فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۲۴-۱

مقاله پژوهشی

توضیح واکنش غیر خطی شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های نفتی با مدل سوئیچینگ مارکوف[۱]

علیرضا سارنج[۲]، میلاد رفیعی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۲۲

چکیده

شوک‌های قیمت نفت از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر قیمت سهام برشمرده می‌شود اما پژوهش‌های مختلف درباره چگونگی واکنش قیمت سهام به شوک‌های قیمت نفت نتایج یکدستی ارائه نکرده‌اند. پژوهش حاضر در نظر دارد تعارض‌های کنونی درباره تاثیر شوک‌های قیمت نفت بر قیمت سهام را برطرف کرده و به توضیح واکنش شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های قیمت نفت با مدل سوئیچینگ مارکوف بپردازد. برای آزمون فرضیه‌ها داده‌های ماهانه قیمت نفت اوپک و شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران از ۱۳۸۹/۱/۱ لغایت ۱۴۰۰/۱/۱ مورد مطالعه قرار گرفته است. همچنین، از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برای تفکیک شوک‌های نفتی استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد واکنش شاخص قیمتی سهام به شوک قیمت نفت در یک مدل سوئیچینگ دو رژیمی قابل تعریف است و این اثر غیرخطی را می توان با متغیر نشانه تغییر قیمت نفت توضیح داد. ماندگاری واکنش شاخص قیمتی بورس در رژیم واکنش پایین بیشتر از رژیم واکنش بالا است و با اینکه در هر دو رژیم، واکنش شاخص قیمتی به افزایش قیمت نفت مثبت است، در رژیم بالا شدت و طول مدت واکنش بیشتر است. به علاوه، واکنش شاخص قیمتی سهام به شوک‌های عرضه نفت، شوک تقاضای کل جهانی و شوک تقاضای ویژه نفت نامتقارن است.

واژگان کلیدی: شوک‌های نفتی، اثر نامتقارن، شاخص قیمتی، سوئیچینگ مارکوف، خودرگسیون برداری ساختاری.
طبقه‌بندی موضوعی: *C24 ، C13، G18.*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.42752.2782
۲. استادیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشکدگان فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران. نویسنده مسئول. Email: alisaranj@ut.ac.ir.
۳. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.Email: miladrafiee@ut.ac.ir

مقدمه

با توجه به اینکه بازار سرمایه از مهمترین زیرساخت‌های توسعه و رشد اقتصادی است، شناخت پیچیدگی‌ها و عوامل موثر بر پویایی آن همواره از دغدغه‌های پژوهشگران اقتصادی بوده است (راعی و همکاران، ۱۳۹۲). مطالعه مداوم رفتار قیمت سهام از آنجا ضرورت می‌یابد که بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی بویژه قیمت سهام همیشه مراحلی را گذرانده‌اند که بنظر می‌رسد رفتار آن‌ها در طی دوره‌های مختلف، بطور قابل ملاحظه‌ای تغییر کرده است (بروکز[1]، ۲۰۰۸، ۴۵۱).

نتایج پژوهش‌های مختلف بر تاثیر قابل‌توجه نوسانات قیمت نفت روی قیمت سهام و دیگر شاخص‌های اقتصاد کلان تاکید دارند (هوانگ و کیم[2]، ۲۰۲۱) چرا که نفت خام یک منبع کلیدی انرژی برای کشورهای واردکننده نفت و منبع درآمد اساسی برای کشورهای صادرکننده نفت است (لیو و همکاران[3]، ۲۰۲۲). کیلیان و پارک (۲۰۰۹) به این نتیجه رسیدند که ۲۲٪ تغییرات بازده سهام در امریکا از تغییرات قیمت نفت نشات می‌گیرند (کیلیان و پارک[4]، ۲۰۰۹). در ایالات متحده، سهم شوک‌های قیمت نفت در تغییر بازده واقعی بازار سهام بیشتر از تغییرات نرخ بهره است (پارک و راتی[5]، ۲۰۰۸). با وجود محرز بودن نقش شوک‌های قیمت نفت، پژوهش‌های مختلف در مورد چگونگی تاثیر شوک‌های قیمتی نفت بر قیمت سهام، به نتایج واحدی نرسیده‌اند. از یک سو، برخی از مطالعات از جمله جونز و کائول[6] (۱۹۹۶)، سادورسکی[7] (۱۹۹۹) و میلر و راتی[8] (۲۰۰۹) نشان دادند که افزایش قیمت نفت بر قیمت سهام تأثیر منفی می‌گذارد، از سویی پژوهش‌هایی مانند میشرا و همکاران[9] (۲۰۱۹) افزایش قیمت سهام در پی افزایش قیمت نفت را نتیجه‌گیری کردند و از سوی دیگر، چن و همکاران[10] (۱۹۸۶) و هوانگ و همکاران[11] (۱۹۹۶) هیچ رابطه معنی‌داری بین تغییرات قیمت نفت و رفتار بازار سهام نیافتند.

ادبیات موجود درباره نقش نوسانات قیمت نفتی بر شاخص‌های اقتصادی بیشتر در کشورهای واردکننده نفت خام انجام گرفته و مطالعات کمی از نقطه نظر کشورهای صادرکننده نفت صورت پذیرفته است درحالی‌که آثار افزایش یا کاهش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت خام، بطور کلی متفاوت است (طیب‌نیا و قاسمی، ۱۳۸۵). در کشورهای صادرکننده عمده نفت مانند ایران، از مهم‌ترین عواملی که بر شاخص‌های اقتصاد کلان و بویژه شاخص‌های بازار سهام مؤثر است، تغییرات قیمت نفت می‌باشد (شاهدانی و محسنی، ۱۳۹۲). در ایران به طور میانگین ۶۰٪ از درآمدهای دولت و ۹۰٪ از منابع ارزی کشور از محل فروش نفت، گاز و فرآورده‌های آن‌ها حاصل می‌شود (فلاح‌پور و همکاران، ۱۴۰۱).

---

1 . rooks C
2. Hwang I, Kim J
3. Liu X, Wang Y, Du W, Ma Y
4. Kilian L, Park C
5 Park J, Ratti RA
6 Jones CM, Kaul G
7. Sadorsky
8 . Miller JA, Ratti RA
9. Mishra S, Sharif A, Khuntia S, Meo SA, Khan SAR
10. Chen NF, Roll R, Ross SA
11. Huang RD, Masulis RW, Stoll HR

به‌علت وابستگی اقتصاد کشورهای صادر کننده نفت خام به درآمد حاصل از فروش آن، واکنش قیمت سهام به شوک‌های قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت نسبت به کشورهای واردکننده نفت، شدیدتر است و بدلیل عدم اطمینان بالاتر، بازده سهام در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته، واکنش شدیدتری به شوک‌های قیمت نفت دارد (لیو و همکاران، ۲۰۲۲). باید به این نکته نیز توجه کرد که تاثیر شوک‌های نفتی بر قیمت سهام چندوجهی است. در سطح کلان، نوسانات قیمت نفت باعث تغییر وضعیت قیمت‌های نسبی، تغییر انتظارات و انگیزه‌های سرمایه‌گذاران می‌شود، در سطح بنگاه‌ها، شوک قیمت نفت می‌تواند روی هزینه‌ها و رشد مورد انتظار شرکت تاثیر بگذارد و در سطح مصرف‌کننده نیز نوسانات قیمت نفت با تغییر درآمد قابل تصرف و به تبع آن تقاضا برای محصولات، درآمد و نرخ رشد شرکت‌ها را دستخوش تغییر سازد (آل حیدر و همکاران، ۱۳۹۹)

پژوهش‌های مختلف درباره آثار شوک‌های قیمتی نفت بر شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران نیز نتایج واحدی را نشان نمی‌دهند. پژوهش حاضر با ایجاد یک ساختار دو رژیمی با مدل سوئیچینگ مارکوف[1]، واکنش شاخص قیمتی بازار بورس اوراق بهادار تهران در دو رژیم واکنش بالا[2] و واکنش پایین[3] مطالعه شده و همچنین قدرت توضیح دهندگی متغیرهای نشانه تغییر قیمت نفت، اندازه تغییر قیمت نفت و قرار گرفتن در دوره رکود اقتصادی در این واکنش نامتقارن مورد بررسی قرار گرفته است. به علاوه، با توجه به اینکه شوک‌های قیمتی نفت می‌توانند به دلایل مختلفی در طرف عرضه یا تقاضای بازار رخ دهند، پیامد هر یک از انواع شوک‌ها می‌تواند متفاوت باشد و این مسئله در پژوهش‌های داخلی در نظر گرفته نشده‌است. در پژوهش حاضر شوک‌های قیمتی نفت با مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[4] به سه نوع شوک عرضه[5]، شوک تقاضای کل[6] و شوک تقاضای ویژه نفت[7] تفکیک شده و اثرات نامتقارن شوک‌ها مورد بررسی قرار گرفته است.

این پژوهش در پنج بخش تنظیم گردیده است؛ پس از بیان مقدمه پژوهش، مبانی نظری، پیشینه خارجی و پیشینه داخلی بررسی شده و روش‌شناسی پژوهش در بخش بعدی آمده است. در ادامه آزمون مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها بیان شده و بخش آخر نیز به بحث و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

مبانی نظری پژوهش

بنا بر نظریه قیمت‌گذاری استفان راس[8]، قیمت یک دارایی یا سهام به عوامل متعددی بستگی دارد که تغییرات آن‌ها بر کل بازار اثرگذار است. این عوامل بطور عمده از متغیرهای اقتصاد کلان هستند که

1. Markov Switching Model
2. high response regime
3. low response regime
4.Structural Vector Autoregressive Model (SVAR)
5. supply shock
6. aggregate demand shock
7. specific oil demand shock
8. Ross Stephen A

برخی از آن‌ها عبارتند از نرخ تورم، صرف ریسک، ساختار زمانی نرخ بهره و رشد حجم پول. علاوه بر این متغیرهای کلی، در پژوهش‌های مختلف با توجه به شرایط اقتصاد کشورهای مورد مطالعه، متغیرهایی مانند قیمت نفت را نیز در الگوی APT[1] وارد کرده‌اند (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۶). از طرف دیگر از آنجا که بورس اوراق بهادار تهران بازاری کامودیتی[2]محور است، بسیاری از نمادهای بورس اوراق بهادار تهران بخصوص در گروه‌های نفتی و پالایشگاهی، پتروشیمی و شیمیایی، فلزهای اساسی، خودروسازی و قطعه‌سازی بطور مستقیم یا غیرمستقیم از قیمت کامودیتی‌هایی مثل قیمت نفت تاثیر می‌پذیرند (قادری و شهرازی، ۱۳۹۹).

