعی و رفتاری، پردیس بین‌المللی کیش دانشگاه تهران، کیش، ایران. رایانامه: albertboghosian@ut.ac.ir

سید مجتبی میرلوحی
استادیار، گروه مدیریت دانشکدهٔ صنایع و مدیریت، دانشگاه صنعتی شاهرود، شاهرود، ایران. رایانامه: mirlohism@shahroodut.ac.ir

چکیده

هدف: سرریز مالی به رخدادهایی گفته می‌شود که طی آن، نوسان‌های قیمت دارایی در کشور یا منطقه‌ای باعث می‌شود که در کشور یا منطقه دیگر، قیمت همان دارایی یا دارایی‌های دیگر تغییر کند. از زمان کشف نفت در ایران، همواره اقتصاد کشور متکی به آن بوده است. در بین فعالان بازار سهام، این تفکر رایج است که فراز و فرود قیمت این محصول، موجب می‌شود که بازار سهام نوسان پیدا کند. مقاله حاضر در پی بررسی وجود سرریز بین بورس تهران و بازار نفت است.

روش: با استفاده از داده‌های بازده روزانه روی شاخص بازار بورس تهران و قیمت نفت وست تگزاس اینتر میدییت طی دوره ۱۳۸۷/۰۹/۱۵ تا ۱۳۹۸/۰۸/۱۳ (پنجم دسامبر ۲۰۰۸ تا چهارم نوامبر ۲۰۱۹) و مدل خودرگرسیون برداری، سرریز بین دو بازار بررسی شده است. افزون بر این، در مقاله حاضر، به بررسی علیت گرنجری بین دو بازار نیز پرداخته شده است.

یافته‌ها: پس از اجرای آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و اطمینان از مانایی هر دو سری زمانی داده‌ها، مدل خودرگرسیون برداری تخمین زده شد. با عنایت به معیار اطلاعاتی آکائیک، تعداد وقفه‌های بهینه هفت روز مدنظر قرار گرفت. بر اساس نتایج، سرریز بین دو بازار وجود ندارد؛ به این معنا که نفت و بازار سهام عامل نوسان یکدیگر نیستند. در سری زمانی بازده شاخص، بازده هر روز با بازده یک، دو، سه، پنج و هفت روز قبل رابطه معنادار دارد. بازده نفت نیز با مقدار خود در هیچ‌کدام از هفت روز پیشین به‌جز روز قبل رابطه معنادار ندارد. بر اساس آزمون علیت گرنجر، مقدار پی در هر دو جهت بیش از ۵درصد بود، از این رو بازده نفت و شاخص، هیچ‌یک علت گرنجری دیگری نیست. بر اساس تابع تکانه پاسخ، شوک وارده بر بازده شاخص و نفت، به‌ترتیب بعد از دوازده و هشت روز میرا می‌شود.

نتیجه‌گیری: بر خلاف آنچه انتظار می‌رفت؛ سرریز بین دو بازار وجود ندارد. در نتیجه عوامل دیگری در تغییر قیمت‌ها و بروز شوک در بازار سهام دخیل است.

کلیدواژه‌ها: سرریز، خودرگرسیون برداری، علیت گرنجری

استناد: طهرانی، مصطفی؛ بغزیان، آلبرت؛ میرلوحی، سیدمجتبی (۱۴۰۰). بررسی سرریز بین بازار سهام و بازار نفت. *تحقیقات مالی*، ۲۳(۳)، ۴۶۶- ۴۸۱.

تحقیقات مالی، ۱۴۰۰، دوره ۲۳، شماره ۳، صص. ۴۶۶- ۴۸۱
دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۰۸، پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۱۸
© مصطفی طهرانی، آلبرت بغزیان و سید مجتبی میرلوحی
https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.312616.1007087
نوع مقاله: علمی پژوهشی
ناشر: دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

سرریز نوسان‌ها، پدیده انتقال اطلاعات بین بازارهای مختلف است. نوسان در بازار نه تنها از نوسان‌های قبلی خود نشئت می‌گیرد، بلکه از نوسان‌های بازارهای دیگر هم تأثیر می‌پذیرد. علم به ارتباط بین بازارهای مختلف همانند بازار مسکن، فلزات گرانبها، کالاها، انرژی و بازارهای مالی، برای سرمایه‌گذاران در اوراق بهادار اطلاعی ضروری تلقی می‌شود. سرمایه‌گذاری که به حرکت توأمان این بازارها واقف باشد، هوشمندانه تصمیم‌گیری می‌کند. همچنین، امکان ایجاد تنوع بهتر در سبد سرمایه‌گذاری و پوشش ریسک نیز با استفاده از گزینه‌های مختلف سرمایه‌گذاری با اطلاع از حرکت بازارها با یکدیگر میسر می‌شود.

از منظر تئوریک، سرمایه‌گذاران قادرند ریسک خود را متنوع کنند و سبدی بهینه با سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی که هم‌بستگی پایینی با یکدیگر دارند، تشکیل دهند. این نوع متنوع‌سازی در بازارهای نامطمئن و پُرنوسانی همچون بازار ما ارزشمند است.

با وجود این، به‌دلیل تغییر هم‌بستگی طی زمان، انجام چنین کاری در عمل آسان نیست. بدتر اینکه در دوره‌های تلاطم بازارهای مالی[1] هم‌بستگی بین بعضی از بازارهای سهام به‌دلیل آثار سرریز[2] تشدید می‌شود (لانگن و سالنک[3]، ۱۹۹۵ و ۲۰۰۱؛ چیانگ، جین و لی[4]، ۲۰۰۷؛ آنتونیو، پستو و استیونس[5]، ۲۰۰۷ مارکوات و سولنیک[6]، ۲۰۰۹). این ساختار دردسرساز برای مدت زمان درخور ملاحظه‌ای دوام دارد، از این رو، مزایای ناشی از متنوع‌سازی را حتی برای سبدهای سهام به‌خوبی متنوع شده تقلیل می‌دهد (ارونزا، هاگن و هانگ[7]، ۱۹۹۹؛ انگ و بکائرت[8]، ۲۰۰۲؛ کاپیلو، انگل و شپرد[9]، ۲۰۰۶؛ دریسن و لائون[10]، ۲۰۰۷؛ یو و دایگلر، ۲۰۱۰).

رکودهای مالی پی‌درپی جهانی از دهۀ ۱۹۹۰ وضعیت مذکور را بدتر کرده است و سرمایه‌گذاران و مدیران پورتفولیو، به‌دنبال راه‌های جایگزین برای متنوع‌سازی اوراق بهادار خود و کاهش ریسک هستند. از این رو، کالاها[11] و مشتقات منتشره روی آنها، به‌عنوان دارایی حائز شرایط برای متنوع‌سازی مطرح شدند.