چگونگی اثرگذاری تغییرات قیمت نفت بر قیمت سهام به شرایط اقتصادی کشورها بستگی دارد. به عنوان مثال در نروژ که صادرکننده خالص نفت خام است، رابطه قیمت سهام با قیمت نفت مثبت است و در کشورهایی که واردکننده نفت خام هستند این رابطه منفی است (کیلیان و پارک، ۲۰۰۹). زیرا در یک کشور واردکننده نفت از لحاظ نظری، قیمت‌های بالاتر نفت منجر به افزایش هزینه‌های تولید، افزایش تورم و کاهش مصرف می‌شود که در نهایت کند شدن رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت را باعث می‌شود لذا تاثیری منفی بر سود شرکت‌ها خواهد گذاشت اما در کشورهای صادرکننده نفت، افزایش قیمت نفت باعث افزایش درآمدها و مخارج دولت، افزایش سرمایه‌گذاری و مصرف و در نهایت، افزایش سود شرکت‌ها و رشد قیمت سهام خواهد شد (اسکوباری و شارما، ۲۰۲۰). به علاوه، قیمت سهام در کشورهای صادرکننده نفت نسبت به کشورهای واردکننده نفت با شدت بیشتری به شوک قیمت نفت واکنش نشان می‌دهند و همچنین، واکنش قیمت سهام در کشورهای در حال توسعه که اقتصاد آنها وابستگی بیشتری به نوسانات قیمت نفت دارد، بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته می‌باشد (لیو و همکاران، ۲۰۲۲).

از مهمترین اشکالات مدل‌های خطی این است که قدرت پیش‌بینی بالایی در همه دوره‌های زمانی ندارند. به عنوان مثال بعضی از مدل‌ها صرفا در دوره رونق قدرت توضیح‌دهندگی دارند و بعضی دیگر، در دوره‌های رکود بهتر تخمین می‌زنند (واگنر ، ۲۰۰۵). در نظر نگرفتن انتقال‌های رژیمی و شکست‌های ساختاری در رفتارهای پیچیده قیمت سهام، پایداری کاذبی در رویه‌های نوسان‌پذیری شرطی به وجود می‌آورد که این پدیده در تغییرات قیمت سهام مشاهده می‌شود (کانارلا و پولارد، ۲۰۰۸). بسیاری از متغیرهای اقتصادی واجد شرایط شکست ساختاری می‌باشند و این وضعیت معمولا پس از ایجاد بحران‌های اقتصادی اتفاق می‌افتد که وقایعی مانند افزایش قیمت نفت در سال ۱۹۷۳، سقوط بازارهای سهام در سال ۱۹۸۷، بحران پولی ۱۹۹۷ در کشورهای شرق آسیا، حملات ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱ و افزایش قیمت نفت خام و بحران سال ۲۰۰۸ از آن جمله‌اند. این رخدادها باعث ایجاد تغییراتی در پویایی فرآیندهای سری‌های زمانی می‌شود که استفاده از مدل‌های انعطاف‌پذیرتر مانند مدل‌های سوئیچینگ را ضرورت می‌بخشند (الویی و جامازی، ۲۰۰۹). استفاده از یک مدل غیرخطی برای مطالعه رفتار قیمت‌های سهام در ایران نیز بویژه پس از وقوع تحریم‌های نفتی، شوک‌های ارزی و کاهش رشد اقتصادی در دهه نود شمسی قابل توجیه است.

1. Arbitrage Pricing Theory
2. commodity

همچنین، مدل سوئیچینگ مارکوف زمینه انعطاف‌پذیری را ایجاد می‌کند تا جلوه‌های متفاوت این واکنش غیرخطی را بصورت همزمان مدل‌سازی نمود.

با توجه به اینکه شوک‌های قیمت نفت ممکن است به دلایل مختلفی در طرف عرض یا تقاضای بازار نفت رخ دهند و حتی گاهی برآمده از علل سیاسی هستند، ضرورت تفکیک انواع این شوک‌ها و مطالعه جداگانه آثار هر یک نیز احساس می‌شود. گاهی وقوع یک شوک نفتی معلول کاهش عرضه کشورهای صادرکننده نفت خام به دلایلی مانند تصمیم اوپک برای کاهش عرضه است که آن را با نام شوک عرضه نفت می‌شناسیم. گاهی بروز تنش‌های سیاسی در خاورمیانه باعث افزایش ریسک‌های تامین انرژی گردیده که منجر به افزایش تقاضای کشورهای توسعه‌یافته برای واردات نفت و بالا بردن ذخایر استراتژیک نفت خام می‌شود که شوک تقاضای ویژه نفت نام دارد و گاهی رونق در تجارت بین‌الملل به دلایلی مثل ظهور اینترنت و تسهیل تجارت، باعث افزایش در قیمت نفت می‌شود که شوک تقاضای کل اقتصاد جهانی نام دارد (کیلیان و پارک، ۲۰۰۹). برای تفکیک شوک‌های قیمت نفت می‌توان از مدل‌های خودرگسیون برداری ساختاری (SVAR) بهره برد و آثار هر یک از انواع شوک‌های نفتی بر قیمت سهام را بطور جداگانه تحلیل و بررسی کرد.

با توجه به آنچه بیان شد این پژوهش به بررسی اثر غیرخطی شوک‌های قیمت نفت بر شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران با مدل سوئیچینگ رژیم مارکوف می‌پردازد. همچنین آثار انواع شوک‌های قیمت نفت را با بهره‌گیری از یک مدل خودرگسیون برداری ساختاری و تفکیک شوک‌ها به سه نوع شوک عرضه، شوک تقاضای کل و شوک تقاضای ویژه نفت بررسی می‌کند و در آخر، قدرت توضیح دهندگی متغیرهای نشانه تغییر قیمت نفت، اندازه تغییر قیمت نفت و قرار گرفتن در دوره رکود اقتصادی در این واکنش غیرخطی را مورد آزمون قرار می‌دهد. بهرحال وجود عواملی منحصربفرد در اقتصاد ایران مانند تحریم، رکودهای طولانی، سرکوب نرخ ارز، وجود بیماری هلندی[1]، قیمت‌گذاری دولتی انرژی و سهم بالای صنایع نفتی در بورس اوراق بهادار تهران، در کنار وابستگی دولت به درآمدهای نفتی و سهم بالای تصدی‌گری دولت، می‌تواند نتایج پژوهش حاضر را در مقایسه با پژوهش‌های غربی دستخوش تغییراتی کند.

مروری بر پیشینه پژوهش

همیلتون[2] (۱۹۸۳) با بررسی دوره‌های رکود در در دوره ۱۹۴۸-۱۹۷۲ و همبستگی میان تکانه‌های قیمت نفت و شاخص‌های اقتصادی در امریکا نشان داد که هفت مورد از هشت رکود اقتصادی پس از جنگ جهانی دوم در ایالات متحده پس از افزایش چشمگیر قیمت نفت رخ داده است که می‌تواند اثرات مهمی روی قیمت‌ها در بازارهای مالی نیز داشته باشد.

ریبوردو[3] (۲۰۱۰) رابطه بین قیمت نفت و شاخص‌های بین‌المللی سهام[4] در امریکا، بریتانیا و آلمان را از منظر غیرخطی با داده‌های سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۶ مورد بررسی قرار داد و از یک نسخه اصلاح‌شده مدل

1. Dutch Disease
2 . Hamilton JD
3. Reboredo JC
4. S&P 500 (USA), FTSE (UK), DAX (Germany)

سوئیچینگ مارکوف استفاده کرد که نتایج این پژوهش نشان داد که تغییرات قیمت نفت بر شاخص‌های سهام امریکا، بریتانیا و آلمان تاثیرات متفاوتی می‌گذارد و تغییرات قیمت نفت در زمان عدم اطمینان پایین در بازارهای سهام بی‌تاثیر است در حالیکه در زمان عدم اطمینان بالا، همبستگی منفی معنی داری بین دو متغیر شکل می‌گیرد.

میشرا و همکاران (۲۰۱۹) ارتباط بین شوک‌های قیمت نفت و شاخص داو جونز اسلامی امریکا را با مدل موجک چندک بر چندک[1] با داده‌های روزانه اول ژانویه ۱۹۹۶ تا ۱۳ آوریل ۲۰۱۸ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد نوسانات قیمت نفت ممکن است در کوتاه‌مدت تأثیر مثبتی بر شاخص سهام اسلامی داشته باشد، اما با رسیدن به ثبات در سری زمانی قیمت نفت، قیمت نفت بر شاخص سهام اسلامی تأثیر منفی می‌گذارد.

اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) با بررسی داده‌های ماهانه قیمت نفت و سهام در امریکا از ژانویه ۱۹۷۴ تا اکتبر ۲۰۱۶ نشان دادند واکنش قیمت سهام به شوک‌های قیت نفت طبق مدل غیرخطی سویچینگ مرتبه اول مارکوف[2] تغییر می‌کند. در رژیم یک، تاثیر شوک قیمت نفت بر بازار سهام مثبت است و مدت زمان بیشتری تداوم دارد، تاثیر شوک‌های تقاضای کل بر قیمت سهام در هر دو رژیم مثبت است و تاثیر شوک عرضه بر قیمت سهام قابل چشم‌پوشی است. همچنین بیان کردند قرار گرفتن در دوره رکود اقتصادی می‌تواند در واکنش قیمت سهام به شوک‌های قیمت نفت موثر باشد.

هوانگ و کیم (۲۰۲۱) با بررسی داده‌های ژانویه ۱۹۷۳ تا دسامبر ۲۰۱۸، نوسانات قیمت نفت را به شوک‌های عرضه و تقاضا در بازار نفت تفکیک کرده و پویایی تاثیرات شوک‌های قیمت نفت بر بازده سهام ایالات متحده را با استفاده از یک مدل رگرسیون برداری انتقال هموار[3] (PSTR) تحلیل کردند و یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد واکنش بازده سهام ایالات متحده به شوک‌های تفکیک‌شده در دوره رکود و رونق، نامتقارن است و تأثیر شوک‌های مبتنی بر تقاضا بر بازده سهام ایالات متحده قوی‌تر و پایدارتر از شوک‌های عرضه است، به‌ویژه زمانی که اقتصاد در وضعیت رکود است.