ارزش کالاها، در مقایسه با سهام، ثبات بیشتری دارد. به‌علاوه چون محرک قیمت آنها به‌صورت نظری متفاوت با محرک قیمت سهام است و به ساختار عرضه و تقاضا روی خود این کالاها در بازار فیزیکی کالا بستگی دارد، فرصتی برای پوشش ریسک سبد سهام محسوب می‌شود. به علاوه؛ کالاها گزینۀ مناسبی برای محافظت در برابر تورم ناگهانی و سایر ریسک‌های کلان هستند. سبدهای اوراق با درآمد ثابت، با افزایش تورم مشمول افت ارزش می‌شوند. اما قیمت

1. Turbulent financial market periods
2. Spillover
3. Longin and Solnik
4. Chiang, Jeon and Li
5. Antoniou,Pescetto and Stevense
6. Markwat and Solnik
7. Errunza, Hogan and Hung
8. Ang and Bekaert
9. Capiello, Engle and Sheppard
10. Driessen and Laeven
11. Commodities

کالاها با افزایش تورم تعدیل می‌شود. با افزایش قابل اعتنای تقاضا برای سرمایه‌گذاری در کالاها در دهۀ گذشته؛ علاقه به سرمایه‌گذاری در صندوق‌هایی که در کالاها و مشتقات روی کالاها سرمایه‌گذاری می‌کنند، افزایش یافت. این امر موجب تغییر استراتژی‌های سرمایه‌گذاری در سرتاسر دنیا به طور اساسی شده است.

به نظر می‌رسد در دهۀ اخیر، کالاها مزایایی را برای سرمایه‌گذاران به ارمغان آورده‌اند؛ اما بروز دو تغییر می‌بایست مورد توجه قرار گیرد. اول اینکه افزایش تقاضا از سوی بازارهای نوظهور که امروزه در اقتصاد جهانی ادغام شده است، موجودی کالای جهانی را با محدودیت مواجه کرده است و پویایی وضعیت عرضه و تقاضا دچار تغییر شده و نوسان‌های قیمت کالاها افزایش یافته است. دوم اینکه مالی‌سازی[1] کالاها از طریق صندوق‌های مبتنی بر کالا[2] باعث شده است که بازارهای کالایی با عواملی غیر از عرضه و تقاضای کالا نیز تحریک شود.

در ایران، عموماً سرمایه‌گذاری‌ها به سهام محدود است. این پژوهش با بررسی سرریز بین بازار سهام و نفت که کالای اساسی اقتصاد ایران محسوب می‌شود، علاوه‌بر کشف رابطۀ این دو بازار، راهی برای متنوع‌سازی سرمایه‌گذاری در سهام با این کالا ارائه می‌دهد.

پیشینۀ پژوهش

ادبیات نظری مربوط به سرریز ریسک بین بازار کالا و سهام اندک است. کرتی، جوتز و میگنن[3] (۲۰۱۳) انتقال نوسان بازده‌های قیمتی را بین ۲۵ کالا، شامل فلزات غیرآهنی و فلزات گرانبها، انرژی، کشاورزی، غذا، دام و بازار سهام بررسی کردند و نشان دادند که هم‌بستگی بین بازارهای کالایی و بازار سهام از ابتدای بحران مالی ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ بسیار پُرنوسان بوده است. سادورسکی[4] (۲۰۱۴) سرریز نوسان بین بازارهای سهام نوظهور کالاهای مختلف را بررسی کرد. وی تأثیر سرایت‌گونه[5] بین این بازارها و این موضوع را که نفت ارزان‌ترین پوشش برای بازارهای نوظهور تلقی می‌شود، کشف کرد. اولسن، ویویان و وهر[6] (۲۰۱۴) نشان دادند که بازده‌های پایین بازار سهام ایالات متحده، به افزایش فوق‌العادۀ نوسان قیمت انرژی منجر می‌شود. نتیجۀ دیگر این پژوهش، واکنش اندک نوسان بازار سهام به شوک قیمت انرژی بود. افزون بر این، مشخص شد که معمولاً شاخص انرژی، ابزار ضعیفی برای پوشش ریسک است. منسی، حموده، شهزاد و شهباز[7] (۲۰۱۵) نیز هم‌بستگی بین بازار سهام عربستان سعودی (تداول) و کالاهایی چون طلا، نقره، نفت، برنج، گندم و ذرت را بررسی کردند. این پژوهشگران به ویژگی‌های حافظۀ بلندمدت و ساختار غیرمتقارن در نوسان شرطی دست یافتند و نشان دادند که هم‌بستگی تغییرکننده طی زمان، بین بازار سهام عربستان سعودی و کالاهای نمونه به استثنای جفت

1. Financialization
2. Commodity-based funds
3. Creti, Joets and Mignon
4. Sadorsky
5. Contagion effect
6. Olson, Vivian and Wohar
7. Mensi, Hammoudeh, Shahzad, Shahbaz

تداول[1] ـ نقره برای سایر موارد معنادار نیست. نانتامیز و ژو[2] (۲۰۱۵) دوره‌های بازار گاوی و خرسی[3] را در قیمت‌های کالاها و سهام شرکت‌های کانادایی که فعالیت اصلی آنها کاوش و بازاریابی آن کالاها بود، شناسایی کردند و به بررسی وجود ارتباط بین آنها پرداختند. نتیجهٔ تحقیق حاکی از وجود شواهد محدود دالّ بر یکسان بودن فازهای گاوی/خرسی هر سهم و فاز شناسایی‌شده در کالای مدنظر بود. ژنگ[4] (۲۰۱۷) ارتباط بین نفت و بازارهای سهام مختلف دنیا را با بهره‌گیری از روش شاخص سرریز دیبولد ـ ییلماز[5] بررسی کرد. وی دریافت که شوک‌های نفت، نقش محدودی در بازار سهام ایفا می‌کند. کنگ، مکلور و یون[6] (۲۰۱۷) نیز سرریز بین بازار آتی نفت، فلزات گرانبها و محصولات کشاورزی را با روش شاخص سرریز دیبولد ـ ییلماز بررسی کردند. این محققان، بازده و سرریز دوطرفه بین بازارهای آتی کالایی را تأیید کردند. بر اساس نتایج آنان،طلا و نقره انتقال‌دهندهٔ خالص[7] بازده و شوک‌های نوسان به سایر بازارهای آتی کالایی و ذرت، برنج، نفت و گندم دریافت‌کنندهٔ[8] بازده و شوک‌ها هستند. یون، ممون، یودین و کنگ[9] (۲۰۱۹) سرریز بازده را از هفت بازار سهام (چین، هنگ کنگ، ژاپن، کره سنگاپور و ایالات متحده) به اوراق قرضهٔ ۱۰سالهٔ خزانه‌داری دولت ایالات متحده[10]، ارز (شاخص دلار ایالات متحده) و آتی کالا (نفت خام وست تگزاس اینتر میدییت[11] و طلا) با استفاده از رویکرد دیبولد ـ ییلماز تحلیل کردند. این پژوهشگران به شواهدی دست یافتند که نشان می‌داد بازار سهام ایالات متحده، در شوک سرریز بازده مهم‌ترین نقش را دارد. نتیجه دیگر این پژوهش نشان داد که سرریز بین بازارهای مالی و آتی طی بحران مالی جهانی[12] تشدید شده است. ژو، ما، چن و ژنگ[13] (۲۰۱۹) سرریز ریسک نامتقارن را بین بازارهای مالی و نفت در اقتصادهای ایالات متحده و چین بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که سرریز نوسان بد بر سرریز نوسان خوب غلبه دارد که شاهدی بر سرریز ریسک نامتقارن تلقی می‌شود.