لیو و همکاران (۲۰۲۲) رابطه غیرخطی میان عدم قطعیت سیاست اقتصادی، نوسان قیمت نفت و قیمت سهام ۲۵ کشوری که بیش از ۸۰٪ تولید ناخالص جهان متعلق به آنهاست را بوسیله مدل رگرسیون انتقال هموار پانل (PSTR) با داده‌های ماهانه از می ۲۰۰۷ تا ماه مارچ ۲۰۲۱ بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که نوسانات قیمت نفت تأثیر منفی بر قیمت سهام دارد و این اثر منفی با عدم اطمینان سیاست اقتصادی افزایش می‌یابد.

ژه (۲۰۲۳) با مطالعه بازار سهام چین از ژانویه ۱۹۹۱ تا آوریل ۲۰۲۲، شوک‌های قیمت نفت را به شوک‌های عرضه، شوک‌های تقاضا و شوک‌های ریسک تفکیک کرده و تأثیر نامتقارن آن‌ها را با رویکرد رگرسیون چندک بر چندک[4] (QQR) بررسی کرده است. شوک‌های عرضه تأثیر قابل‌توجهی بر بازار نزولی

1. Wavelet-based Quantile-on-Quantile Regression
2. first order Markov switching regime
3. Panel Smooth Transition Regression
4. quantile on quantile regression

سهام چین ندارد، اما بر بازار صعودی تأثیر مثبت دارد و شوک‌های تقاضای نفت تاثیر مثبت بیشتری بر بازار صعودی نسبت به بازار نزولی دارد.

در ایران نیز راعی و همکاران (۱۳۹۲) آثار شوک‌های مثبت و منفی نفت و نوسان‌های قیمت طلا را بر تغییرات رژیمی بازار بورس تهران با استفاده از مدل گارچ‌نمایی سوئیچینگ مارکوف با داده‌های هفتگی از خرداد ۱۳۷۸ تا آذر ۱۳۹۰ بررسی کردند و شواهد معتبری از سوئیچینگ دو رژیمی رکود و رونق در بازده بورس اوراق بهادار تهران و نوسان‌های آن یافتند و نشان دادند مدت زمان ماندگاری در حالت رونق بیش از دو برابر حالت رکود است. به علاوه، متغیرهای برون‌زا شامل شوک‌های مثبت و منفی نفت هیچ اثر معنی‌داری بر بازده سهام و نیز احتمال انتقال میان رژیم‌ها نداشته و تنها بر نوسان‌های بازار سهام اثر معنی‌دار داشته است.

عباسی‌نژاد و ابراهیمی (۱۳۹۲) به مطالعه اثر نوسان‌های قیمت نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران با مدل مارکوف سوئیچینگ پرداخته و از داده‌های ماهانه مهر ۱۳۷۶ تا خرداد ۱۳۹۱ بهره بردند. نتایج این پژوهش نشان داد افزایش قیمت نفت بر بازدهی بورس اثر معنی‌داری ندارد و تنها باعث کاهش نوسان می‌شود.

بهاروند و همکاران (۱۳۹۹) پویایی رژیم‌ها و اثرات سرریز بین بازارهای نفت، ارز و سهام در ایران را با رهیافت مارکوف سوئیچینگ با داده‌های دوره زمانی فروردین ۱۳۸۰ تا اردیبهشت ۱۳۹۶ بررسی کردند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که اقتصاد ایران دارای دو رژیم رکود و رونق است که رژیم رکود در آن پایدارتر از رژیم رونق است و در هر دو رژیم، میان بازار نفت و سهام رابطه علیت دوطرفه وجود دارد که در خلاف جهت یکدیگر حرکت می‌کنند.

نجفی استمال و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی اثر مکانیسم انتقال بحران‌های مالی و قیمت نفت و علیّت مارکوف سوئیچینگ بر شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران با داده‌های روزانه دوره زمانی تیر ۱۳۸۴ تا اسفند ۱۳۹۹ پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در هر دو رژیم رکود و رونق، مسیر علیت از سمت قیمت نفت به سمت شاخص‌های بورس می‌باشد.

در پژوهش حاضر با تفکیک شوک‌های نفتی، به تحلیل پیامدهای هر یک از انواع شوک‌های عرضه، تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت می‌پردازیم که تا بحال در اقتصاد ایران بررسی نشده است و همچنین با ایجاد یک ساختار رژیمی، شرایط منعطفی را برای تحلیل واکنش غیرخطی قیمت سهام به شوک‌های نفتی ایجاد می‌کنیم. نوآوری دیگر این پژوهش، سنجش اثرگذاری متغیرهای نشانه تغییر قیمت نفت و اندازه آن است که در پژوهش‌های داخلی به آن توجه نگردیده است.

فرضیه‌های پژوهش

همانطور که در بخش‌های پیشین گفته شد، در پژوهش‌های انجام گرفته درباره اثرگذاری قیمت نفت‌خام بر بازار سهام تناقض وجود دارد. بنابراین، در این پژوهش سعی می‌شود برای این تعارضات پاسخی یافته شود. لذا فرضیات پژوهش عبارتند از:

فرضیه (۱): واکنش شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های نفتی نامتقارن است.

فرضیه (۲): میزان تغییر قیمت نفت، نشانه‌های تغییر قیمت و قرار گرفتن در دوره رکود اقتصادی در توضیح عدم تقارن نقش دارند.

فرضیه (۳): واکنش قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران به شوک عرضه نفت‌خام، شوک تقاضای کل جهانی و شوک تقاضای ویژه نفت نامتقارن است.

روش‌شناسی پژوهش

روش گردآوری اطلاعات در این پژوهش به‌صورت استفاده از منابع کتابخانه‌ای می‌باشد. اطلاعات مربوط به بخش پیشینه و چارچوب نظری از طریق کتابخانه و مجلات الکترونیکی تهیه شده و داده‌های شاخص بازار سهام از پایگاه بورس اوراق بهادار تهران[1]، قیمت نفت اوپک و تولید جهانی نفت از پایگاه اوپک[2] و پایگاه اداره اطلاعات انرژی امریکا[3] گردآوری شده است. از طرف دیگر برای واقعی کردن داده‌های داخلی از شاخص بهای مصرف‌کننده بانک مرکزی ایران[4]، برای واقعی کردن داده‌های جهانی، از شاخص بهای مصرف‌کننده[5] کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[6] استفاده شده است. شاخص فعالیت واقعی اقتصاد جهانی[7] نیز از وبسایت فدرال رزرو دالاس[8] استخراج گردیده است. جامعه آماری پژوهش بصورت ماهانه از ۱۳۸۹/۱/۱ تا ۱۴۰۰/۱/۱ است.

جهت مدل‌سازی کردن پویایی قیمت واقعی سهام و بررسی تجربی اثر نامتقارن قیمت نفت بر قیمت سهام، ابتدا باید پویایی قیمت واقعی سهام را طبق معادله (۱) به دو مولفه قابل تفکیک زیر تجزیه کرد:

$$stock_t = stock_t^p + stock_t^T \quad (۱$$

در اینجا $\mathrm{stock_t}$ لگاریتم شاخص قیمت واقعی سهام است. در سمت راست معادله stock_t^p مولفه پایدار شاخص قیمت سهام است، در حالی که stock_t^T مولفه گذرا می‌باشد. مولفه پایدار را طبق معادله (۲) به صورت یک گام تصادفی مدل‌سازی می‌شود:

$$stock_t^P = \mu_t + stock_{t-1}^P + v_t \quad (۲$$

1. www.tse.ir
2. www.opec.org
3 . www.eia.gov
4. www.cbi.ir
5. Consumer Price Index (CPI)
6 . Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD.org)
7. Global Real Activity
8. www.dallasfed.org

در این فرمول گام تصادفی، جمله خودرگرسیون برداری باید ضریب یک داشته باشد که باعث می‌شود شوک‌های v_t یک اثر پایدار بر قیمت سهام داشته باشد که به صورت یک گام تصادفی بدون رانش در می‌آید. در اینجا ω_t و v_t متغیرهای تصادفی مستقل و توزیع یکسان[1] هستند. تابع پیش‌بینی نیز یک طبق معادله (۳) دوره متغیر زمانی μ_t خواهد داشت:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \omega_t \quad (۳$$

تحلیل واکنش لگاریتم قیمت واقعی سهام به لگاریتم قیمت واقعی نفت (oil_t) با فرآیند خودرگرسیونی معادله (۴) و معادله (۵) مدل‌سازی می‌شود:

$$\varphi(L) . stock_t^T = \gamma_0(L) . oil_t + \gamma_1(L). oil_t . S_t + \varepsilon_t \quad (۴$$

$$\varphi(L) = \sum_{k=0}^{K} \varphi_k . L^k;\ \varphi = 1;\ \gamma_i(L) = \sum_{j=0}^{J} \gamma_{j,i} . L^j \quad (۵$$

در معادله بالا، تمام ریشه‌های $\varphi(L)$ خارج از دایره واحد قرار می‌گیرند. مثل متغیرهای مجازی قبلی، ما فرض می‌کنیم ε_t یک متغیر تصادفی مستقل با توزیع یکسان است که از یک توزیع نرمال پیروی می‌کند. متغیر S_t در معادله‌ی (۴) تغییرات رژیمی واکنش‌های قیمت سهام به قیمت نفت را به دست می‌آورد.