در ایران، سید حسینی و سید ابراهیمی (۱۳۹۲) در مقالهٔ خود به مدل‌سازی مقایسه‌ای سرایت تلاطم با در نظر گرفتن حافظهٔ بلندمدت بین شاخص سه گروه صنعت خودرو و ساخت قطعات، واسطه‌گری مالی (لیزینگ) و ماشین‌آلات و تجهیزات طی دورهٔ ۱۳۸۳/۰۶/۰۳ تا ۱۳۸۷/۰۶/۳۱ پرداختند. نتیجهٔ پژوهش نشان داد که FBEKK (1,d,1) نسبت به BEKK (1,1) تصریح دقیق‌تری را فراهم می‌کند. آنها پارامتر حافظه بلندمدت (d) را طی فرایند مدل‌سازی لحاظ و برآورد کرده‌اند.

شاهوردی (۱۳۹۶) با استفاده از مدل VAR-GARCH و جمع‌آوری داده‌های ماهانهٔ قیمت نفت اوپک و شاخص

1. Tadawul
2. Ntantamis and Zhou
3. Bullish and bearish market periods
4. Zhang
5. Diebold-Yilmaz spillover index methodology
6. Kang, Mclver and Yoon
7. Net transmitters
8. Receiver
9. Yoon, Mamun, Uddin and Kang
10. 10-year US Treasury bond
11. West Texas Intermediate (WTI)
12. Global Financial Crisis (GFC)
13. Xu, Ma, Chen and Zhang

قیمت سهام ایران، از فروردین ۸۸ تا فروردین ۹۶، وجود سرریز را بررسی کرد و به این نتیجه رسید که در بلندمدت این رابطه از بازار نفت به بازار سهام یک‌طرفه و منفی است.

ممی‌پور و فعلی (۱۳۹۶) اثر سرریز نوسان‌های قیمت نفت بر ۳۷ صنعت را با استفاده از داده‌های هفتگی سال‌های ۸۷ تا ۹۵ به‌کمک روش تجزیهٔ واریانس بررسی کردند و دریافتند که اثرهای سرریز مهمی بین دو بازار وجود ندارد.

عیوضلو باجلان و چهارراهی (۱۳۹۷) نیز به بررسی اثر نااطمینانی قیمت طلا و قیمت نفت خام بر بازده شاخص قیمت سهام بانک‌ها پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که نااطمینانی قیمت طلا و نااطمینانی قیمت بر بازده شاخص سهام بانک، اثر منفی و معناداری می‌گذارد و میزان تأثیرپذیری بازده شاخص بانک‌ها از نااطمینانی قیمت طلا بیشتر از نااطمینانی قیمت نفت است.

کریمی، حیدریان و دهقان جبار آبادی (۱۳۹۷) با استفاده از مدل‌های گارچ چندمتغیره، تأثیر سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران را به‌صورت جداگانه قبل و بعد از تحریم و بعد از برجام با استفاده از داده‌های هفتگی بررسی کردند و به نتایج متفاوتی از قبیل عدم وجود رابطه، رابطهٔ یک طرفه و دو طرفه با توجه به رخدادهای اقتصادی ـ سیاسی دست یافتند.

روش‌شناسی پژوهش

به‌منظور بررسی سرریز بین بازار بورس تهران و بازار جهانی نفت، شاخص کل بازار بورس تهران و قیمت نفت وست تگزاس اینترمیدییت، نمایندهٔ این دو بازار انتخاب شد. بازده لگاریتمی روزانه روی این دو متغیر، طی ۱۳۸۷/۰۹/۱۵ تا ۱۳۹۸/۰۸/۱۳ (پنجم دسامبر ۲۰۰۸ تا چهارم نوامبر ۲۰۱۹) محاسبه شد و به‌عنوان داده در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفت. مدل استفاده‌شده در این کار، خودرگرسیون برداری[1] است. مدل خودرگرسیون برداری، تلفیقی از مدل سری زمانی تک متغیره[2] و مدل معادلات هم‌زمان[3] است. مدل خودرگرسیون برداری این پژوهش دومتغیره[4] است که در آن، مقدار جاری هر یک از این متغیرها به ترکیبات گوناگون «کا» مقدار پیشین از هر دو متغیر و مقادیر خطا بستگی دارد:

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \cdots + \beta_{1k}y_{1t-k} + \alpha_{11}y_{2t-1} + \cdots + \alpha_{1k}y_{2t-k} + u_{1t} \quad \text{رابطهٔ ۱)}$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \cdots + \beta_{2k}y_{2t-k} + \alpha_{21}y_{1t-1} + \cdots + \alpha_{2k}y_{1t-k} + u_{2t} \quad \text{رابطهٔ ۲)}$$

که در آن: y_{1t} و y_{2t} به‌ترتیب بازده روی نفت و شاخص و u_{it}(i=۱,۲) جملات اختلال نوفهٔ سفید[5] با میانگین صفر است. شایان ذکر است که جملات اختلال در این دو رابطه از یکدیگر مستقل‌اند.

مدل خودرگرسیون برداری در مقایسه با مدل‌های معادلات ساختاری هم‌زمان مزیت‌های شایان توجهی دارد. برای

1. VAR(Vector Autoregressive Model)
2. Univariate time series model
3. Simultaneous equations model
4. Bivariate VAR
5. White noise disturbance terms

مثال، لازم نیست مشخص شود که کدام یک از متغیرها برون‌زا یا درون‌زا[1] هستند. در این مدل، تمام متغیرها درون‌زا در نظر گرفته می‌شود. به‌علاوه، پیش‌بینی‌های این مدل بهتر از مدل‌های ساختاری متعارف و سنتی است (بروکز، ۲۰۰۸).

پیش از به‌کار بردن مدل خودرگرسیون برداری، لازم است مانایی[2] دو سری زمانی یاد شده (بازده روزانه روی نفت و شاخص) آزمون شود؛ زیرا در صورت نامانایی متغیرها، ممکن است با پدیدهٔ رگرسیون کاذب مواجه شویم. آزمون متعارف مانایی، آزمون ریشهٔ واحد[3] است که در این پژوهش از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[4] شده است.

انتخاب طول وقفهٔ بهینه[5] در مدل خودرگرسیون برداری نیز محل تأمل است. تئوری‌ها در این باره معمولاً ساکت هستند. برای تعیین طول وقفهٔ بهینه در این کار، از معیار اطلاعاتی[6] استفاده شده است. همچنین از آزمون علیت گرنجر[7] برای بررسی وجود رابطهٔ علی بین دو سری استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

اطلاعات توصیفی دو سری زمانی مورد استفاده در مقاله در جدول ۱ نشان داده شده است. در این جدول، متغیرهای دو ستون اول و دوم به‌ترتیب، بازده لگاریتمی روزانهٔ شاخص و بازده لگاریتمی قیمت نفت وست تگزاس اینتر میدییت است.

جدول ۱. اطلاعات توصیفی

	LNINDEX	LNWTI
میانگین	۰/۰۰۰۸۷۷	۶/۳۱E-۰۵
میانه	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
حداکثر	۰/۰۶۹۶۸۵	۰/۱۴۱۷۶۱
حداقل	-۰/۰۵۶۷۰۳	-۰/۱۲۷۴۳۱
انحراف معیار	۰/۰۰۶۷۴۳	۰/۰۱۹۳۰۷
چولگی	۰/۷۳۵۱۶۶	۰/۲۷۹۵۵۶
برآمدگی	۱۳/۹۸۹۷۴	۱۰/۹۰۹۸۳
جارک- برا	۲۰۴۲۲/۸۰	۱۰۴۴۵/۶۰
احتمال	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
مجموع	۳/۴۹۴۷۴۶	۰/۲۵۱۵۹۳
مجموع مربعات انحرافات	۰/۱۸۱۲۲۲	۱/۴۸۵۷۶۶
تعداد مشاهدات	۳۹۸۷	۳۹۸۷

1. Endogenous or exogenous
2. Stationary
3. Unit root test
4. Augmented Dickey-Fuller (ADF) test
5. Optimal lag length
6. Information criteria
7. Granger Causality

بر این اساس، اطلاعات میانهٔ هر دو سری زمانی صفر است و توزیع هیچ‌یک با توجه به آمارهٔ جارک برا[1] نرمال نیست. هر دو توزیع، چوله به راست[2] و لپتوکورتیک[3] هستند.

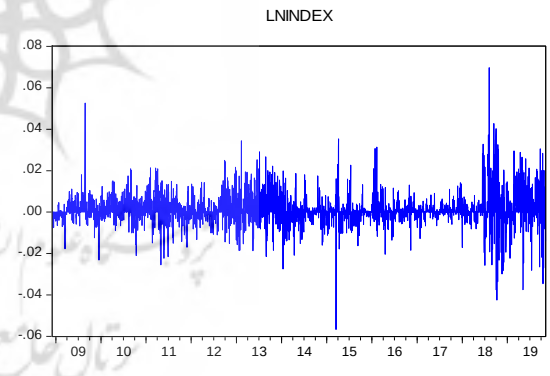
ماتریس هم‌بستگی بین دو سری، از وابستگی منفی ضعیف بین دو سری حکایت می‌کند.

جدول ۲. ماتریس ضریب هم‌بستگی بین بازده‌ها روی نفت و شاخص بورس تهران

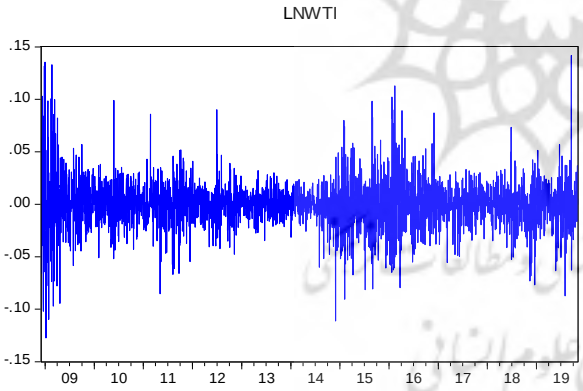
	LNINDEX	LNWTI
LNINDEX LNWTI	۱	-۰/۰۰۰۳۶۷
	-۰/۰۰۰۳۶۷	۱

در ابتدا، مانایی دو سری زمانی بازده لگاریتمی روی نفت و شاخص بررسی شد. مطابق تعریف، سری زمانی y_t مانا‌ست، اگر: ۱. میانگین و واریانس سری طی زمان ثابت باشد؛ ۲. کوواریانس بین دو دادهٔ موجود در سری تنها به طول فاصلهٔ زمانی آن دو داده بستگی داشته باشد و ۳. به زمان مشاهدهٔ داده‌ها بستگی نداشته باشد. تحلیل رگرسیون بین دو سری نامانا، خطر بروز رگرسیون کاذب[4] را به همراه دارد. از این رو، لازم است که در ابتدای کار، مانایی سری‌ها بررسی شود (هیل، گریفیث و لیم[5]، ۲۰۱۱).

شکل‌های ۱ و ۲ به‌ترتیب سری زمانی بازده لگاریتمی روی شاخص و نفت را نشان می‌دهد.



شکل ۱. سری زمانی بازده شاخص



شکل ۲. سری زمانی بازده لگاریتمی نفت

به‌صورت بصری دو سری فوق مانا به نظر می‌رسد؛ اما از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته نیز برای بررسی مانایی استفاده شده است. جدول‌های ۳ و ۴ نتیجهٔ آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته را برای سری زمانی بازده لگاریتمی روی شاخص و نفت نشان می‌دهد. همان گونه در این جدول‌ها مشاهده می‌شود، در هر دو سری، چون آمارهٔ آزمون کوچک‌تر

1. Jarque-Bera
2. Right skewed
3. Leptokurtic
4. Spurious
5. Hill, Griffiths and Lim

از مقدار بحرانی $(\tau < \tau_c)$ است، فرضیهٔ صفر، مبنی بر داشتن ریشهٔ واحد سری‌ها، در سطح معنادار ۱درصد (و قاعدتاً در سطوح ۵ و ۱۰ درصد) رد می‌شود، پس هر دو سری در سطح[1] مانا هستند.

جدول ۳. آزمون ریشهٔ واحد بازده لگاریتمی روی شاخص

Prob.*	t-Statistic			
۰/۰۰۰۰	-۲۱/۹۵۵۲۶	آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		
	-۳/۴۳۱۸۰۷		سطح ۱درصد	مقادیر آماره آزمون
	-۲/۸۶۲۰۶۹		سطح ۵درصد	
	-۲/۵۶۷۰۹۵		سطح ۱۰درصد	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

جدول ٤. آزمون ریشهٔ واحد برای بازده لگاریتمی روی نفت

Prob.*	t-Statistic			
۰/۰۰۰۰	-۲۷/۹۳۸۵۰	آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		
	-۳/۴۳۱۸۰۷		سطح ۱درصد	مقادیر آماره آزمون
	-۲/۸۶۲۰۶۹		سطح ۵درصد	
	-۲/۵۶۷۰۹۵		سطح ۱۰درصد	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

برای تعیین وقفهٔ بهینه از معیارهای اطلاعاتی[2] استفاده شده است. همان گونه که جدول ۵ نشان می‌دهد، بر اساس معیار شوارتز، حنان کوئین و آکائیک تعداد وقفهٔ بهینه به‌ترتیب ۳، ۵ و ۷ وقفه است.

جدول ۵. تعیین وقفهٔ بهینه

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
-۱۲/۲۷۵۰۷	-۱۲/۲۷۳۰۲	-۱۲/۲۷۶۱۹	۱/۶۰e-۰۸	NA	۲۴۲۹۰/۴۵	۰
-۱۲/۳۳۳۲۱	-۱۲/۳۲۷۰۶	-۱۲/۳۳۶۵۹	۱/۵۰e-۰۸	۲۴۶/۷۹۵۹	۲۴۴۱۳/۹۴	۱
-۱۲/۳۳۲۳۰	-۱۲/۳۲۲۰۵	-۱۲/۳۳۷۹۳	۱/۵۰e-۰۸	۱۳/۲۹۲۶۰	۲۴۴۲۰/۵۹	۲
-۱۲/۳۴۳۶۳	-۱۲/۳۲۹۲۸*	-۱۲/۳۵۱۵۱	۱/۴۸e-۰۸	۶۱/۶۲۹۰۰	۲۴۴۵۱/۴۶	۳
-۱۲/۳۴۱۱۶	-۱۲/۳۲۲۷۲	-۱۲/۳۵۱۳۰	۱/۴۸e-۰۸	۷/۱۵۶۳۳۳	۲۴۴۵۵/۰۵	۴
-۱۲/۳۴۷۳۰*	-۱۲/۳۲۴۷۵	-۱۲/۳۵۹۶۹	۱/۴۷e-۰۸	۴۱/۰۷۵۶۲	۲۴۴۷۵/۶۴	۵