همچنین برای محاسبه تاثیر شوک‌های عرضه نفت، شوک‌های تقاضای نفت و شوک‌های تقاضای کل جهانی، از یک خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده می‌شود که ساده‌ترین شکل این رویکرد عبارت است از:

$$B_0 y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} B_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

شکل ماتریسی مدل خودرگرسیون برداری ساختاری به صورت معادله (۶) است:

(۶

$$e_t \equiv \begin{pmatrix} e_{1t}^{\Delta global\ oil\ production} \\ e_{2t}^{global\ real\ activity} \\ e_{3t}^{real\ price\ of\ oil} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t}^{\Delta\ oil\ supply\ shocks} \\ \varepsilon_{2t}^{aggreate\ demand\ shocks} \\ \varepsilon_{3t}^{oil-specific\ demand\ shock} \end{pmatrix}$$

اکنون شوک‌های e_t به دست آمده از معادله (۶) را در قیمت واقعی سهام به دست آمده از مدل‌های سوئیچینگ رژیم ارائه شده در معادلات (۱) تا (۵) تاثیر می‌دهیم. علاوه بر این، برای به دست آوردن شوک‌های e_t، از تحدیدهای معادله شش از کیلیان (۲۰۰۹) پیروی می‌شود؛ مدل غیرخطی این اجازه را می‌دهد تا واکنش‌های دو رژیم بالا و پایین بررسی شود. متغیر S_t با توجه به اینکه صفر باشد یا یک، در معادله (۴)، نوع رژیم (بالا/پایین) را به دست می‌آورد. همیلتون (۱۹۸۹) نوع انتقال بین رژیم‌های بالا و پایین را با فرآیند مدل‌سازی مارکوف به دست می‌آورد. در بردار احتمالات انتقال ثابت، متغیر S_t با توجه به مدل‌سازی معادله (۷)، مقدار صفر یا یک می‌گیرد:

1. independent and identically distributed random variables (i.i.d)

(۷)

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = \frac{exp(c_0)}{1 + exp(c_0)}$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 0) = 1 - P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0)$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = \frac{exp(c_1)}{1 + exp(c_1)}$$

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 1) = 1 - P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1)$$

مدل احتمالات انتقال ثابت[1] در معادله (۷) به معنای آن است که احتمال تغییر رژیم یا ماندگاری در رژیم ثابت هستند. یک روش انعطاف‌پذیر دیگر نیز این است که احتمالات انتقال بین رژیم‌ها به گونه‌ای مدل‌سازی شود که تابعی از بعضی متغیرهای قابل مشاهده باشند. با روش فیلاردو[2] (۱۹۹۴) احتمالات انتقال متغیر زمانی به دست می‌آیند؛ در این روش، احتمال جابجایی رژیم در طول زمان تغییر می‌کند. محاسبه مدل احتمالات انتقال متغیر زمانی[3] طبق معادله (۷) می‌باشد:

(۸)

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = \frac{exp(c_0 + z'_t . a_0)}{1 + exp(c_0 + z'_t . a_0)}$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = \frac{exp(c_1 + z'_t . a_1)}{1 + exp(c_1 + z'_t . a_1)}$$

در مدل احتمالات انتقال متغیر زمانی، متغیرهای حالت که حاکم بر تغییر رژیم هستند در عبارت $q \times 1$ بردار z_t درج می‌شوند که در آن $z_t = (z_{1t}, z_{2t}, \ldots, z_{qt})'$ است در حالی که a_0 و a_1 بردارهای $q \times 1$ ضرایب $(a_{01}, a_{02}, \ldots, a_{0q})'$ و همچنین $(a_{11}, a_{12}, \ldots, a_{1q})'$ مربوط به بردار z_t در هر یک از حالت‌ها هستند. در بردار z_t چند منشاء تاثیرگذار بر واکنش‌های نامتقارن گنجانده می‌شودو مثل نشانه تغییر قیمت نفت، اندازه تغییر قیمت نفت و دوره‌های رکود اقتصادی. این‌ها به شکل مجموعه متغیرهای مجازی REC, SIGN, SIZE و SIZE2 در بردار z_t گنجانده می‌شوند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

جدول (۱) آمار توصیفی را ارائه می‌دهد. داده‌های مورد مطالعه با استفاده از شاخص قدرت خرید مصرف‌کننده تعدیل شده‌اند. متغیر REC یک متغیر مجازی است که در دوره‌های رکود اقتصادی در ایران عدد یک را اختیار می‌کند و در غیر اینصورت برابر با صفر خواهد بود. میانگین متغیر REC حدودا برابر با ۰/۴۵ بوده که نشان می‌دهد اقتصاد ایران در این بازه، زمان قابل‌توجهی را در رکود گذرانده‌است و این در

1 . fixid transition probabilities (FTP)
2. Filardo AJ
3 . time varying transition probabilities (TVTP)

حالی است که در مطالعات مشابه انجام گرفته در امریکا از جمله اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) و هوانگ و کیم (۲۰۲۱)، میانگین rec کمتر از ۰/۲ بوده است. متغیر SIGN نیز به این صورت مقادیر صفر و یک را اختیار می‌کند که اگر تغییر قیمت نفت مثبت باشد، عدد آن یک و در غیر اینصورت صفر خواهد بود. همچنین از دو متغیر برای سنجش میزان تغییرات قیمت نفت استفاده می‌شود. اول، متغیر SIZE که اگر تغییر قیمت نفت بیشتر از یک انحراف استاندارد باشد، عدد آن یک و در غیر این صورت، صفر است. دوم، متغیر SIZE2 که اگر تغییر در قیمت بیشتر از میانه‌ی تغییرات باشد، عدد آن یک و در غیر این صورت، صفر است. شاخص میانه به این منظور انتخاب شده است تا میانگین SIZE2 تقریبا برابر با ۰/۵ باشد و بتواند تغییرات قیمت نفت را به دو گروه برابر تقسیم نماید. میانگین SIGN حدود ۰/۵۸ است که نشان می‌دهد در این مدت کمی بیش از نیمی از تغییرات قیمت نفت، افزایشی بوده‌اند. از طرف دیگر، میانگین ۰/۲۸ متغیر SIZE1 نشان می‌دهد که تنها کمی بیش از یک چهارم تغییرات قیمت نفت از یک انحراف معیار بیشتر بوده‌اند. مشخص است که میانگین SIZE2 نیز ۰/۵ خواهد بود.

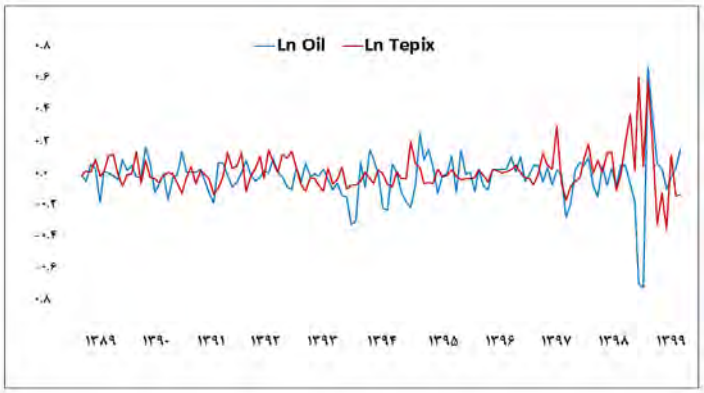
جدول۱. آمار توصیفی

متغیرها	اختصار	تعداد نمونه	میانگین	انحراف استاندارد	حداقل	حداکثر
شاخص قیمتی بورس[1]	tepix	۱۳۲	۱۲۱۱۷۷/۳۶۲۵	۱۴۳۹۵۹/۰۷۹۲	۴۰۱۰۱/۳۶۹۹	۸۸۷۴۵۸/۲۳۱۳
قیمت نفت[2]	oilp	۱۳۲	۷۱/۳۲۰۵	۲۸/۰۶۱۴	۱۴/۵۴۳۱	۱۲۳/۲۰۵۸
REC	rec	۱۳۲	۰/۴۵۴۵	۰/۴۹۹۸	۰	۱
SIGN	sign	۱۳۲	۰/۵۸۳۳	۰/۴۹۴۹	۰	۱
SIZE1	size1	۱۳۲	۰/۲۸۰۳	۰/۴۵۰۹	۰	۱
SIZE2	size2	۱۳۲	۰/۵۰۰۰	۰/۵۰۱۹	۰	۱
شوک عرضه نفت	supp	۱۳۲	۰/۰۱۰۸	۰/۱۵۲۸	-۰/۵۰۳۹	۰/۳۲۰۹
شوک تقاضای کل	dema	۱۳۲	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۹۸	-۰/۰۶۹۵	۰/۰۲۳۰
شوک تقاضای ویژه نفت	spec	۱۳۲	۰/۰۰۴۳	۰/۱۰۷۵	-۰/۴۵۵۲	۰/۵۴۲۳

ماخذ: محاسبات پژوهش

۱. شاخص واقعی قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران

۲. قیمت واقعی نفت اوپک



شکل ۱. نوسانات لگاریتم قیمت واقعی نفت و لگاریتم شاخص قیمت واقعی بورس تهران

در شکل (۱) نوسانات لگاریتم قیمت واقعی نفت و لگاریتم شاخص قیمتی واقعی بورس اوراق بهادار تهران به تصویر کشیده شده است. همانطور که مشخص است در طی دوره مورد مطالعه، نوسانات قیمت نفت اندکی بیش از نوسانات شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران است. در دوره‌هایی مانند سال ۱۳۹۷ قیمت نفت و شاخص قیمتی سهام هم‌جهت با هم حرکت کرده، ابتدا کاهش و سپس، افزایش یافته‌اند. همچنین از ابتدای سال ۱۳۹۷ نوسانات هر دو متغیر افزایش قابل ملاحظه‌ای پیدا کرده که بنا بر احتمالات فیلترشده در شکل (۲)، بیشتر در رژیم واکنش بالا قرار داشته است.

آزمون واکنش غیرخطی

اولین مرحله برای برآورد مدل این است که بررسی شود آیا واکنش شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران به تغییرات قیمت نفت طبق مدل دورژیمی مارکوف قابل تعریف است یا خیر. به این منظور باید در ابتدا معنی‌داری مدل احتمالات انتقال ثابت که توسط همیلتون[1] (۱۹۸۹) ابداع شده را آزمون کنیم. این واکنش نامتقارن در دو رژیم بالا و پایین طبق معادله ۷ قابل تعریف است. رژیم واکنش پایین زمانی اتفاق می‌افتد که $S_t = 0$ و $S_{t-1} = 0$ باشند. رژیم واکنش بالا نیز در حالتی که $S_t = 1$ و $S_{t-1} = 1$ باشد به وقوع می‌پیوندد. برآوردهای پژوهش نشان می‌دهد فرضیه وجود مدل دورژیمی را نمی‌توان رد کرد. دورژیمی بودن واکنش قیمت سهام به شوک قیمت نفت مطابق با نتایجی است که اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) در بازار سهام ایالات متحده و راعی و همکاران (۱۳۹۲)، عباسی‌نژاد و ابراهیمی (۱۳۹۲)، بهاروند و همکاران (۱۳۹۹) و نجفی استمال و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش‌های داخلی به آن رسیده‌اند. همچنین مدت برقراری هر یک از رژیم‌ها در جدول شماره (۲) قابل مشاهده است. مشاهدات نشان می‌دهد برقراری رژیم واکنش پایین بیش از ۲۴ برابر مدت برقراری رژیم واکنش بالا است بنابراین از آنجا که داده‌های مورد مطالعه ۱۳۲

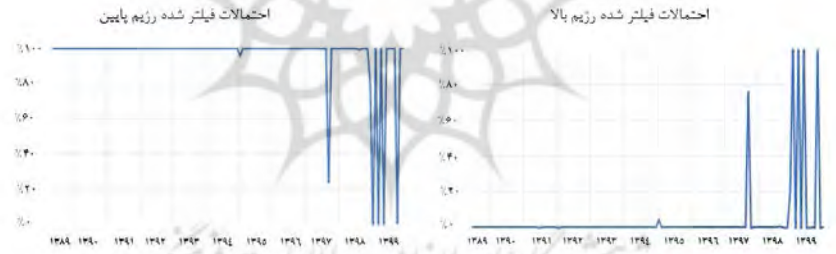
1 . Hamilton JD

ماه را شامل می‌شود در حدود ۱۲۷ ماه، رژیم واکنش پایین و در ۵ ماه نیز رژیم بالا برقرار بوده‌است. اگرچه طول دوره برقراری رژیم بالا زیاد نیست اما همانطور که در احتمالات فیلتر شده قابل مشاهده است، در دو سال اخیر، برقراری رژیم بالا به شکل قابل توجهی افزایش یافته‌است. همچنین در مدل احتمالات انتقال ثابت، احتمال باقی ماندن در رژیم پایین حدودا ۹۵/۹ درصد و احتمال باقی ماندن در رژیم بالا ۳۵/۷ درصد می‌باشد. در شکل (۱) احتمالات فیلتر شده هر یک از حالات رژیم بالا و پایین ترسیم شده‌است.

جدول۲. احتمالات انتقال ثابت و طول دوره رژیم‌ها

احتمالات انتقال ثابت بین رژیم واکنش بالا و واکنش پایین		
رژیم ها	بالا	پایین
بالا	۰/۰۳۵۷۶۹	۰/۹۶۴۲۳۱
پایین	۰/۰۴۰۶۵۱	۰/۹۵۹۳۴۹
مدت نسبی باقی ماندن در رژیم		
رژیم ها	واکنش بالا	واکنش پایین
نسبت	۱	۲۴/۵۹۹۵۵

ماخذ: محاسبات پژوهش



شکل۲. احتمالات فیلتر شده رژیم بالا و رژیم پایین

برای رد کردن فرض برابری ضرایب C_1 و C_2 در واکنش شاخص قیمتی بورس به شوک‌های قیمت نفت از آزمون والد[1] نیز به عنوان یک آزمون دیگر بهره می‌گیریم. آماره والد از بسط تیلور بدست می‌آید. آزمون والد محدودیت‌های پارامترهای آماری را بر اساس فاصله وزنی بین تخمین نامحدود و مقدار فرضی آن، تحت فرضیه صفر ارزیابی می‌کند. به‌نحوی که فرض صفر آن، برابر بودن ضرایب است. هر چه این فاصله وزنی بیشتر باشد، احتمال صحت محدودیت کمتر خواهد بود. توزیع نمونه محدود آزمون‌های والد دارای توزیع مجانبی χ^2 تحت فرضیه صفر است (فارمایر، ۲۰۲۲: ۶۶۳).

1. Wald test - Coefficient Restrictions

جدول۳. نتایج آزمون والد

آماره آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	مقدار p
آماره t	۶/۶۱۳۳۴۴	۱۱۷	۰/۰۰
آماره F	۴۳/۷۳۶۳۲	(۱/۱۱۷)	۰/۰۰
آماره کای اسکور	۴۳/۷۳۶۳۲	۱	۰/۰۰
محدودیت نرمال	مقدار	انحراف معیار	
C_1-C_2	۰/۲۵۲۹۰۱	۰/۰۳۸۲۴۱	

ماخذ: محاسبات پژوهش

مقدار p در آزمون والد برابر با صفر است. این بدان معناست که فرض صفر آزمون والد که بیانگر برابری ضرایب می‌باشد رد می‌شود در واقع اینجا هم نمی‌توان غیرخطی بودن واکنش شاخص قیمت سهام به شوک‌های قیمت نفت را رد کرد.

یکی دیگر از معیارهای تشخیص مدل‌های غیرخطی استفاده از معیارهای اطلاعاتی است. مقادیر معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کوئین و همچنین لگاریتم درستنمایی برای هر یک از مدل‌های خطی، دورژیمی و سه‌رژیمی در جدول زیر به نمایش درآمده است.

جدول۴. مقادیر معیارهای اطلاعاتی

نوع مدل	آکائیک	شوارتز بیزین	حنان کوئین	درست‌نمایی لگاریتمی
مدل خطی	۲/۵۴۵۴	۲/۶۹۸۷	۲/۶۱۲۴	-۱۱۰/۳۶۵۲
مارکوف سوئیچینگ دورژیمی	۰/۹	۱/۲۴۸۷	۱/۲۶۷۵	-۴۸/۶۶۵۱
مارکوف سوئیچینگ سه رژیمی	۱/۲۵۶۳	۱/۳۲۶۵	۱/۲۸۸۲	-۴۸/۶۶۵۱

ماخذ: محاسبات پژوهش

همانطور که در جدول مشخص است که مدل دورژیمی مارکوف سوئیچینگ کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکائیک، شوارتز بیزین و حنان‌کوئین را داشته و همچنین دارای بزرگترین میزان لگاریتم درستنمایی می‌باشد. این مقادیر نشان می‌دهد استفاده از مدل دورژیمی نسبت به مدل خطی و مدل سه‌رژیمی، قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری در واکنش قیمت سهام به شوک‌های قیمت نفت را دارد.

مدلسازی منشاء واکنش نامتقارن با مدل احتمالات انتقال متغیر

شاخصه اصلی مدل احتمالات متغیر زمانی ابداع شده توسط فیلاردو (۱۹۸۹) ایجاد امکان شناور بودن احتمالات انتقال بین رژیم‌ها با استفاده از داده‌های مختلف است. در ابتدا بررسی می‌شود که آیا متغیرهای مجازی از جمله REC، SIGN، SIZE1 و SIZE2 می‌توانند مبنایی برای مدلسازی منشاء واکنش نامتقارن شاخص قیمتی به شوک‌های نفتی ارائه دهند یا خیر. جدول (۳) معیار اطلاعاتی شوارتز، معیار اطلاعاتی

آکائیک و درست‌نمایی لگاریتمی هر یک از متغیرهای مجازی مذکور را به‌همراه نتایج مدل احتمالات انتقال ثابت نشان می‌دهد. ستون آخر مقادیر p مرتبط با آزمون نسبت درست‌نمایی مدل احتمالات انتقال متغیر زمانی را در برابر فرضیه صفر که مدل احتمالات انتقال ثابت است، نشان می‌دهد. نتایج بدست آمده از این قسمت بیان می‌کند با مقدار p معادل ۰/۰۰۲۵ تنها نشانه تغییر قیمت نفت می‌تواند برای مدلسازی منشاء واکنش نامتقارن شاخص قیمتی مطلوب باشد اما قرار گرفتن در دوره‌های رکود اقتصادی و اندازه تغییر قیمت نفت برای توضیح تغییرات رژیمی مطلوبیت قابل توجهی ندارند زیرا که مقدار p آنها به ترتیب ۰/۱۰۲۵ ، ۰/۱۸۱۲ و ۰/۰۷۶۹ می‌باشد. بنابراین برخلاف مطالعه اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) و هوانگ و کیم (۲۰۲۱) که رکود را عامل تعیین کننده‌ای برای تعیین ساختار رژیمی می‌دانند، در دوره زمانی مورد آزمون در ایران، این متغیر توان توضیح واکنش نامتقارن شاخص قیمتی ندارد. همچنین، عدم توضیح‌دهندگی متغیر اندازه تغییرات قیمت نفت نیز در پژوهش حاضر و پژوهش اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) با یکدیگر مطابقت دارد.

جدول۵. مدل احتمالات متغیر زمانی

عناصر z_t	معیار شوارتز	معیار آکائیک	درست‌نمایی لگاریتمی	آزمون LR
احتمال انتقال ثابت				
-	-۱/۸۵۷۰۹۶	-۲/۱۰۲۱۹۲	۱۴۵/۵۴۰۳	-
احتمالات انتقال متغیر زمانی				
SIGN	-۱/۸۴۸۸۱۷	-۲/۰۹۳۹۱۳	۱۴۵/۰۱۰۴	۰/۰۰۲۵
SIZE	-۱/۷۹۹۶۲۹	-۲/۰۴۴۷۲۵	۱۴۱/۸۶۲۴	۰/۱۸۱۲
۲SIZE	-۱/۸۴۰۳۲۳	-۲/۰۸۵۴۲	۱۴۴/۴۶۶۹	۰/۰۷۶۹
REC	-۱/۷۹۰۰۱۱	-۱/۹۳۵۱۰۷	۱۴۴/۸۴۶۹	۰/۱۰۲۵

ماخذ: محاسبات پژوهش

در جدول (۴)، شاخص‌های مختلف بردار z_t در معادله ۸ و نتایج برآوردهای نقطه‌ای از پارامتر جامعه با آزمون حداکثر درست‌نمایی از مدل احتمالات انتقال ثابت در ستون اول آمده‌است. در بین همه شاخص‌ها، پارامترهای مولفه $Stock_t^p$ نشان می‌دهد که رشد شاخص قیمت واقعی بورس معمولا ثابت است و گاها تغییراتی جزئی دارد که می‌تواند دوره‌های سقوط بازار سهام را نشان دهد و همچنین پارامتر σ_ω از نظر آماری معنی‌دار است یعنی مولفه روند قیمت سهام نوسانات زیادی ندارد لذا تاثیر پایداری بر نرخ رشد قیمت دارد. با این وجود، پارامتر σ_v از نظر آماری معنی‌دار نیست، یعنی وقتی نوسان پایین قیمت‌ها را مدل‌سازی کنیم متوجه می‌شویم که تغییر دائمی قابل توجهی در قیمت واقعی سهام مشاهده نمی‌شود.