1. Level
2. information criteria

ادامهٔ جدول ۵

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۶	۲۴۴۸۰/۱۲	۸/۹۲۶۱۹۹	۱/۴۷e−۰۸	−۱۲/۳۵۹۹۳	−۱۲/۳۱۸۶۴	−۱۲/۳۴۵۲۹
۷	۲۴۴۸۴/۱۴	۸/۰۰۰۰۸۳	۱/۴۷e−۰۸*	−۱۲/۳۵۹۹۴*	−۱۲/۳۱۲۳۰	−۱۲/۳۴۳۰۴
۸	۲۴۴۸۴/۸۶	۱/۴۴۱۸۲۴	۱/۴۷e−۰۸	−۱۲/۳۵۸۲۸	−۱۲/۳۰۴۲۹	−۱۲/۳۳۹۱۳
۹	۲۴۴۸۵/۹۶	۲/۱۸۷۹۰۷	۱/۴۷e−۰۸	−۱۲/۳۵۶۸۲	−۱۲/۲۹۶۴۸	−۱۲/۳۳۵۴۱
۱۰	۲۴۴۸۶/۵۲	۱/۱۰۸۰۷۷	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۵۰۸	−۱۲/۲۸۸۳۸	−۱۲/۳۳۱۴۲
۱۱	۲۴۴۹۱/۰۸	۹/۰۷۷۱۱۳	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۵۳۶	−۱۲/۲۸۲۳۲	−۱۲/۳۲۹۴۵
۱۲	۲۴۴۹۱/۸۸	۱/۵۹۳۸۲۸	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۳۷۴	−۱۲/۲۷۴۳۵	−۱۲/۳۲۵۵۹
۱۳	۲۴۴۹۲/۱۱	۰/۴۵۱۳۱۴	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۱۸۴	−۱۲/۲۶۶۰۹	−۱۲/۳۲۱۴۳
۱۴	۲۴۴۹۶/۱۰	۷/۹۳۰۰۸۷	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۱۸۳	−۱۲/۲۵۹۷۴	−۱۲/۳۱۹۱۷
۱۵	۲۴۴۹۷/۷۳	۳/۲۳۱۷۳۶	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۰۶۴	−۱۲/۲۵۲۱۹	−۱۲/۳۱۵۷۲
۱۶	۲۴۵۰۶/۹۹	۱۸/۳۶۶۲۶	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۳۲۹	−۱۲/۲۴۸۴۹	−۱۲/۳۱۶۱۳
۱۷	۲۴۵۱۰/۹۱	۷/۷۷۱۷۳۶	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۳۲۵	−۱۲/۲۴۲۱۰	−۱۲/۳۱۳۸۳
۱۸	۲۴۵۱۲/۲۴	۲/۶۲۲۰۴۸	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۱۹۰	−۱۲/۲۳۴۴۰	−۱۲/۳۱۰۲۳
۱۹	۲۴۵۱۶/۲۶	۷/۹۶۳۴۰۰	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۱۹۱	−۱۲/۲۲۸۰۶	−۱۲/۳۰۷۹۹
۲۰	۲۴۵۲۲/۷۲	۱۲/۷۸۸۴۹	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۳۱۶	−۱۲/۲۲۲۹۵	−۱۲/۳۰۶۹۸
۲۱	۲۴۵۳۱/۹۷	۱۸/۳۰۶۵۹	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۵۸۱	−۱۲/۲۱۹۲۵	−۱۲/۳۰۷۳۸
۲۲	۲۴۵۴۳/۳۸	۲۲/۵۵۱۵۷*	۱/۴۷e−۰۸	−۱۲/۳۵۹۵۵	−۱۲/۲۱۶۶۵	−۱۲/۳۰۸۸۷
۲۳	۲۴۵۴۶/۵۶	۶/۲۸۹۱۵۵	۱/۴۷e−۰۸	−۱۲/۳۵۹۱۴	−۱۲/۲۰۹۸۸	−۱۲/۳۰۶۲۰
۲۴	۲۴۵۴۶/۸۲	۰/۵۰۷۸۷۸	۱/۴۷e−۰۸	−۱۲/۳۵۷۲۵	−۱۲/۲۰۱۶۴	−۱۲/۳۰۲۰۶
۲۵	۲۴۵۴۸/۵۱	۳/۳۳۶۹۵۴	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۶۰۸	−۱۲/۱۹۴۱۲	−۱۲/۲۹۸۶۴
۲۶	۲۴۵۵۱/۷۷	۶/۴۳۲۷۲۷	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۵۷۱	−۱۲/۱۸۷۳۹	−۱۲/۲۹۶۰۱
۲۷	۲۴۵۵۴/۱۹	۴/۷۸۰۲۸۷	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۴۹۱	−۱۲/۱۸۰۲۵	−۱۲/۲۹۲۹۶
۲۸	۲۴۵۵۶/۰۰	۳/۵۷۰۲۸۹	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۳۸۱	−۱۲/۱۷۲۷۹	−۱۲/۲۸۹۶۰
۲۹	۲۴۵۵۸/۷۹	۵/۴۹۶۲۳۴	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۳۱۹	−۱۲/۱۶۵۸۲	−۱۲/۲۸۶۷۴
۳۰	۲۴۵۵۹/۳۵	۱/۰۹۴۰۲۰	۱/۴۸e−۰۸	−۱۲/۳۵۱۴۵	−۱۲/۱۵۷۷۳	−۱۲/۲۸۲۷۵

* indicates lag order selected by the criterion

LR: آماره آزمون ال آر تعدیل شدهٔ دنباله‌ای (در سطح ۵ درصد)
AIC: معیار اطلاعات آکائیک
FPE: خطای پیش‌بینی نهایی
SC: معیار اطلاعات شوارتز
HQ: معیار اطلاعات حنان ـ کوئین

بر این اساس، ۷ وقفه برای تخمین مدل خودرگرسیون برداری استفاده شده که نتایج آن در جدول ۶ مشاهده می‌شود.

جدول ٦. مدل خودرگرسیون برداری

	LNINDEX	LNWTI
LNINDEX(-1)	۰/۲۴۶۵۶۷	۰/۰۱۷۵۷۷
	(۰/۰۱۵۸۸)	(۰/۰۴۷۱۸)
	[۱۵/۵۲۸۳]	[۰/۳۷۲۵۹]
LNINDEX(-2)	−۰/۰۸۴۷۳۰	۰/۰۷۴۸۹۵
	(۰/۰۱۶۳۵)	(۰/۰۴۸۵۸)
	[−۵/۱۸۱۹۸]	[۱/۵۴۱۷۳]
LNINDEX(-3)	۰/۱۱۴۶۳۶	−۰/۰۵۶۶۲۰
	(۰/۰۱۶۳۳)	(۰/۰۴۸۵۳)
	[۷/۰۱۸۰۰]	[−۱/۱۶۶۷۱]
LNINDEX(-4)	۰/۰۰۵۴۸۴	۰/۰۲۱۵۷۲
	(۰/۰۱۶۴۴)	(۰/۰۴۸۸۴)
	[۰/۳۳۳۶۰]	[۰/۴۴۱۷۱]
LNINDEX(-5)	۰/۰۹۶۲۰۸	۰/۰۳۸۰۸۹
	(۰/۰۱۶۳۳)	(۰/۰۴۸۵۲)
	[۵/۸۹۱۲۷]	[۰/۷۸۵۰۴]
LNINDEX(-6)	۰/۰۱۲۳۸۹	−۰/۰۴۴۷۰۸
	(۰/۰۱۶۳۵)	(۰/۰۴۸۵۹)
	[۰/۷۵۷۵۲]	[−۰/۹۲۰۱۴]
LNINDEX(-7)	۰/۰۴۰۹۷۷	−۰/۰۳۱۶۵۲
	(۰/۰۱۵۸۸)	(۰/۰۴۷۱۷)
	[۲/۵۸۱۱۵]	[−۰/۶۷۱۰۹]
LNWTI(-1)	۰/۰۰۱۱۵۹	−۰/۰۳۲۷۹۳
	(۰/۰۰۵۳۳)	(۰/۰۱۵۸۲)
	[۰/۲۱۷۶۹]	[−۲/۰۷۲۷۹]
LNWTI(-2)	۰/۰۰۶۲۰۲	−۰/۰۰۲۹۵۳
	(۰/۰۰۵۳۲)	(۰/۰۱۵۸۲)
	[۱/۱۶۴۹۰]	[−۰/۱۸۶۶۹]
LNWTI(-3)	۰/۰۰۸۸۸۴	۰/۰۱۳۹۴۲
	(۰/۰۰۵۳۲)	(۰/۰۱۵۸۱)
	[۱/۶۶۹۵۹]	[۰/۸۸۱۹۱]

ادامهٔ جدول ٦

	LNINDEX	LNWTI
LNWTI(-4)	۰/۰۰۱۸۰۷	−۰/۰۲۱۷۳۶
	(۰/۰۰۵۳۲)	(۰/۰۱۵۸۰)
	[۰/۳۳۹۷۴]	[−۱/۳۷۵۸۰]
LNWTI(-5)	۰/۰۰۶۹۵۰	۰/۰۲۵۱۹۴
	(۰/۰۰۵۳۲)	(۰/۰۱۵۸۰)
	[۱/۳۰۷۰۱]	[۱/۵۹۴۷۴]
LNWTI(-6)	−۰/۰۰۱۳۰۳	۰/۰۲۷۵۳۳
	(۰/۰۰۵۳۲)	(۰/۰۱۵۸۱)
	[−۰/۲۴۴۹۷]	[۱/۷۴۲۰۲]
LNWTI(-7)	۰/۰۰۴۹۵۵	−۰/۰۰۶۱۳۶
	(۰/۰۰۵۳۱)	(۰/۰۱۵۷۸)
	[۰/۹۳۳۱۳]	[−۰/۳۸۸۹۲]
C	۰/۰۰۰۵۰۰	۲/۳۵E−۰۵
	(۰/۰۰۰۱۱)	(۰/۰۰۰۳۱)
	[۴/۷۲۶۵۶]	[۰/۰۷۴۷۲]
R-squared	۰/۰۸۷۷۶۱	۰/۰۰۴۸۱۵
Adj/ R-squared	۰/۰۸۴۵۴۰	۰/۰۰۱۳۰۱
Sum sq/ resids	۰/۱۶۵۱۲۹	۱/۴۵۷۵۷۵
S/E/ equation	۰/۰۰۶۴۵۳	۰/۰۱۹۱۷۳
F-statistic	۲۷/۲۴۶۲۸	۱/۳۷۰۲۹۶
Log likelihood	۱۴۴۳۱/۸۶	۱۰۰۹۸/۰۳
Akaike AIC	−۷/۲۴۴۶۵۲	−۵/۰۶۶۸۴۸
Schwarz SC	−۷/۲۲۰۹۵۰	−۵/۰۴۳۱۴۶
Mean dependent	۰/۰۰۰۸۸۴	۴/۱۴E−۰۵
S/D/ dependent	۰/۰۰۶۷۴۵	۰/۰۱۹۱۸۶
کواریانس باقی‌مانده‌های تعیین‌کننده (درجهٔ آزادی تعدیل‌شده)		۱/۵۳E−۰۸
کواریانس باقی‌مانده‌های تعیین‌کننده		۱/۵۲E−۰۸
آمارهٔ درست‌نمایی		۲۴۵۲۹/۸۹
معیار اطلاعات آکائیک		−۱۲/۳۱۱۵۰
معیار اطلاعات شوارتز		−۱۲/۲۶۴۱۰

توضیح آنکه در پنل اول جدول فوق، دو ستون برای هر یک از معادلات تعبیه شده است، به‌گونه‌ای که در معادلهٔ اول بازده لگاریتمی روی شاخص (LNINDEX) و در معادلهٔ دوم بازده نفت (LNWTI) متغیر وابسته است. نام این دو متغیر در صدر دو ستون درج شده است. اسامی متغیرهای مستقل در ردیف‌های ۱ تا ۱۴ به‌ترتیب از بازده شاخص با ۱وقفه، یعنی LNINDEX(-1) تا بازده نفت با ۷ وقفه، یعنی LNWTI(-7) آمده است. ضریب ثابت c نیز در ردیف ۱۵ آمده است. سه عدد مندرج در زیر هر ستون در مقابل هر متغیر، به‌ترتیب ضریب آن متغیر در معادله، خطای استاندارد ضریب (عدد داخل پرانتز) و آمارهٔ تی[1] (عدد داخل قلاب) را نشان می‌دهد که برای فرضیهٔ صفر بودن آن ضریب است. به‌طور مثال، برای معادله‌ای که LNINDEX متغیر وابستهٔ آن است، ضریب مربوط به LNINDEX(-1) معادل ۰/۲۴۶۵۶۷ و خطای استاندارد این ضریب ۰/۰۱۵۸۸ برآورد شده است. آمارهٔ تی یا همان نسبت تی[2] برای فرضیهٔ صفر بودن این ضریب یعنی فرضیه‌های ($H_0: \beta_1 = 0$ و $H_1: \beta_1 \neq 0$) مقدار ۱۵/۵۲۸۳ است. چون درجهٔ آزادی آمارهٔ تی در آزمون ما به‌دلیل مشاهدات انبوه، بزرگ است، توزیع آن به‌سمت نرمال استاندارد میل می‌کند. در نتیجه برای هر متغیری که آمارهٔ آزمون آن بزرگ‌تر از ۱/۹۶ یا کوچک‌تر از ۱/۹۶- باشد، فرض صفر بودن آن رد خواهد شد و با متغیر وابستهٔ واقع در بالای ستون، رابطهٔ معنا دار خواهد داشت. از این رو، بازده شاخص در سطح معناداری ۵درصد، تنها با مقدار خود در یک روز، دو روز، سه روز، پنج روز و هفت روز قبل رابطهٔ معنادار دارد و با بازده نفت در هیچ‌یک از هفت روز پیشین رابطهٔ معنادار ندارد. هر چند اگر سطح معناداری را به ۱۰درصد افزایش دهیم، بازده شاخص با بازده نفت در سه روز قبل رابطهٔ معنادار خواهد داشت؛ زیرا $Z_{5\%} = -1/65$ و آمارهٔ آزمون ۱/۶۶۹۵۹ است[3]. نتایج آزمون علیت گرنجر نیز در جدول ۷ نمایش داده شده است.