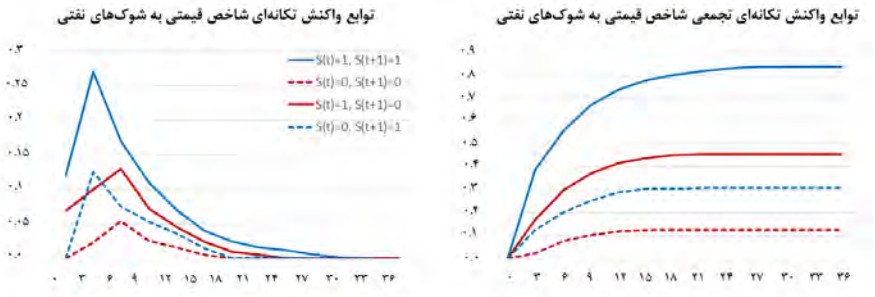
جدول۶. برآورد پارامترهای جامعه آماری

	مدل احتمال انتقال ثابت	مدل احتمال انتقال متغیر زمانی		
عناصر z_t		SIGN	SIZE	REC
پارامتر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
σ_v	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴
	(۰/۰۰۱۴)	(۰/۰۰۰۲۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۱۲)
σ_ε	۰/۰۴۷۶	۰/۰۴۴۲	۰/۰۴۱۴	۰/۰۴۴۳
	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۱۲)	(۰/۰۰۱۴)	(۰/۰۰۳۱)
σ_ω	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۱۵
	(۰/۰۰۷۷)	(۰/۰۰۰۴)	(۰/۰۰۰۶)	(۰/۰۰۰۳)
$\emptyset_1$	۱/۵۰۱۸	۱/۵۳۸۴	۱/۵۳۳۰	۱/۵۱۲۲
	(۰/۰۴۶۵)	(۰/۰۴۰۱)	(۰/۰۴۱۲)	(۰/۰۴۴۴)
$\emptyset_2$	−۰/۴۰	−۰/۳۹۲۱	−۰/۳۹۹۵	−۰/۳۷۸۹
	(۰/۰۲۵۲)	(۰/۰۳۸۷)	(۰/۰۳۳۲)	(۰/۰۳۵۶)
$\gamma_{o.o}$	−۰/۴۱۲۱	−۰/۰۷۸۳	−۰/۰۶۸۷	−۰/۰۷۲۱
	(۰/۱۹۵۲)	(۰/۰۶۳۲)	(۰/۰۷۱۰)	(۰/۰۵۷۶)
$\gamma_{1.o}$	−۰/۱۱۴	۰/۰۷۷۷	۰/۲۴۵۶	۰/۰۸۰۰
	(۰/۲۵۸۷)	(۰/۰۸۸۲)	(۰/۰۶۳۵)	(۰/۰۷۱۲)
$\gamma_{o.1}$	۰/۶۸۹۱	۱/۱۰۰۲	۱/۰۰۲۱	۱/۰۰۱۴
	(۰/۳۰۰۱)	(۰/۳۰۲۱)	(۰.۲۶۵۴)	(۰/۳۱۳۷)
$\gamma_{1.1}$	۰/۶۸۴۶	۱/۰۹۰۵	۱/۰۷۱۱	۱/۲۵۴۴
	(۰/۲۲۳۲)	(۰/۳۹۷۴)	(۰/۲۱۸۶)	(۰/۲۸۸۷)
c_o	۰/۴۹۱۲	۷/۳۵۶۴	۴/۲۲۳۴	۶/۲۸۱۹
	(۰/۳۲)	(۰/۶۹۰۲)	(۸/۶۵۴۱)	(۰/۹۲۲۷)
c_1	۲/۰۱۱۹	−۰/۴۵۶۲۹	۰/۷۵۴۷۲	−۰/۸۲۲۱
	(۱/۲۵۴۸)	(۰/۶۷۶۱)	(۰/۹۷۷۲)	(۰/۷۲۱۳)
a_{o1}	−	−۶/۷۵۳۴	−۴/۷۲۹	−۵/۱۶۴۹
		(۰/۱۰۰۵)	(۶/۷۶۲۴)	(۲/۰۱۱۱)
a_{o2}	−	۰/۸۷۵۴	−۵/۱۷۶۴	۰/۳۶۴۲
		(۲/۸۰۳۰)	(۹/۰۱۹۲)	(۱/۲۳۷۴)
درست‌نمایی لگاریتمی	۱۳۴/۸۴۶۹	۱۴۱/۸۶۲۴	۱۴۵/۰۱۰۴	۱۴۵/۵۴۰۳

ماخذ: محاسبات پژوهش

نمودارهای واکنش تکانه‌ای نشان می‌دهند بطور کلی برای تمام متغیرهای حالت، افزایشی به میزان یک انحراف معیار در قیمت نفت موجب تاثیر مثبت بر شاخص قیمت می‌شود اما میزان تاثیر و طول مدت

واکنش در متغیرهای حالت متفاوت می‌باشد. این یافته‌ها با نتایج ژه (۲۰۲۳) و شهبازی و همکاران (۱۳۹۲) مبنی بر وجود عدم تقارن در واکنش قیمت مطابقت دارد.



شکل ۳. توابع واکنش تکانه‌ای رژیم‌ها

همانطور که در شکل (۳) می‌بینیم هنگامی که در رژیم واکنش بالا (یعنی $S_t = 1$ و $S_{t+1} = 1$) باشد، واکنش شاخص قیمتی بزرگ‌تر است و زمان ماندگاری واکنش نیز طولانی‌تر از سایر حالات می‌باشد. در حالتی که St=0, St+1=1 یا هنگامی که St=1, St+1=0 است، آنگاه بیشینه واکنش شاخص قیمتی مثبت است اما اندازه آن کمتر از رژیم واکنش بالا است. زمانی که در رژیم واکنش پایین قرار داریم (یعنی $S_t=0, S_{t+1}=0$) واکنش شاخص قیمتی به افزایش قیمت نفت کمتر از سایر حالات است ولی همچنان اثر مثبت می‌باشد. در قسمت راست شکل (۲) نیز توابع واکنش تکانه‌ای تجمعی تا ۳۶ ماه به نمایش درآمده‌است.

وقتی معادله (۸) را جایگزین معادله (۷) کنیم می‌توانیم ضرایب تخمینی $\hat{c}_0$، $\hat{c}_1$، $\hat{a}_{01}$ و $\hat{a}_{02}$ را از جدول (۴) بدست آوریم که این اجازه را می‌دهد تا چگونگی تغییر احتمالات انتقال در طول زمان ارزیابی شود. به عنوان مثال با توجه به برآوردهای ستون متغیر مجازی SIGN در جدول (۴)، c_0 = ۷,۳۵۶۴ است. بنابراین:

$$P(S_t = 0 \mid S_{t-1} = 0) = \frac{\exp(\hat{c}_0)}{1 + \exp(\hat{c}_0)} = 0.88$$

این نتیجه بیانگر آن است که اگر $SIGN_{t-1}$= SIGNt= 0 یعنی تغییرات قیمت نفت در طی دو دوره کاهشی بوده باشد و در یک دوره رژیم واکنش پایین قرار گرفته باشد (یعنی $S_{t-1}=0$) ، به احتمال ۸۸٪ در همین رژیم واکنش پایین می‌مانیم زیرا احتمال ماندگاری در این رژیم ۸۸٪ است. متعاقبا تنها ۱۲٪ احتمال دارد که از رژیم واکنش پایین به رژیم واکنش بالا منتقل شویم.

در طرف مقابل در دوره رژیم واکنش پایین، اگر تغییرات قیمت نفت در دوره فعلی و دوره گذشته افزایشی بوده باشد، یعنی $SIGN_{t-1}=SIGN_t=1$ ، با توجه به مقادیر $\hat{a}_{01}$ و $\hat{a}_{02}$ در ستون SIGN جدول (۴) می‌توان گفت:

$$P(S_t = 0 \mid S_{t-1} = 0) = \frac{exp(\hat{c}_0 + \hat{a}_{01})}{1 + exp(\hat{c}_0 + \hat{a}_{01})} = 0.37$$

بنابراین احتمال تغییر رژیم از پایین به بالا در دوره افزایش قیمت نفت به ۶۳٪ می‌رسد. با جمع‌بندی این شواهد و نتایج توابع واکنش تکانه‌ای رژیم که پیشتر درباره آنها بحث کردیم می‌توان نتیجه‌گیری کرد که شوک مثبت قیمت نفت در مقایسه با شوک منفی قیمت نفت، اثرات بزرگ‌تری بر قیمت سهام می‌گذارد.

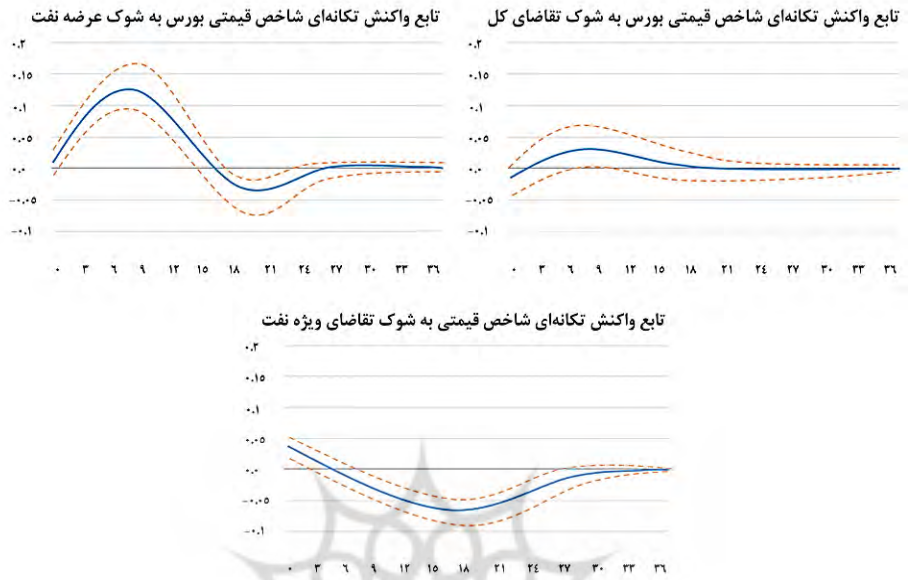
مدل‌سازی منشاء واکنش نامتقارن با تفکیک شوک‌های نفتی