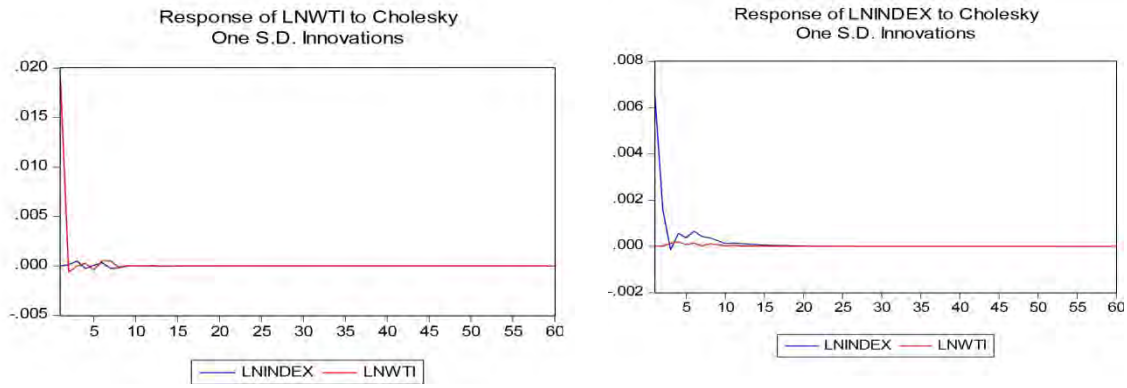
جدول ۷. آزمون علیت گرنجر

Dependent variable: LNINDEX			
Excluded	**Chi-sq**	**df**	**Prob.**
LNWTI	۶/۸۰۵۸۹۳	۷	۰/۴۴۹۴
All	۶/۸۰۵۸۹۳	۷	۰/۴۴۹۴
Dependent variable: LNWTI			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNINDEX	۶/۰۱۶۴۷۱	۷	۰/۵۳۷۸
All	۶/۰۱۶۴۷۱	۷	۰/۵۳۷۸

بر اساس آزمون علیت گرنجر، چون مقدار پی[4] در دو جدول بزرگ‌تر از ۵درصد است، بازده نفت و بازده شاخص بورس تهران هیچ‌یک علت گرنجری یکدیگر نیستند.

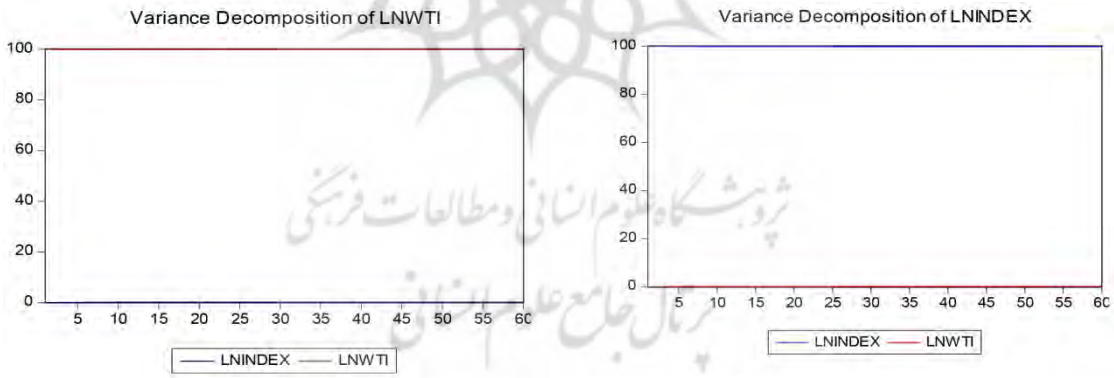
1. T Statistic
2. T Ratio
۳. به طریق مشابه، می‌توان اعداد ستون دوم را که مربوط به معادلهٔ دوم است، تفسیر کرد.
4. P-value

نمودار پاسخ تکانه[1] نیز عدم وجود رابطه بین دو سری را تأیید می‌کند.



شکل ۳. پاسخ تکانه

تابع پاسخ تکانه، در حقیقت اعمال شوکی به سیستم خودرگرسیون برداری و مشاهدهٔ واکنش به آن است. بر اساس شکل‌های فوق، شوک بر هر یک از دو متغیر تحقیق به اندازهٔ یک انحراف معیار، تأثیر چندانی بر متغیر دیگر ندارد. همچنین شوک‌های وارده بر بازده شاخص و نفت، به‌ترتیب بعد از ۱۲ و ۸ روز از بین می‌رود. نمودار تجزیهٔ واریانس[2] نیز به شکل زیر است.



شکل ٤. تجزیهٔ واریانس

تجزیهٔ واریانس نشان‌دهندهٔ اثر شوک وارده بر یک متغیر بر واریانس خطای پیش‌بینی متغیر دیگر است. همان طور که نمودارهای فوق نشان می‌دهد، برای هر یک از دو متغیر تحقیق، درصدی از واریانس خطای پیش‌بینی که توسط شوک در متغیر دیگر توضیح داده می‌شود، صفر است. به بیتم دقیق‌تر، واریانس خطای پیش‌بینی تنها توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود.

1. Impulse response
2. Variance decomposition

بحث و نتیجه‌گیری

بر خلاف انتظار، وجود رابطهٔ بین دو سری بازده قیمت نفت و بورس سهام تهران تأیید نشد. انتظار می‌رفت به‌دلیل اتکای اقتصاد کشور به نفت و همچنین این حقیقت که درصد بالایی از ارزش بازار شرکت‌های پذیرفته شده در بورس متعلق به شرکت‌هایی است که وابسته به نفت هستند[۱]، این رابطه حداقل به‌صورت یک‌سویه از نفت به بورس تأیید شود. در هر صورت با وجود استفاده از داده‌های روزانه، نتیجهٔ پژوهش با نتیجهٔ کار ممی‌پور و فعلی (۱۳۹۶) که از داده‌های هفتگی استفاده کرده‌اند، سازگاری دارد. شاید دلیل عدم تطابق یافته‌ها با انتظارات را بتوان به دو عامل نسبت داد. اول اینکه قیمت‌گذاری محصولات و همچنین خوراک برای گروه پالایشی و پتروشیمی باعث می‌شود که کسب‌وکار شرکت‌های فعال در این گروه‌ها از تغییرات قیمت نفت تأثیر نپذیرد. علاوه بر این، دولت روی نفت و مشتقات نفتی به‌عنوان حامل انرژی به سایر کسب‌وکارها نیز یارانه می‌دهد و این مواد بسیار ارزان‌تر از قیمت‌های جهانی به سایر کسب‌وکارها عرضه می‌شود. این موارد باعث خواهد شد که کسب‌وکار شرکت‌های ایرانی و قیمت سهام آنها از تغییرات قیمت نفت متأثر نشود. دوم اینکه، وجود حد نوسان در تغییرات قیمت روزانهٔ سهام شرکت‌ها نیز می‌تواند عاملی برای عدم امکان واکنش مناسب بورس تهران به اخبار، من‌جمله قیمت نفت باشد.

پیشنهادها

نتایج این پژوهش نشان داد که بین بازده نفت و شاخص بورس تهران وجود هم‌بستگی ضعیفی دارد. از این رو، مدیران صندوق‌های شاخصی می‌توانند از قراردادهای مشتقه روی نفت برای متنوع‌سازی سبد خود استفاده کنند. همچنین پیشنهاد می‌شود که سرریز بین بازار سهام و سایر کالاها و دارایی‌ها، شامل طلا، ارز، مسکن و صکوک بررسی شود. علاوه بر این، بررسی رابطهٔ بین صادرات نفت و بازار سهام با در نظر گرفتن نرخ ارز توصیه می‌شود.

منابع

سید حسینی، سید محمد؛ ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۲). مدل‌سازی مقایسه‌ای سرایت تلاطم با در نظرگرفتن اثر حافظه بلندمدت (مطالعه موردی: سه شاخص منتخب صنایع). *تحقیقات مالی*، ۱۵(۱)، ۵۱ – ۷۴.

شاهوردی، فائزه (۱۳۹۶). *بررسی سرریز نوسان‌های بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام در ایران*. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد منتشر نشده، اقتصاد، دانشگاه الزهرا.

شریف کریمی، محمد؛ حیدریان، مریم؛ دهقان جبارآبادی، شهرام (۱۳۹۷). تحلیل اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران در طول مقیاس‌های چندگانه زمانی (با استفاده از مدل GARCH-BEKK VAR بر پایه موجک). *اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۲)، ۲۵– ۴۶.

۱. پایگاه خبری تحلیلی و اطلاع‌رسانی معادن و فلزات خاورمیانه، در ۱۶ مرداد سال جاری، به نقل از بیژن نامدار زنگنه در آیین افتتاح سه طرح پتروشیمی می‌نویسد: «وزیر نفت با بیان اینکه پتروشیمی‌ها نقش بسیار مهمی در بورس دارند، اضافه کرد که ۲۵ درصد ارزش بازار سرمایه متعلق به شرکت‌های پتروشیمی است».

عیوض‌لو، رضا؛ باجلان، سعید و چهارراهی، مصطفی (۱۳۹۷). بررسی پویای ارتباط نااطمینانی قیمت طلا و قیمت نفت خام با بـازده شاخص قیمت سهام بانک‌ها ـ رهیافت فضا حالت. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۹(۳۶)، ۳۱- ۴۹.

ممی پور، سیاب؛ فعلی، عاطفه (۱۳۹۶). بررسی سرریز تلاطم قیمت نفت بر بازدهی صنایع منتخب در بـورس اوراق بهـادار تهـران: رویکرد تغییر رژیم مارکوف و تجزیه واریانس. *پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی*، ۲۴(۱۴)، ۲۰۵ – ۲۳۴.

References

Ang, A., Bekaert, G. (2002). International asset allocation with regime shifts. *The Review of Financial Studies*, 15(4), 1137–1187.

Antoniou, A., Pescetto, G.M., Stevens, I. (2007). Market-wide and sectoral integration: evidence from the UK, USA and Europe. *Managerial Finance*, 33(3), 173–194.

Brooks, Ch. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (Second edition). Cambridge University Press.

Capiello, L., Engle, R.F., Sheppard, K. (2006). Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *Journal of Financial Econometrics*, 4(4), 537–572.

Chiang, T.C., Jeon, B.N., Li, H. (2007). Dynamic correlation analysis of financial contagion: evidence from Asian markets. *Journal of International Money and Financ*, 26(7), 1206–1228.

Creti, A., Joëts, M., Mignon, V. (2013). On the links between stock and commodity markets volatility. *Energy Economics*, 37, 16–28.

Diebold, F.X., Yilmaz, K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *Economic Journal, Royal Economic Society*, 119(534), 158-171.

Diebold, F.X., Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57–66.

Driessen, J., Laeven, L. (2007). International portfolio diversification benefits: cross country evidence from a local perspective. *Journal of Banking & Finance*, 31(6), 1693–1712.

Errunza, V., Hogan, K., Hung, M.W. (1999). Can the gains from international diversification be achieved without trading abroad? *Journal of Finance & Accounting*, 54(6), 2075–2107.

Eyvazlu, R., Bajalan, S. and Chaharrah, M. (2018). Dynamic survey of the relationship between gold and crude oil's price uncertainty with banks stock index -method of state space. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 9(36), 31-49. (*in Persian*)

Hil, R., Carter, Griffiths, William, E., Lim, Guay, C. (2011). *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons, Inc.

Kang, S.H., Mclver, R., Yoon, S.M. (2017). Dynamic spillover effects among crude oil, precious metal, and agricultural commodity futures markets. *Energy Economics*, 62, 19–32.

Longin, F., Solnik, B. (1995). Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990? *Journal of International Money and Finance*, 14(1), 3-26.

Longin, F., Solnik, B. (2001). Extreme correlation and international equity markets. *The Journal of Finance*, 56(2), 649-676.

Mamipour, S. and Feli, A. (2017). The Impact of Oil Price Volatility on Tehran Stock Market at Sector-Level: A Variance Decomposition Approach. *Monetary & Financial Economics*, 24(14), 205- 234. (*in Persian*)

Markwat, T., Kole, E., Van Dijk, D. (2009). Contagion as a domino effect in global stock markets. *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 1996-2012.

Mensi, W., Hammoudeh, S., Shahzad, S.J.H., Shahbaz, M. (2017). Modeling systemic risk and dependence structure between oil and stock markets using a variation mode decomposition-based copula method. *Journal of Banking & Finance*, 75(C), 258-279.

Ntantamis, C., Zhou, J. (2015). Bull and bear markets in commodity prices and commodity stocks: is there a relation? *Resources Policy*, 43, 61-81.

Olson, E., Vivian, A.J., Wohar, M.E. (2014). The relationship between energy and equity markets: evidence from volatility impulse response functions. *Energy Economics*, 43(C), 297-305.

Sadorsky, P. (2014). Modeling volatility and correlations between emerging market stock prices and the prices of copper, oil and wheat. *Energy Economics*, 43, 72–81.

Seyedhosseini, S.M., Ebrahimi, S.B. (2012). Comparing of Volatility Transmission Model with Consideration of Long Memory Effect; Case Study: Three Selected Industry Index. *Financial Research Journal*, 15(1), 51- 74. (*in Persian*)

Shahverdi, F. (2017). *Investigating the overflow of fluctuations between oil prices and stock price indices in Iran*. Master Thesis. Tehran, Alzahra University. (*in Persian*)

Sharif Karimi, M., Heydarian, M. and Dehghan Jabbarabadi, Sh. (2018). An Analysis of Spillover effects between oil and Tehran Stock Exchange markets during multi-scales, using a wavelet-based VAR-GARCH-Bekk model. *Financial Economics*, 12(42), 25-46. (*in Persian*)

Xu, W., Ma, F., Chen, W., Zhang, B. (2019). Asymmetric volatility spillovers between oil and stock markets: evidence from China and the United States. *Energy Economics*, 80, 310–320.

Yoon, S.M., Mamun, M., Uddin, G.S., Kang, S.H. (2019). Network connectedness and net spillover between financial and commodity markets. *The North American Journal of Economics and Finance, Elsevier*, 48(C), 801-818.

You, L., Daigler, R.T. (2010). Is international diversification really beneficial? *Journal of Banking & Finance*, 34(1), 163- 173.

Zhang, D. (2017). Oil shocks and stock markets revisited: measuring connectedness from a global perspective. *Energy Economics*, 62, 323–333.