سه پنل ارائه شده در جدول (۷) نتایج را برای هر یک از شوک‌های فیلتر شده از معادله ۶ نشان می‌دهد. در هر یک از پنل‌ها نتایج مشخصه احتمال انتقال ثابت و همچنین مدلسازی z_t برای بستگی به متغیرهای رکود، نشانه تغییر قیمت نفت و اندازه تغییر قیمت نفت نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود متغیرهای رکود و اندازه تغییر قیمت نفت نمی‌توانند مزیت قابل توجهی را در مقایسه با مدل احتمالات انتقال ثابت ایجاد نمایند. درمورد متغیر نشانه‌ی تغییر قیمت نفت، مقدار p برابر با ۰/۱۸۲۵ برای شوک عرضه نفت معنی‌دار نیست ولی درمورد شوک تقاضای کل و شوک تقاضای ویژه نفت (۰/۰۰۴۱ و ۰/۰۳۲۱) معنی‌دار است. بنابراین متغیر SIGN می‌تواند در شوک‌های تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت، در توضیح عدم تقارن واکنش شاخص قیمتی موثر باشد اما درمورد شوک عرضه نفت کمک خاصی نمی‌کند. توضیح‌دهندگی متغیر نشانه تغییر قیمت نفت و عدم توضیح‌دهندگی متغیر رکود اقتصادی در این پژوهش با نتایجی که اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) و هوانگ و کیم (۲۰۲۱) مبنی بر اهمیت متغیر رکود در واکنش شاخص قیمتی بورس به شوک‌های قیمت نفت بود، در تضاد است.

جدول ۷. خودرگرسیون برداری ساختاری

عناصر z_t	معیار شوارتز	معیار آکائیک	درست‌نمایی لگاریتمی	آزمون LR
شوک عرضه نفت				
None	-۰/۶۰۱۲۲	-۰/۸۵۹۸۴۲	۶۵/۴۸۲۲۶	-
SIGN	-۰/۶۱۳۳۹	-۰/۸۵۹۷۳۷	۶۵/۵۹۳۲۸	۰/۱۸۲۵
۱SIZE	-۰/۶۱۲۷۱۴	-۰/۸۵۹۰۶۱	۶۵/۱۷۰۳۵	۰/۷۶۳۵
۲SIZE	-۰/۶۱۲۶۶۹	-۰/۸۵۹۰۱۶	۶۵/۵۴۷۵۴	۰/۷۰۲۱
REC	-۰/۶۰۸۸۸۳	-۰/۸۵۵۲۳	۶۵/۳۰۷۱۲	۰/۰۶۲۸
شوک تقاضای کل				
None	-۶/۱۶۶۲۲	-۶/۷۶۲۳۲۱	۴۱۳/۶۴۶۲	-
SIGN	-۶/۰۹۶۰۱	-۶/۳۴۲۳۵۷	۴۱۳/۷۳۹۷	۰/۰۰۴۱
۱SIZE	-۶/۱۲۶۳۰۵	-۶/۳۷۲۶۵۲	۴۱۳/۶۶۳۴	۰/۸۱۲۲
۲SIZE	-۶/۰۵۴۶۶۶	-۶/۳۰۱۰۱۳	۴۱۳/۷۱۴۳	۰/۰۲۲۲
REC	-۶/۴۵۱۵۱۶	-۶/۶۹۷۸۶۳	۴۱۴/۳۱۴۳	۰/۰۹۸۳
شوک تقاضای ویژه نفت				
None	-۱/۳۱۲۵۲۲	-۱/۵۴۸۲۵۳	۱۰۷/۳۲۵۵	-
SIGN	-۱/۳۰۱۶۱۵	-۱/۵۴۷۹۶۲	۱۰۸/۲۹۵۶	۰/۰۳۲۱
۱SIZE	-۱/۲۷۸۹۶۶	-۱/۵۲۵۳۱۳	۱۰۷/۸۵۷۳	۰/۲۰۵۱
۲SIZE	-۱/۲۵۴۸۹۹	-۱/۵۰۱۲۴۶	۱۰۶/۳۲۹۱	۰/۰۸۸۵
REC	-۱/۲۴۲۸۷۳	-۱/۵۰۰۲۲	۱۰۷/۵۶۵۵	۰/۱۸۷۵

ماخذ: محاسبات پژوهش



شکل۳. توابع واکنش تکانه‌ای شاخص قیمتی بورس به شوک عرضه، تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت

نمودارهای توابع واکنش تکانه‌ای نشان می‌دهند واکنش شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران به شوک عرضه، تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت نامتقارن است که با نتایجی که کیلیان و پارک (۲۰۰۹) و اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) مطابقت دارد. همانطور که در نمودار سمت راست مشخص است، با وقوع شوک مثبت عرضه نفت (به عنوان مثال کاهش عرضه نفت توسط اوپک)، شاخص قیمتی بورس افزایش می‌یابد، این افزایش تا حدود ۷ دوره به میزان بیشینه می‌رسد، سپس فروکش می‌کند و پس از ۱۵ دوره، شاخص قیمت واکنش منفی نشان می‌دهد که علت آن احتمالا ایجاد بیماری هلندی و سرکوب نرخ ارز به سبب افزایش درآمدهای نفتی است. بر خلاف نتایجی که کیلیان و پارک (۲۰۰۹) در کم‌اثر بودن شوک‌های عرضه نفت گرفتند، در این پژوهش شاخص قیمتی بورس بیشترین واکنش را به شوک عرضه و کمترین واکنش را به شوک تقاضای کل نشان می‌دهد. زمانی که اقتصاد جهانی وارد دوره رونق شده باشد، شوک تقاضای کل ایجاد می‌شود. واکنش شاخص قیمتی بورس تهران به این شوک نیز مثبت بوده اما شدت واکنش در مقایسه با شوک عرضه کمتر است. اثرات این شوک پس از ۱۸ دوره از بین می‌رود. سومین نوع شوک، شوک تقاضای ویژه نفت است که به عنوان مثال افزایش تنش‌های سیاسی در خاورمیانه باعث آن است و در این شرایط، کشورهای غربی سعی می‌کنند با بالا بردن واردات نفت خام، ذخایر استراتژیک خود را بالا ببرند. واکنش شاخص قیمتی بورس تهران به این افزایش قیمت نفت، منفی است و اثرات آن تا یک دوره ۱۸ ماهه به بیشینه رسیده، پس از آن کاهش یافته و در آخر به صفر می‌رسد.

بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه رفتار قیمت سهام و شناخت عوامل موثر بر آن همواره از مهمترین دغدغه‌های پژوهشگران، سرمایه‌گذاران و سیاستگذاران اقتصادی بوده است و صاحب‌نظران از شوک‌های قیمت نفت به عنوان یکی از مهمترین عوامل اثرگذار بر قیمت‌های سهام یاد می‌کنند. اما پژوهش‌های مختلف درباره چگونگی اثرگذاری شوک‌های قیمتی نفت بر قیمت سهام، نتایج متناقضی بدست آورده‌اند. از آنجا که قیمت جهانی کامودیتی‌ها اثرات مهمی روی قیمت‌های سهام در بورس اوراق بهادار تهران دارد، مطالعه اثرات شوک‌های قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام اهمیتی دوچندان پیدا می‌کند. هدف این پژوهش برطرف کردن تعارض موجود در مورد چگونگی واکنش شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های قیمت نفت با داده‌های ماهانه ۱۳۸۹/۱/۱ تا ۱۴۰۰/۱/۱و با استفاده از مدل سوئیچینگ مارکوف می‌باشد.

نتایج پژوهش حاضر با بهره‌گیری از روش همیلتون (۱۹۸۹)، مشابه با نتایجی که لیو و همکاران (۲۰۲۲) گرفتند به وجود ارتباط غیرخطی میان این دو متغیر گواهی می‌دهد. به علاوه، مانند نتایجی که راعی و همکاران (۱۳۹۲)، بهاروند و همکاران (۱۳۹۹) و نجفی استمال و همکاران (۱۴۰۰) گرفتند، یافته‌ها نشان می‌دهد واکنش شاخص قیمتی (وزنی-ارزشی) بورس اوراق بهادار تهران به شوک‌های قیمتی نفت در یک مدل دورژیمی قابل توضیح است. البته پژوهش‌های مزبور از وجود دو رژیم رکود و رونق برای واکنش بازار سهام خبر دادند در حالیکه طبق نتایج پژوهش حاضر، نمی‌توان ارتباط زیادی میان رژیم‌های واکنش با چرخه‌های تجاری یافت. بر اساس یافته‌ها، واکنش شاخص قیمتی بورس بیش از آنکه تحت تاثیر متغیر رکود یا رونق باشد، به نشانه تغییر قیمت نفت مرتبط است. با توجه به اینکه بخش قابل توجهی از دوره زمانی مورد مطالعه این پژوهش با تحریم فروش نفت ایران همزمان بوده و اقتصاد در وضعیت رکود به سر برده، قدرت توضیح‌دهندگی متغیر رکود کاهش یافته است.

همچنین با اینکه در دوره مورد مطالعه، مدت زمان ماندگاری رژیم واکنش پایین، بیش‌تر از رژیم واکنش بالا است اما در سال‌های اخیر، برقراری رژیم واکنش بالا نسبت به سال‌های گذشته افزایش قابل توجهی پیدا کرده و میزان تغییر رژیم واکنش در سال‌های پایانی دهه نود شمسی بطور قابل توجهی بیش از سال‌های ابتدایی این دهه بوده است.. نتایج نشان می‌دهد مطابق با نتایجی که ریبوردو (۲۰۱۰)، اسکوباری و شارما (۲۰۲۰)، هوانگ و کیم (۲۰۲۱) و ژه (۲۰۲۳) گرفتند واکنش قیمت سهام نامتقارن است و شوک مثبت قیمت نفت می‌تواند اثر بزرگتری را در مقایسه با شوک منفی قیمت نفت، بر شاخص قیمتی بورس بگذارد. به علاوه با آنکه افزایش قیمت نفت بر شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران در هر دو رژیم اثر مثبتی دارد، اما میزان و ماندگاری واکنش شاخص قیمت سهام در رژیم واکنش بالا، بیشتر است. یعنی با آنکه افزایش قیمت در هر دو رژیم، خبر خوبی برای شاخص قیمتی سهام است، در سال‌های پایانی دهه نود شمسی، قیمت‌های سهام با شدت بیشتری به تغییرات قیمت نفت –خصوصا شوک مثبت قیمت نفت- واکنش می‌دهد و این، احتمال ایجاد فراواکنش در بازار بورس تهران را بالا می‌برد که مستلزم مراقبت بیشتر سیاستگذاران و دقت سرمایه‌گذاران بازار خصوصا در سهم‌های با ارزش بازاری پایین است. در مجموع بنظر می‌رسد وقوع عواملی مانند تحریم‌های نفتی و کاهش درآمد دولت، کاهش سرمایه‌گذاری دولتی و کاهش تقاضای کل اقتصاد در کنار افزایش انتظارات تورمی در اواخر این دهه، شدت واکنش و نوسانات در بازار را افزایش داده است.

یافته‌ها نشان می‌دهد برخلاف نتایج اکثر پژوهش‌های اخیر در کشورهای واردکننده نفت خام و توسعه‌یافته مثل امریکا از جمله اسکوباری و شارما (۲۰۲۰) و هوانگ و کیم (۲۰۲۱)، متغیر رکود نمی‌تواند اثر چندانی بر ساختار رژیمی داشته باشد. همچنین، اندازه تغییر قیمت نفت نیز از توضیح احتمال انتقالات ناتوان است و تنها متغیر نشانه تغییر قیمت نفت است که می‌تواند ساختار سوئیچینگ میان رژیم‌ها را توضیح دهد. بورس اوراق بهادار تهران نسبت به نشانه تغییرات قیمت نفت حساسیت بیشتری دارد تا اندازه تغییرات قیمت نفت.

با توجه به اینکه یک شوک نفتی ممکن است از عوامل متعددی در سمت عرضه یا تقاضای بازار نفت نشئت گیرد، با استفاده از یک مدل خودرگسیون برداری ساختاری و تفکیک شوک‌های نفتی به سه نوع شوک عرضه، شوک تقاضای کل جهانی و شوک تقاضای ویژه نفت، نتایج به عدم تقارن واکنش شاخص قیمتی بورس به هر یک از انواع شوک نفتی گواهی می‌دهند. با وقوع شوک مثبت عرضه نفت (مثلا بدلیل کاهش عرضه نفت توسط اوپک)، شاخص قیمتی بورس افزایش می‌یابد، این افزایش به بیشینه می‌رسد، سپس، شروع به فروکش کردن می‌کند و در آخر مطابق با نتایج شیرین‌بخش و همکاران (۱۳۹۴)، شاخص کاهش می‌یابد که علت آن احتمالا سرکوب نرخ ارز در اقتصاد ایران به سبب افزایش درآمدهای نفتی و ایجاد بیماری هلندی است. واکنش شاخص قیمتی بورس به وقوع شوک تقاضای کل جهانی (مثل افزایش حجم تجارت بین‌الملل) نیز بعلت ایجاد رونق تجارت و صادرات غیرنفتی ایران مثبت بوده اما شدت واکنش در مقایسه با شوک عرضه کمتر است. وقوع شوک تقاضای ویژه نفت (مثل افزایش تنش سیاسی در خاورمیانه و تقاضا برای افزایش ذخایر استراتژیک نفت)، منجر به واکنش منفی شاخص قیمتی بورس تهران می‌شود و با افزایش قیمت نفت، شاخص قیمتی کاهش می‌یابد که علت آن، افزایش ریسک سیاسی در خاورمیانه و تیره‌شدن چشم‌انداز رشد اقتصادی کشورهای منطقه می‌باشد. با این نتایج، سرمایه‌گذاران با تحلیل انواع شوک‌های نفت می‌توانند پیامدهای هر یک از شوک‌ها را پیش‌بینی کرده و استراتژی سرمایه‌گذاری مناسبی را اتخاذ کنند.

پژوهشگران در پژوهش‌های آتی می‌توانند نقش تحریم‌های نفتی علیه ایران را در واکنش شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دهند و با تفکیک شوک‌های نفتی، اثر متغیر تحریم بر ساختار سوئیچینگ رژیم‌ها در واکنش قیمت سهام به هر یک از انواع شوک‌های نفتی را بررسی کنند. همچنین واکنش قیمت سهام صنایع مختلف بورسی از قبیل گروه‌های پالایشی، شیمیایی، فلزات، بانکی و ... به شوک‌های عرضه، تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت از دیگر موضوعاتی است که می‌تواند مورد توجه قرار گیرد. تاثیرات هر یک از شوک‌های عرضه، تقاضای کل و تقاضای ویژه نفت بر شاخص‌های اقتصاد کلان از جمله نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی و متغیرهای پولی از قبیل پایه پولی، نقدینگی و شبه پول نیز از جمله موضوعات مهمی است که می‌تواند نظر پژوهشگران را جلب کند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Abbasinejad H. & Ebrahimi S. (2013). The effect of oil price fluctuations on the performance of Tehran Stock Exchange. *Researches and economic policies*. 68(4), 83-108. (In Persian).

Abbasinejad H, Mohamadi Sh, & Ebrahimi S. (2017). Dynamics of the relationship between macroeconomic variables and the stock market. *Asset Management and Financing*. 5(1), 61-82. (In Persian).

Aleheydar Sh, Aghababaei ME, & Eghbalnia M. (2020). Investigating the effect of oil price dynamics on the momentum of industries in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, 30(2), 121-142. (In Persian).

Aloui C, Jammazi R. (2009). The effects of crude oil shocks on stock market shifts behaviour: a regime switching approach. *Energy Econ*, 31, 789-799.

Baharvand N, Abounouri E, & Farzam V. (2020). Regime dynamics and spillover effects between oil, currency and stock markets in Iran: Markov switching approach. *Economic Magazine*, 7, 113-137. (In Persian).

Basher SA, Sadorsky P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance J*, 17, 224-251

Brooks, C. (2008). Introductory Econometrics for Finance, *Cambridge University Press*.

Canarella, C., & Pollard, S.K. (2007). A switching ARCH (SWARCH) model of stock market volatility: some evidence from Latin America, *International Review of Economics*, 54 (4): 445-462.

Chen NF, Roll R, & Ross SA. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403

Escobari, D., & Sharma, S. (2020). Explaining the nonlinear response of stock markets to oil price shocks. *Energy*, 11878

Fahrmeir, L., Kneib, T., Lang, S., & Marx, B. D. (2022). Regression models. In *Regression: Models, methods and applications* (pp. 23-84). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.

Fallahpour S, Tehrani R, & Gorgani M. (2022). Investigating the effect of oil price shocks and western sanctions on banks' liquidity creation. *Financial research*. 24(2), 157-183. (In Persian).

Filardo AJ. (1994). Business-cycle phases and their transitional dynamics. *J Bus Econ Stat*, 12(3), 299-308.

Ge Z. (2023). The asymmetric impact of oil price shocks on China stock market: Evidence from quantile-on-quantile regression. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 89, 120-125

Ghaderi S, & Shahrazi M. (2020). The effect of global commodity price index on stock returns of Tehran Stock Exchange: Bayesian Markov rotation approach. *Financial Research*. 22(1), 90-109. (In Persian).

Hamilton, JD. (1983). Oil and macroeconomy since World War II. J Polit. *Econ*, 92, 228-248.

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica: *Journal of the econometric society*, 357-384.

Huang RD, Masulis RW, & Stoll HR. (1996). Energy shocks and financial markets. *J Futures Mark*, 16(1), 1-27.

Hwang I, & Kim J. (2021). Oil price shocks and the US stock market: A nonlinear approach. *Journal of Empirical Finance*. 64, 23-36.

Jones CM, Kaul G. (1996). Oil and the stock markets. *J Finance*. 51(2), 463-91 .

Kilian L, & Park C. (2009). The impact of oil price shocks on the US stock market. *Int Econ Rev*, 50(4), 1267-87.

Kilian L. (2009). Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *Am Econ Rev*, 19, 1053-69

Liu X, Wang Y, Du W, & Ma Y. (2022). Economic policy uncertainty, oil price volatility and stock market returns: Evidence from a nonlinear model. *North American Journal of Economics and Finance*. 62, 101-114.

Miller JI, & Ratti RA. (2009). Crude oil and stock markets: stability, instability, and bubbles. *Energy Econ*. 31, 559–568.

Mishra S, Sharif A, Khuntia S, Meo SA, & Khan SAR. (2019). Do oil prices impede Islamic stock indices? Fresh insights from wavelet-based quantile-on-quantile approach. *Resour Pol*, 62, 292-304.

Najafiestamal S, Hosseini Sh, & Memarnejad A, Ghafari F. (2021). Investigating the effect of financial crisis transmission mechanism and Markov switching causality on selected indices of Iran Stock Exchange. *Financial Economics*. 15(3), 59-87. (In Persian).

Ross Stephen A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, 341–360.

Park J, & Ratti RA. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy Econ*, 30(5), 2587-608.

Raei R, Mohamadi SH, & Saranj A. (2014). Dynamics of Tehran Stock Exchange using Garch-exponential model in average Markov switching. *Financial Research*. 16(1), 77-98. (In Persian).

Reboredo JC. (2010). Nonlinear effects of oil shocks on stock returns: a Markov regime-switching approach. *Appl Econ*, 42, 3735-44.

Sadeghi Shahedani M, & Mohseni H. (2013). Impact of oil prices on stock returns: Evidence from Middle East oil exporting countries. *Journal of Energy Planning and Policy Research*. 1(3), 1-16. (In Persian).

Sadorsky P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Econ*, 21(5), 449-69.

Shahbazi Q, Rezaei E, & Salehi Y. (2013). Impact of oil price shocks on stock returns in Tehran Stock Exchange: SVAR approach. *Financial Knowledge of Securities Analysis*. 18(2), 125-136. (In Persian).

Sharma S. (2017). Oil price shocks and American depositary receipt stock returns. *Res Int Bus Finance*, 42, 1040-56

Shirinbakhsh SH, Bazazan F, & Zareei M. (2015). The effect of oil price shocks on the stock market price index SVAR approach. *Asset Management and Financing*. 3(2), 15-32. (In Persian).

Tayyebnia A, & Ghasemi F. (2006). The role of oil shocks in Iran's economic business cycles. *Economic Research Paper*. 23(4), 49-80. (In Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی