سرریز تلاطم قیمت نفت بر شاخص‌های اقتصادی حمل‌ونقل ریلی ایران: کاربرد مدل MGARCH-BEKK

مقاله علمی – پژوهشی

*پریسا بازدار اردبیلی (نویسنده مسئول)، استادیار، مرکز تحقیقات راه، مسکن و شهرسازی، تهران، ایران

*پست الکترونیکی نویسنده مسئول: p.bazdar@bhrc.ac.ir

دریافت: ۱۴۰۵/۰۴/۲۸- پذیرش: ۱۴۰۵/۰۸/۱۵

صفحه ۹۰-۷۱

چکیده

بخش حمل‌ونقل ریلی به‌عنوان یکی از زیربناهای کلیدی اقتصاد ایران، به‌دلیل پیوندهای گسترده با سایر بخش‌ها، همواره از شوک‌های کلان اقتصادی از جمله نوسانات قیمت نفت تأثیر می‌پذیرد. پژوهش حاضر با هدف تحلیل سرریز تلاطم قیمت نفت بر شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی ایران شامل ارزش‌افزوده، حمل کالا و حمل مسافر برای دوره زمانی ۱۴۰۳-۱۳۷۱ طراحی شده است. برای این منظور، از مدل اقتصادسنجی دو متغیره MGARCH-BEKK استفاده شده است. پیش‌نیازهای برآورد شامل آزمون‌های مانایی فیلیپس-پرون و نگ-پرون، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن و آزمون عدم‌گارچ انجام گرفت که همگی وجود رابطه بلندمدت و ناهمسانی واریانس شرطی را تأیید کردند. یافته‌های حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که ضرایب غیرقطری ماتریس شوک‌ها (A) برای هر سه شاخص ریلی مثبت و از لحاظ آماری معنادار است. به‌بیان دیگر، شوک‌های قیمت نفت در دوره قبل، به‌طور معناداری نوسانات جاری ارزش‌افزوده، حمل کالا و حمل مسافر ریلی را افزایش می‌دهد و سرریز تلاطم از بازار نفت به بخش ریلی به‌صورت دوطرفه (خودمتأثری) نیز مشاهده می‌شود. همچنین ضرایب قطری نشان‌دهنده تأثیرپذیری هر متغیر از شوک‌های گذشته خود است. آزمون نرمال بودن پسماندها نیز نرمال بودن توزیع خطاها را تأیید کرد. بر اساس نتایج، افزایش نوسانات قیمت نفت، تلاطم بیشتری در شاخص‌های ریلی ایجاد می‌کند و خبرهای مثبت یا منفی از بازار نفت به‌ترتیب باعث افزایش یا کاهش نوسانات در این بخش می‌شود. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران کلان اقتصادی با طراحی سازوکارهای ثبات‌بخش، نهادهای نظارتی با الزام به افشای ریسک، سرمایه‌گذاران با تنوع‌بخشی سبد سوخت و مدیریت ریسک با تدوین سناریوهای مقابله با بحران، آسیب‌پذیری حمل‌ونقل ریلی را در برابر نوسانات نفتی کاهش دهند.

واژه‌های کلیدی: سرریز تلاطم، نوسانات قیمت نفت، شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی، مدل *MGARCH-BEKK*

۱- مقدمه

بخش حمل‌ونقل به‌عنوان یکی از بخش‌های زیربنایی و کلیدی اقتصاد ملی، نقشی محوری در فرایند تولید، توزیع و مصرف کالا و خدمات ایفا می‌کند. این بخش به‌دلیل پیوندهای گسترده با سایر بخش‌های اقتصادی، آثار پسین قابل‌توجهی بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی، اشتغال و تورم دارد (ورهرامی و حسین پور و ۱۳۹۷). در اقتصاد ایران، بخش حمل‌ونقل پس از بخش خانگی، بیشترین سهم از مصرف نهایی انرژی کشور را به خود اختصاص داده است و سهم

حمل‌ونقل زمینی از این میزان مصرف حدود ۹۵ درصد برآورد می‌شود(ورهرامی و حسین پور و ۱۳۹۷) این وابستگی شدید به حامل‌های انرژی، بخش حمل‌ونقل را در برابر نوسانات قیمت انرژی به‌ویژه نفت، به‌شدت آسیب‌پذیر ساخته است.

نفت به‌عنوان یکی از مهم‌ترین کالاهای استراتژیک در اقتصاد جهانی، همواره نقشی تعیین‌کننده در شکل‌دهی به هزینه‌های تولید، سطح تورم و روند رشد اقتصادی کشورها داشته است. نوسانات قیمت نفت نه‌تنها بر بازارهای مالی و انرژی، بلکه بر بخش‌های واقعی اقتصاد از جمله حمل‌ونقل تأثیرات عمیقی برجای می‌گذارد(Przekota & Szczepańska-Przekota, 2024). در ادبیات اقتصاد مالی، این پدیده با عنوان سرریز تلاطم[1] مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ فرآیندی که طی آن شوک‌ها و نوسانات یک بازار یا متغیر اقتصادی، بر سطح نوسانات بازار یا متغیر دیگر تأثیر می‌گذارد (Chen et al., 2025). در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، تغییرات قیمت نفت به‌عنوان یک شاخص کلان اقتصادی، حاوی اطلاعاتی درباره هزینه‌های تولید، تورم و رکود اقتصادی است که می‌تواند انتظارات فعالان اقتصادی در بخش حمل‌ونقل را تحت تأثیر قرار داده و نوسانات این بخش را تشدید کند.

حمل‌ونقل ریلی در مقایسه با حمل‌ونقل جاده‌ای که به‌طور مستقیم به سوخت‌های فسیلی وابسته است، از ویژگی متمایزی برخوردار است؛ منبع دیگر انرژی در حمل‌ونقل ریلی برق می‌باشد (Przekota & Szczepańska-Przekota, 2024). این ویژگی، ماهیت انتقال ریسک از قیمت نفت به بخش ریلی را پیچیده‌تر می‌سازد و کانال‌های متفاوتی را برای این انتقال ایجاد می‌کند: نخست، کانال هزینه‌های نهاده که افزایش قیمت نفت از طریق افزایش هزینه برق (در صورت تولید برق از سوخت‌های فسیلی) و همچنین هزینه مواد اولیه و تجهیزات را به همراه دارد؛ دوم، کانال جانشینی که افزایش قیمت نفت، حمل‌ونقل ریلی را در مقایسه با حمل‌ونقل جاده‌ای رقابتی‌تر ساخته و می‌تواند سرمایه‌گذاری در این بخش را تشویق کند؛ و سوم، کانال تقاضای کل که شوک‌های نفتی از طریق کاهش رشد اقتصادی، تقاضا برای حمل بار و مسافر را تحت تأثیر قرار می‌دهد(پژمان زادو بازدار اردبیلی و ۱۳۹۳)

با وجود پژوهش‌های انجام‌شده در زمینه ارتباط قیمت نفت و بخش حمل‌ونقل، اغلب این مطالعات به بررسی اثرات سطح قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند و کمتر به تحلیل نوسانات قیمت نفت و سرریز این نوسانات به شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی توجه شده است. این در حالی است که بر اساس یافته‌های پژوهشگران، نوسانات قیمت نفت به مراتب مخرب‌تر از سطح آن بوده و می‌تواند آثار عمیق‌تری بر تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری و بهره‌وری در بخش حمل‌ونقل برجای گذارد. همچنین، با توجه به ساختار ویژه اقتصاد ایران که به‌شدت به درآمدهای نفتی وابسته است و نقش محوری حمل‌ونقل ریلی در جابجایی بار و مسافر، بررسی دقیق‌تر مکانیزم انتقال ریسک‌های اقتصادی ناشی از نوسانات قیمت نفت به این بخش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف تحلیل انتقال ریسک‌های اقتصادی نوسانات قیمت نفت بر شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی ایران طراحی شده است. پرسش اصلی پژوهش این است که آیا نوسانات قیمت نفت به‌عنوان یک متغیر کلان اقتصادی، سرریز تلاطم معناداری بر شاخص‌های کلیدی بخش حمل‌ونقل ریلی شامل ارزش‌افزوده، میزان حمل کالا و میزان حمل مسافر دارد؟ برای پاسخ به این پرسش، از مدل اقتصادسنجی MGARCH-BEKK استفاده شده است که به‌طور خاص برای مدل‌سازی واریانس‌ها و کواریانس‌های شرطی در سری‌های زمانی مالی و اقتصادی طراحی شده و امکان بررسی سرریز تلاطم بین متغیرها را در هر دو جهت فراهم می‌آورد.

ساختار مقاله به‌این‌صورت است که پس از مقدمه، در بخش دوم، پیشینه پژوهش شامل مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم، مبانی نظری تحلیل انتقال ریسک‌های اقتصادی نوسانات قیمت نفت بر شاخص‌های بخش حمل‌ونقل ریلی ارائه می‌شود. بخش چهارم به معرفی متغیرها و بررسی روند قیمت نفت و شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی ایران طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۴۰۳ اختصاص دارد.

در بخش پنجم، متدولوژی تحقیق و مدل اقتصادسنجی MGARCH-BEKK تشریح شده و نتایج برآورد مدل و آزمون‌های تشخیصی ارائه می‌گردد. نهایتاً، بخش ششم به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات سیاستی در چهار سطح

سیاست‌گذار کلان اقتصادی، نظارت مالی و بانکی، سرمایه‌گذاران و فعالان بازار و مدیریت ریسک در بحران‌های آینده اختصاص یافته است.

۲- پیشینه تحقیق

پورکرمانی(۱۴۰۵) به سرریز نوسان بین بازار نفت و بازار کرایه حمل پرداخته است. نتایج نشان می‌دهند که بازار نفتکشها سرریز نوسان بیشتری داشته و بازار حمل‌ونقل کالاهای فله نوسان کمتری را تجربه می‌کند. این موضوع نشان‌دهنده یک-پارچگی بیشتر بازار نفتکش نسبت به بازار کالای فله و بازار نفت است. نوسانات قیمت نفت سهم بیشتری در سرریز نوسان به بازار نفتکش دارند. در دوره‌هایی که کاهش شدید قیمت نفت رخ می‌دهد و نوسان در بازار نفت افزایش می‌یابد، قیمت نفت منبع مهم سرریز نوسان است. در بازار کرایه حمل کالای فله، هرچه اندازه کشتی‌ها کوچک‌تر باشد، میزان سرریز نوسان بیشتر است و بالعکس، در کشتی‌های بزرگ‌تر کمتر خواهد بود. در دوره‌های جنگ‌های منطقه‌ای سرریز نوسان شدت بیشتری دارد (پورکرمانی و۱۴۰۵).

خلفی و اسعدی سامانی (۱۴۰۴) با رویکرد تاریخی-تحلیلی و استفاده از تحلیل رگرسیون و تحلیل مومنتوم، همبستگی قیمت نفت با نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و طلا را در کشورهای تولیدکننده و مصرف‌کننده بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد قیمت نفت با نرخ ارز کشورهایی مانند کانادا، نروژ و ژاپن همبستگی معناداری دارد و شوک‌های ژئوپلیتیکی تأثیر قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی و تجارت بین‌الملل داشته است. همچنین رشد خودروهای برقی و تغییر الگوی مصرف از عوامل کلیدی کاهش رشد تقاضای نفت در سال‌های اخیر معرفی شده است (خلفی و اسعدی سامانی و ۱۴۰۴).

مجردی و همکاران (۱۴۰۴) با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[۲] برای داده‌های فصلی ۱۳۹۲-۱۴۰۰ نشان داد که نااطمینانی سیاست اقتصادی، نرخ بهره و شاخص تولید صنعتی تأثیر منفی و معنادار، و نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز مؤثر واقعی تأثیر مثبت بر بازده سهام در ایران دارند؛ همچنین در بلندمدت، افزایش یک درصدی نااطمینانی سیاست اقتصادی بازده سهام را حدود ۱/۳۷ درصد کاهش می‌دهد.

سیفی‌پور و بازدار اردبیلی(۱۴۰۳) با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[۳] به بررسی اثر شوک‌های کلان اقتصادی بر ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل در ایران پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد شوک‌های مثبت ارزش‌افزوده کل، نقدینگی و شوک‌های منفی نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده تأثیر مثبت بر حمل‌ونقل دارند. همچنین آزمون والد، وجود اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی بر این بخش را تأیید کرده است(سیفی‌پور و بازدار اردبیلی و۱۴۰۳).

کمیجانی و حاجی‌حیدری (۱۴۰۲) با رویکرد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت، نااطمینانی قیمت نفت و تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی و تورم در ایران پرداخته است. یافته‌ها نشان می‌دهد شوک مثبت قیمت نفت رشد اقتصادی را افزایش و تورم را کاهش می‌دهد، در حالی که تحریم‌ها اثر منفی بر رشد و مثبت بر تورم دارند. آزمون والد در هر دو مدل، نامتقارن بودن اثرات شوک‌های قیمت نفت را در بلندمدت تأیید کرده است (کمیجانی و حاجی‌حیدری و۱۴۰۲).

سلمانی بی شک و همکاران (۱۳۹۸) به تأثیر تغییرات قیمت نفت و حجم کالاهای کانتینری بر هزینه حمل‌ونقل دریایی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که قیمت نفت خام برنت، تغییرات قیمت نفت، میزان اجاره و شاخص بالتیک تأثیر مثبت و معنی‌داری بر هزینه حمل‌ونقل دریایی دارند. اما حجم کالاهای کانتینری تاثیر منفی و معنی‌داری بر هزینه حمل‌ونقل دریایی داشته است. همچنین قیمت نفت تأثیری به مراتب بالاتر بر میزان حمل‌ونقل دریایی در تجارت کانتینری دارد(سلمانی بی شک و همکاران و ۱۳۹۸).

سیفی پور و افروز امینی(۱۳۹۱) به بررسی تأثیر افزایش قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل باری ریلی و تغییر سهم آن از کل حمل و نقل زمینی برای سالهای ۱۳۶۰ - ۱۳۸۸ می پردازند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش قیمت سوخت منجر به افزایش تقاضای حمل و نقل باری ریلی خواهد شد و می تواند سهم بار ریلی را از کل بار جابجا شده زمینی افزایش دهد. ضریب کرایه بار جاده ای در این مدل نشان می دهد که حمل ونقل جاده ای و ریلی درایران مکمل یکدیگر هستند.

به دلیل عدم پوشش ریل در تمام نقاط کشور، در برخی از مسیرها می‌بایست قدری از مسافت با جاده طی شود تا به ایستگاه راه آهن دسترسی وجود داشته باشد، بنابراین افزایش کرایه بار در بخش جاده منجر به کاهش سهم بار ریلی خواهد شد. افزایش کرایه حمل بار ریلی نیز سهم بار ریلی را کاهش خواهد داد(سیفی پور و افروز امینی و۱۳۹۱).

فشاری و غفوری بارجین (۱۳۹۶) با بهره‌گیری از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن–فیلتر برای دوره ۱۳۹۳–۱۳۷۵ نشان داد که قیمت سوخت، میانگین عمر ناوگان و نرخ تورم تأثیر منفی و معنادار، و تعداد وسایل نقلیه باربری و درآمد ملی تأثیر مثبت بر تقاضای حمل‌ونقل جاده‌ای ایران دارند؛ همچنین سیاست هدفمندی یارانه‌ها در سالهای ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ باعث کاهش چشمگیر تقاضای بار جاده‌ای شده است. کریمی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی اثر سرریز تلاطم قیمت در بازارهای بین‌المللی نفت، بنزین و سوخت دیزل پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر سرریز در بازار انرژی معنی دار است و به غیر از اثر سرریز شوک از بازار بنزین و بازار سوخت دیزل به بازار نفت خام و هم چنین اثر سرریز شوک از بازار بنزین به بازار سوخت دیزل، سایر آثار سرریز شوک و سرریز تلاطم در سطح ۹۹ درصد معنی دار هستند.

Notteboom (2012) در مطالعه‌ای جامع نشان داد که کشش تقاضای حمل‌ونقل ریلی نسبت به قیمت نفت در بازه‌های کوتاه‌مدت مثبت و غیرکشسان است؛ به‌طوری که افزایش ۱۰ درصدی قیمت نفت، تقاضای حمل بار ریلی را در اروپا بین ۳ تا ٦ درصد افزایش می‌دهد. همچنین Behrens, Pels (2012) با استفاده از مدل‌های انتخاب گسسته[4] ثابت کردند که نسبت هزینه‌های سوخت جاده به ریل، مهم‌ترین تعیین‌کننده‌ی تغییر سهم‌الحمل در کریدورهای شمال–جنوب اروپا محسوب می‌شود.

Santos, Rojey(2013) در پژوهشی بر روی داده‌های ۵۰ ساله‌ی راه‌آهن ایالات متحده، نشان دادند که هرچه سهم ناوگان دیزلی بیشتر باشد، نوسانات قیمت نفت اثر فوری‌تر و شدیدتری بر شاخص هزینه به ازای هر مایل–تن[5] دارد. آن‌ها مدلی ارائه دادند که بر اساس آن، یک انحراف معیار در قیمت نفت، باعث تغییر ۰/۸ انحراف معیار در هزینه‌های نهایی شرکت‌های ریلی دیزلی می‌شود. در مقابل، Lu, Tseng (2012) با بررسی شرکت‌های ریلی اروپای شرقی (با ناوگان عمدتاً برقی)، استدلال کردند که افزایش قیمت نفت از کانال افزایش قیمت برق (ناشی از نیروگاه‌های گازی) تنها با یک وقفه‌ی زمانی ٦ تا ۹ ماهه و با شدتی نصف اثر مستقیم، هزینه‌ها را افزایش می‌دهد.

Li, Yang (2018) با تحلیل داده‌های پانل از ۱۵ کشور نوظهور (از جمله هند و برزیل) دریافتند که دوره‌های افزایش شدید قیمت نفت، با افزایش ١٤ درصدی بودجه‌های تخصیص‌یافته به پروژه‌های برقی‌سازی ریل همراه بوده است. آن‌ها این پدیده را «اثر بازدارندگی هزینه» نامیدند که سرمایه‌گذاران را به سمت دارایی‌های با ریسک انرژی کمتر سوق می‌دهد.

Maitra و همکاران(۲۰۲۱) به نوسانات قیمت نفت و صنعت لجستیک پرداخته‌اند. سرریز کل در طول سال‌های ۲۰۰۹–۲۰۰۸ جهش شدیدی را نشان داد که با بحران مالی جهانی هم‌پوشانی داشت و به دنبال آن رکود اقتصادی جهانی و اشباع عرضه نفت در طول سال‌های ۲۰۱۵–۲۰۱٦ رخ داد.

Killins(2020) به بررسی تأثیر نفت بر بازده سهام شرکت‌های ریلی و هواپیمایی کانادا و ایالات متحده پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های ریلی و هواپیمایی واکنش‌های متفاوتی نسبت به تغییرات قیمت نفت نشان می‌دهند. به‌طور مشخص، بازده سهام شرکت‌های ریلی در کانادا و شرکت‌های هواپیمایی در ایالات متحده، تحت تأثیر منفیِ افزایش قیمت نفت خام وست تگزاس قرار می‌گیرند؛ در حالی که برای بازده سهام شرکت‌های هواپیمایی در کانادا و شرکت‌های ریلی در ایالات متحده، شواهد محدودی مبنی بر وجود چنین تأثیری مشاهده می‌شود(Killins ,2020).

Hofmann و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی شوک‌های قیمت نفت و الگوهای عملکرد مالی ارائه‌دهندگان خدمات لجستیک پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که نوسانات قیمت نفت تأثیر منفی بر صنعت حمل‌ونقل می‌گذارد؛ هرچند این تأثیر بر شرکت‌هایی که مصرف نفت آن‌ها ناچیز یا صفر است، محدودتر است. همچنین شوک‌های قیمت نفت، بسته به نوع ارائه‌دهنده خدمات لجستیک، پیامدهایی با شدت و مدت‌زمان متفاوت به همراه دارند. بدین ترتیب، برخی از بخش‌های ارائه‌دهنده خدمات لجستیک سریع‌تر از سایرین با تغییرات

قیمت نفت سازگار می‌شوند و توانایی بهتری در جذب شوک‌های قیمتی دارند(Hofmann et al. , 2018) .

۳- مبانی نظری تحلیل انتقال ریسک‌های اقتصادی نوسانات قیمت نفت بر شاخص‌های بخش حمل‌ونقل ریلی

در ادبیات اقتصاد مالی و اقتصادسنجی، سرریز تلاطم به فرآیندی اطلاق می‌شود که طی آن شوک‌ها و نوسانات یک بازار یا متغیر اقتصادی، بر سطح نوسانات (واریانس شرطی) بازار یا متغیر دیگر تأثیر می‌گذارد(Chen et al., 2025). به عبارت دیگر، اگر شوک‌های وارد بر قیمت نفت باعث افزایش نوسانات در شاخص‌های بخش حمل‌ونقل ریلی شود، می‌گوییم که سرریز تلاطم از بازار نفت به بخش حمل‌ونقل ریلی وجود دارد.

مبنای نظری این مفهوم به نظریه انتقال اطلاعات و جریان سرمایه بین بازارها بازمی‌گردد (Przekota, Szczepa´nska-Przekota, 2024). در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، تغییرات قیمت نفت به‌عنوان یک شاخص کلان اقتصادی، حاوی اطلاعاتی درباره هزینه‌های تولید، تورم و رکود اقتصادی است که می‌تواند انتظارات فعالان اقتصادی در بخش حمل‌ونقل را تحت تأثیر قرار دهد و در نتیجه نوسانات این بخش را تشدید کند.

۳-۱- جایگاه قیمت نفت در تحلیل حمل‌ونقل ریلی

برخلاف حمل‌ونقل جاده‌ای که به طور مستقیم به سوخت‌های فسیلی وابسته است، منبع اصلی انرژی در حمل‌ونقل ریلی برق می‌باشد (Przekota, Szczepa´nska-Przekota, 2025). این ویژگی متمایز، ماهیت انتقال ریسک از قیمت نفت به بخش ریلی را پیچیده‌تر می‌سازد. کانال‌های نظری انتقال این ریسک عبارت‌اند از:

-کانال هزینه‌های نهاده – افزایش قیمت نفت، هزینه برق (در صورت تولید برق از سوخت‌های فسیلی) و همچنین هزینه مواد اولیه و تجهیزات را افزایش می‌دهد.

-کانال جانشینی – افزایش قیمت نفت، حمل‌ونقل ریلی را در مقایسه با حمل‌ونقل جاده‌ای (که سوخت‌محور است) رقابتی‌تر می‌سازد و می‌تواند سرمایه‌گذاری در این بخش را تشویق کند.

-کانال تقاضای کل – شوک‌های نفتی از طریق کاهش رشد اقتصادی، تقاضا برای حمل بار و مسافر را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

تحقیقات تجربی نشان داده است که رابطه بلندمدت هم‌انباشتگی بین ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی و قیمت نفت وجود دارد و اثر قیمت نفت بر تولید این بخش مثبت است. همچنین توابع واکنش نشان می‌دهد که شوک وارد بر قیمت نفت، ابتدا اثر افزایشی و سپس پس از دوره‌های بعد، اثر کاهشی بر ارزش افزوده حمل‌ونقل ریلی دارد(بازدار اردبیلی و پژمان زاد و ۱۳۹۳).

۳-۲-چارچوب اقتصادسنجی تحلیل سرریز تلاطم

-ماهیت ناهمسانی واریانس شرطی(ARCH)[۶]

سری‌های زمانی مالی و اقتصادی معمولاً دارای ناهمسانی واریانس شرطی هستند؛ به این معنا که واریانس سری در طول زمان ثابت نیست و تابعی از رفتار جملات خطای دوره‌های قبل می‌باشد. مدل‌های خانواده خودرگرسیون واریانس شرطی ناهمسان وتعمیم‌یافته آن(GARCH)[۷] برای مدل‌سازی این ویژگی طراحی شده‌اند.

پیش از برآورد هر مدل خودرگرسیون واریانس شرطی ناهمسان تعمیم‌یافته آن، باید وجود اثرات خودرگرسیون واریانس شرطی ناهمسان با استفاده از آزمون عدم GARCH تأیید شود. فرضیه صفر این آزمون، عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل است(کسرائی فر و همکاران و۱۴۰۵).

۳-۳-محدودیت‌های مدل‌های تک‌متغیره و ضرورت مدل‌های چندمتغیره

در تحلیل سرریز تلاطم بین دو یا چند متغیر، مدل‌های GARCH تک‌متغیره کافی نیستند، زیرا نمی‌توانند کواریانس شرطی بین متغیرها را مدل‌سازی کنند. مدل‌های GARCH چندمتغیره(MGARCH)[۸] این امکان را فراهم می‌آورند که هم‌زمان واریانس‌های شرطی هر متغیر و کواریانس شرطی بین آن‌ها برآورد شود.

مدل‌های MGARCH با چالش‌های متعددی مواجه هستند که مهم‌ترین آن‌ها عبارت‌اند از:

-تعداد زیاد پارامترها – که برآورد را دشوار می‌سازد.

-شرط مثبت معین بودن ماتریس واریانس-کواریانس شرطی (-H_t)که در کاربردهای عملی با مشکل مواجه است (ابونوری و تور و ۱۳۹۸).

۳-٤-معرفی مدل VECH و محدودیت‌های آن

مدل VECH که توسط بولرسلو (Bollerslev) ارائه شد، یکی از نخستین مدل‌های MGARCH است که در آن هر مؤلفه از ماتریس واریانس-کواریانس به صورت تابعی از تمام مؤلفه‌های دوره قبل مدل‌سازی می‌شود (Bollerslev, 1986). با این حال، این مدل با دو مشکل اساسی روبروست:

-تعداد بسیار زیاد پارامترها – به ازای n متغیر، تعداد پارامترها به سرعت افزایش می‌یابد.

- تضمین شرط مثبت معین بودن ماتریس H_t دشوار است.

۳-۵- معرفی و پیشینه مدل

برای رفع محدودیت‌های مدلVECH ، بابا، انگل، کرافت و کرونر (Baba, Engle, Kraft & Kroner) در سال ۱۹۹۰، مدل GARCH چندمتغیره BEKK[9] را معرفی کردند. در این مدل، به‌جای بردار واریانس و کواریانس، از ماتریس واریانس و کواریانس (H_t) استفاده می‌شود و ساختار خاصی برای ضرایب در نظر گرفته می‌شود که شرط مثبت معین بودن ماتریس را به‌طور خودکار تضمین می‌کند.

فرم عمومی مدل BEKK(1,1) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_t = C'C + A' \in_{t-1} \in'_{t-1} A + B' H_{t-1} B$$

که در آن:

H_t: ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی در زمان t (به صورت n×n)

C: ماتریس مثلثی بالایی از ضرایب ثابت(برای تضمین مثبت معین بودن)

A : ماتریس ضرایب شوک‌ها (جملات اخلال) – بیانگر اثر ARCH یا سرریز شوک‌ها

B:ماتریس ضرایب نوسانات دوره قبل – بیانگر اثر GARCH یا سرریز نوسانات

$\in_{t-1}$: بردار جملات اخلال در دوره قبل

برای حالت دومتغیره(i=1,2)، ماتریس‌ها به صورت زیر هستند:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{22t} \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$$

معادلات واریانس شرطی و کواریانس شرطی به‌صورت زیر قابل‌گسترش هستند(ابونوری و تور و ۱۳۹۸):

واریانس شرطی متغیر اول h_{11t} :

$$\begin{aligned} h_{11t} = c_1 &+ a_{11}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ &+ a_{21}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11t-1} \\ &+ 2b_{11}b_{21}h_{12t-1} \\ &+ b_{21}^2 h_{22t-1} \end{aligned}$$

کواریانس شرطی h_{12t}:

$$\begin{aligned} h_{12t} = c_2 &+ a_{21}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ &+ a_{21}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11t-1} \\ &+ 2b_{11}b_{21}h_{12t-1} \\ &+ b_{21}^2 h_{22t-1} \end{aligned}$$

کواریانس شرطی h_{12t}:

$$\begin{aligned} h_{12t} = c_2 &+ a_{21}a_{11}\varepsilon_{1t-1}^2 \\ &+ (a_{21}a_{12} \\ &+ a_{22}a_{11})\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ &+ a_{22}a_{21}\varepsilon_{2t-1}^2 \\ &+ b_{21}b_{11}h_{11t-1} \\ &+ (b_{21}b_{12} + b_{22}b_{11})h_{12t-1} \\ &+ b_{22}b_{21}h_{22t-1} \end{aligned}$$

واریانس شرطی متغیر دوم h_{22t}:

$$\begin{aligned} h_{22t} = c_3 &+ a_{12}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ &+ a_{22}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11t-1} \\ &+ 2b_{12}b_{22}h_{12t-1} \\ &+ b_{22}^2 h_{22t-1} \end{aligned}$$

۳-٦-تفسیر ضرایب در تحلیل سرریز ریسک

در مدل BEKK دومتغیره، ضرایب غیرقطری ماتریس‌های A و B بیانگر سرریز تلاطم بین دو متغیر هستند:

a_{12} بیانگر اثر شوک‌های متغیر دوم بر واریانس شرطی متغیر اول (سرریز شوک)

a_{21}: بیانگر اثر شوک‌های متغیر اول بر واریانس شرطی متغیر دوم

b_{12}: بیانگر اثر نوسانات دوره قبل متغیر دوم بر واریانس شرطی متغیر اول (سرریز نوسانات)

b_{21}: بیانگر اثر نوسانات دوره قبل متغیر اول بر واریانس شرطی متغیر دوم

برای آزمون وجود سرریز تلاطم، فرضیه صفر به‌صورت هم‌زمان صفر بودن ضرایب غیرقطری$(a_{21} = a_{12} = b_{21} = b_{21} = 0)$ تعریف می‌شود. در صورت رد این فرضیه، وجود اثر سرریز تلاطم بین سری‌ها پذیرفته می‌شود(کسرائی فر و همکاران و ۱۴۰۵).

۳-۷-مزایای مدل BEKK نسبت به سایر مدل‌های MGARCH

۱. تضمین شرط مثبت معین بودن ماتریس H_t بدون اعمال محدودیت‌های اضافی

۲. تعداد پارامترهای کمتر نسبت به مدل VECH کامل

۳. قابلیت مدل‌سازی سرریز تلاطم در هر دو جهت (دوطرفه)

٤. انعطاف‌پذیری در ترکیب با مدل‌های میانگین مانند VAR (مدل VAR-BEKK-GARCH)

با این حال، برخی پژوهشگران معتقدند محدودیت‌های اعمال‌شده توسط مدل BEKK می‌تواند پیش‌بینی‌های گمراه‌کننده از همبستگی‌های شرطی ایجاد کند.

۵. کاربرد مدل MGARCH-BEKK در تحلیل انتقال ریسک قیمت نفت به حمل‌ونقل

۳-۸-گام‌های عملی تحلیل

۱. آزمون مانایی– بررسی ایستایی سری‌های زمانی قیمت نفت و شاخص‌های حمل‌ونقل ریلی

۲. آزمون اثرات ARCH اطمینان از وجود ناهمسانی واریانس شرطی

۳. انتخاب مدل میانگین – معمولاً مدل VAR برای مدل‌سازی روابط بین میانگین‌ها

٤. برآورد مدل – BEKK با استفاده از روش بیشینه درست‌نمایی(MLE)

۵. آزمون فرضیه‌های سرریز – بررسی معنی‌داری ضرایب غیرقطری با استفاده از آزمون والد(Wald Test)

٦. تفسیر نتایج– تعیین جهت و شدت سرریز تلاطم

٤- بررسی قیمت نفت و شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی ایران

نمودار شماره ۱ روند رشد قیمت نفت و رشد شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی ایران را طی سال‌های ۱۴۰۳-۱۳۷۱ نشان می‌دهد.

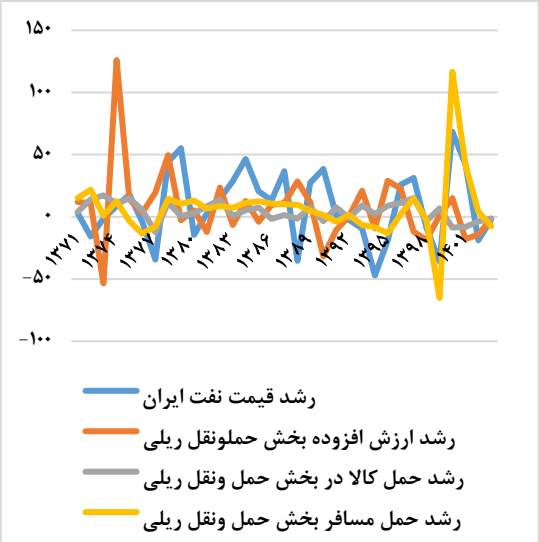
همانطوری که از نمودار ملاحظه می‌گردد قیمت نفت سبک ایران در سال ۱۳۷۱ افزایش یافته و در سال ۱۳۷۲ و ۱۳۷۳ کاهش یافته است. در سال ۱۳۷٤ و ۱۳۷۵ قیمت نفت افزایش یافته و مجددا در سال ۱۳۷٦ و ۱۳۷۷ کاهش یافته است. قیمت نفت سبک ایران در سال ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹ افزایش و در سال ۱۳۸۰ روند کاهشی داشته است. از سال ۱۳۸۱ تا سال ۱۳۸۷ قیمت نفت سبک ایران روند افزایشی داشته و در سال ۱۳۸۸ کاهش یافته و تا سال ۱۳۹۱ روند افزایشی داشته است. قیمت نفت سبک ایران از سال ۱۳۹۲ تا سال ۱۳۹۵ روند کاهشی و در سال ۱۳۹٦ و ۱۳۹۷ افزایش یافته است. در سال ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ قیمت نفت سبک ایران افزایش یافته و در سال ۱٤۰۰ و ۱٤۰۱ روند افزایشی و در سال ۱٤۰۲ و ۱٤۰۳ روند کاهشی داشته است. بطور متوسط قیمت نفت سبک ایران طی سالهای ۱۳۷۰ تا سال ۱٤۰۳، ۸/٤۳ درصد رشد داشته است(ترازنامه انرژی و ۱٤۰۳).

رشد ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی ایران در سال ۱۳۷۱ و ۱۳۷۲ افزایش و در سال ۱۳۷۳ کاهش یافته است. از سال ۱۳۷٤ تا سال ۱۳۷۸ ارزش افزوده بخش حمل ونقل ریلی ایران رشد داشته و در سال ۱۳۷۹ رشد کاهشی و در سال ۱۳۸۰ رشد افزایشی و مجددا در سال ۱۳۸۱ کاهش و در سال ۱۳۸۲ روند افزایشی داشته است. ارزش افزوده بخش حمل ونقل ریلی در سال ۱۳۸۳ روند کاهشی و در سال ۱۳۸٤ این رشد افزایش یافته و در سال ۱۳۸۵ کاهش یافته است. در سال ۱۳۸٦ تا سال ۱۳۸۹ ارزش افزوده بخش حمل ونقل ریلی افزایش یافته و در سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ کاهش یافته است. ارزش افزوده بخش حمل ونقل ریلی در سال ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ افزایش و در سال ۱۳۹٤ کاهش یافته و مجددا در سال ۱۳۹۵ و ۱۳۹٦ افزایش در سالهای ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ کاهش یافته است. در سال ۱۳۹۹ و ۱٤۰۰ ارزش افزوده بخش حمل ونقل ریلی افزایش یافته و تا سال ۱٤۰۳ این رشد روند کاهشی داشته است. بطور متوسط ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی ایران طی سالهای ۱۳۷۰ تا سال ۱٤۰۳، ۷/۰٦۲ درصد رشد داشته است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و ۱٤۰۳).

همانطوری که از نمودار ملاحظه می‌گردد رشد حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی ایران از سال ۱۳۷۱ تا سال ۱۳۷٦ روند افزایش داشته و در سال ۱۳۷۷ کاهش یافته و از این سال تا سال ۱۳۸۵ روند افزایشی داشته است. در سال ۱۳۸٦ رشد

حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی ایران کاهش یافته و مجددا در سال ۱۳۸۷ روند افزایشی داشته و در سال ۱۳۸۸ کاهش یافته است. رشد حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی ایران در سال ۱۳۸۹ افزایش و در سال ۱۳۹۰ کاهش و در سال ۱۳۹۱روند افزایش داشته و در سال ۱۳۹۲ کاهش یافته است. در سالهای ۱۳۹۳ تا سال ۱۳۹۷ رشد حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی ایران روند افزایشی داشته و در سال ۱۳۹۸ کاهش یافته و در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته و از سال ۱۴۰۱ تا سال ۱۴۰۳ کاهش یافته است. بطور متوسط حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی ایران طی سالهای ۱۳۷۰ تا سال ۱۴۰۳، ۴/۳۳ درصد رشد داشته است(سالنامه راه آهن جمهوری اسلامی ایران و ۱۴۰۳).

رشد حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی ایران از سال ۱۳۷۱ تا سال ۱۳۷۴ روند افزایش داشته و از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۷۷ کاهش یافته است. از سال ۱۳۷۸ تا سال ۱۳۹۰ رشد حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی ایران افزایش داشته در سال ۱۳۹۱ کاهش و در سال ۱۳۹۲ افزایش یافته و از سال ۱۳۹۳ تا سال ۱۳۹۵ روند کاهشی داشته است. رشد حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی ایران در سال ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ افزایش یافته و در سال ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ کاهش یافته است. طی سالهای ۱۴۰۰-۱۴۰۲ رشد حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی ایران افزایش یافته و در سال ۱۴۰۳ کاهش یافته است. بطور متوسط حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی ایران طی سالهای ۱۳۷۰ تا سال ۱۴۰۳، ۶/۷۲ درصد رشد داشته است(سالنامه راه آهن جمهوری اسلامی ایران و ۱۴۰۳).



نمودار۱. رشد قیمت نفت و رشد شاخصهای اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی ایران طی سال‌های ۱۴۰۳-۱۳۷۰

۵- برآورد مدل

۵-۱-معرفی متغیرها و آمار توصیفی آنها

در این پژوهش داده‌های سری زمانی به‌صورت سالانه و برای سال‌های ۱۴۰۳-۱۳۷۰ در نظر گرفته‌شده است. آمارهای مربوط به قیمت نفت سبک ایران از ترازنامه انرژی جمع‌آوری شده است(ترازنامه انرژی و ۱۴۰۳). آمارهای مربوط به ارزش افزوده بخش حمل ونقل ریلی از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است(بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و ۱۴۰۳). همچنین آمارهای مربوط به میزان حمل کالا و میزان حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی کشور از سالنامه شرکت راه آهن جمهوری اسلامی ایران جمع آوری شده است(سالنامه شرکت راه آهن جمهوری اسلامی ایران و ۱۴۰۳). برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها نیز از نرم‌افزار EVIEWS استفاده‌شده است

به‌منظور شناخت بهتر ماهیت جامعه‌ای که در پژوهش موردمطالعه قرارگرفته است و آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش، قبل از تجزیه وتحلیل داده‌های آماری، لازم است این داده‌ها توصیف شوند. همچنین توصیف آماری داده‌ها، گامی در جهت تشخیص الگوی حاکم بر آن‌ها و پایه‌ای برای تبیین روابط بین متغیرهایی است که در پژوهش به کار می‌روند.

این جدول بیانگر مقدار پارامترهای توصیفی برای هر متغیر می‌باشد و شامل دودسته اطلاعات می‌باشد. دسته اول، مربوط به میانگین و میانه است و دسته دوم اطلاعات شامل پارامترهای مربوط به پراکندگی نظیر انحراف معیار، چولگی و کشیدگی است که بیانگر پراکنش داده‌ها حول محور میانگین هست. همچنین، جهت بررسی نرمال بودن توزیع متغیرها از آماره جارک- برا استفاده‌شده است. چولگی یا *Skewness* در عدد صفر نشان از هم تراز بودن با توزیع نرمال دارد و عدد مثبت و منفی نشان از چولگی به راست و چپ می‌باشد. کشیدگی یا Kurtosis در عدد ۳ هم‌تراز با توزیع نرمال بوده و در عدد بیش از ۳ کشیدگی را شاهد می‌باشیم. اگر احتمال آماره کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن جمله خطا و متغیر وابسته رد می‌شود.

در این پژوهش شاخص رشد حمل‌ونقل ریلی را متغیرهای ارزش‌افزوده در بخش حمل‌ونقل ریلی (GDPRA) و میزان حمل کالا (GoodsRA) و میزان حمل مسافر

(PassengerRA) در بخش حمل‌ونقل ریلی در نظر گرفته‌شده است.

آماره‌های توصیفی متغیرها یعنی ارزش افزوده بخش حمل-ونقل ریلی، میزان حمل کالا، میزان حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی و قیمت نفت سبک ایران در جدول ۱ نشان داده‌شده است. بررسی آماره‌های چولگی و کشیدگی و همچنین آماره جارک-برا در جدول نشان می‌دهد که متغیرارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی غیرنرمال و متغیرهای میزان حمل کالا، میزان حمل مسافر و قیمت نفت سبک ایران نرمال می‌باشد. مقادیر ضریب چولگی حاکی از عدم تقارن در توزیع متغیرها و مقادیر کشیدگی نیز حاکی از توزیع‌های بلندتر سری‌های موردنظر نسبت به توزیع نرمال می‌باشد.

جدول۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	آماره جارک -برا	احتمال جارک-برا
ارزش افزوده بخش حمل ونقل ریلی	۲۶۳۳۲	٤۲۷٦/۸	۲۱۲۲۲٦	۵۸/۸	٤۹۹۸۸/۲	۲/٤۳۷۸۵٦	۸/۱۹۷۷	۷۱/۹۵۱۳٦	۰/۰۰۰۰
میزان حمل کالا	۲۰۷۰٦/۲	۲۰۳۹۳/۵	۳۵۹٦۲/۹	۷۷۰۱/۱٦	۸۰۰۱/٦۳۲	۰/۲٤۵۷۰۱	۲/۱۰۰۷	۱/٤۸۷۷	۰/٤۷۵۲
میزان حمل مسافر	۱۱٤۷۰/۹	۱۱۸۹۰/۳	۱۷۸۷٦/۷	٤۵۸۵/۰٤	٤۵۱۰/۲	-۰/۰۷۲۷	٤۵٤۲٤۰	۳/٤۱٤	۰/۱۸۱
قیمت نفت	۵۱/٦۲۸	۵۱/۱۰۰	۱۰۹/۷۰۰	۱۱/۹۷	۳۱/۷۹٦	۰/۳۸۳۸	۱/۸٦۱	۲/٦۷۰	۰/۲٦۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲-نتایج آزمون مانایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌ها، داده‌های سری زمانی متغیرها از لحاظ مانایی موردبررسی قرار می‌گیرد، چرا که اگر در برآوردهای معادلات اقتصادسنجی از سری‌های زمانی نامانا استفاده شود، چنانچه واریانس، میانگین و کوواریانس متغیرها مستقل از زمان نباشند، استنتاجات آماری از اعتبار لازم برخوردار نخواهد بود و رگرسیون برآورد شده، یک رگرسیون کاذب می‌باشد؛ بنابراین برای بررسی مانایی متغیرهای تحقیق از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون استفاده شده است. آزمون ریشه واحد براین‌اساس است که زمانی که در فرایند خودرگرسیونی درجه اول $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$ ، ρ برابر یک باشد و u_t از فروض کلاسیک تبعیت کند، در آن صورت، سری ناپایاست؛ ولی می‌توان نشان داد که با تفاضل گیری از عبارت فوق اگر ρ کوچک‌تر از یک باشد آنگاه سری پایا خواهد بود (سوری و ۱٤۰۰).

جدول۲. نتایج آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمون فیلیپس و پرون

متغیر	آماره آزمون فیلیپس و پرون	مقادیر بحرانی آزمون فیلیپس و پرون			احتمال	نتیجه
		٪۱	٪۵	٪۱۰		
LGDP	-۱/۲۲٤	-۳/٦٤٦	-۲/۹۵٤	-۲/٦۱۵	۰/٦۵۱۹	نامانا
LGDP	-۵/۲۷٦	-۳/٦۵۳	-۲/۹۵۷	-۲/٦۱۷	۰/۰۰۰۱	مانا
LGOODS	-۲/۵۷۳	-۳/٦٤٦	-۲/۹۵٤	-۲/٦۱۵	۰/۱۰۸۵	نامانا
LGOODS	-٤/۷۰۳	-۳/٦۵۳	-۲/۹۵۷	-۲/٦۱۷	۰/۰۰۰۷	مانا
LPASSENGER	-۲/۰۷۵۹	-۳/٦٤٦	-۲/۹۵٤	-۲/٦۱۵	۰/۲۵۵۱	نامانا
LPASSENGER	-۸/۳۷۱	-۳/٦۵۳	-۲/۹۵۷	-۲/٦۱۷	۰/۰۰۰۰	مانا
LOIL	-۱/۲۲٤	-۳/٦٤۳	-۲/۹۵٤	-۲/٦۱۵	۰/٦۵۱۹	نامانا
LOIL	-۵/۲۷٦	-۳/٦۵۳	-۲/۹۵۷	-۲/٦۱۷	۰/۰۰۰۱	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

در این آزمون آماره مرتبط به آزمون فیلیپس و پرون با کمیت بحرانی جدول مک کینون مقایسه می‌شود. اگر قدرمطلق t محاسباتی از قدرمطلق آماره مک کینون بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود که دلالت بر مانا بودن سری زمانی دارد، در غیر این صورت سری زمانی نامانا خواهد بود و باید مانایی سری‌های زمانی با تفاضل‌گیری از آن‌ها بررسی شود. نتایج این آزمون برای تمامی متغیرها در جدول ۲ نشان داده‌شده است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون در جدول ۲ ملاحظه می‌شود که همه متغیرهای مورد بررسی در سطح نامانا و با یک‌بار تفاضل گیری و با احتمال ۵ درصد مانا می‌باشند. همچنین مانایی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون مانایی انجی و پرون موردبررسی قرارگرفته است.آزمون انجی و پرون در سال ۲۰۰۱ توسط انجی–پرون ارائه‌شده است (Phillips & Perron, 1988; Ng & Perron, 2001). این آزمون چهار آماره MZa، MZt، MSB و MPT را ارائه می‌کند. نتایج آزمون انجی و پرون در جدول ۳ نشان داده‌شده است.

جدول۳. نتایج آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمون جی و پرون

متغیر	MZa	MZt	MSB	MPT	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪				نتیجه
					MZa	MZt	MSB	MPT	
LGDP	۱/۸۷	۲/۲۶	۱/۲۱	۱۱۵/۹۳					مانا
LGDP	-۱۴/۷۷	-۲/۷۱۷	۰/۱۸۳	۱/۶۵۸					نامانا
LGOODS	-۰/۹۷	-۰/۴۹	۰/۵۰	۱۵/۹۸					نامانا
LGOODS	-۴/۸۵	-۱/۵۲	۰/۳۱	۵/۱۲۸					مانا
LPASSENGER	-۳/۲۴	-۱/۱۳۹	۰/۳۵۱	۷/۴۰	-۸/۱	-۱/۹۸	۰/۲۳	۳/۱۷	مانا
LPASSENGER	-۱۵/۳۸	-۲/۷۶	۰/۱۷۹	۱/۶۴					
LOIL	-۱/۶۱	۰/۷۵	۰/۴۶	۱۲/۶۸					
LOIL	-۱۵/۹۶	-۲/۸۲	۰/۱۷۶	۱/۵۴					

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از جدول ۳ مشاهده می‌شود، آماره آزمون برای تمامی متغیرهای موردبررسی کوچک‌تر از مقادیر بحرانی آزمون در سطح معنی‌دار ۵ درصد می‌باشند، لذا فرضیه صفر مبنی برداشتن ریشه واحد، رد و فرضیه مقابل آن مبنی بر مانایی متغیرها موردپذیرش قرار می‌گیرد. بنابراین متغیرهای ارزش افزوده بخش حمل ونقل ریلی، میزان حمل کالا، میزان حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی و قیمت نفت سبک ایران در سطح داده‌ها و با احتمال ۵ درصد نامانا و با یک‌بار تفاضل گیری و با احتمال ۵ درصد مانا می‌باشند.

۵-۳-آزمون هم انباشتگی

با توجه به اینکه همه متغیرها در سطح نامانا و با یک‌بار تفاضل گیری پایا شده‌اند؛ بنابراین برای اجتناب از ایجاد رگرسیون ساختگی و کاذب، از آزمون هم انباشتگی استفاده می‌گردد. در ادبیات اقتصادی، برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها روش‌های متفاوتی پیشنهاد می‌شود. یکی از معروف‌ترین آن‌ها، روش انگل و گرنجر است که توسط ایشان در سال(۱۹۹۱) معرفی شد. همچنین روش حداکثر راست نمایی که توسط یوهانسون و یوسیلیوس در سال (۱۹۹۰) بیان شد نیز بسیار پرکاربرد می‌باشد، که در مطالعه‌ی حاضر از این روش استفاده‌شده است. مدل خود رگرسیون برداری(VAR)، برای نشانه دادن آزمون هم انباشتگی به‌صورت زیر قابل‌تعریف است:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \cdots + A_K X_{t-K} + \mu + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در اینجا X یک بردار n×1 از متغیرهای I(1) است و μ بردار مقادیر ثابت و ε_t نیز جزء اخلال است. با استفاده از عبارت $\Delta = I - L$ معادله (۱) را می‌توان به‌صورت فرم تصحیح خطا بیان کرد.

$$\Delta\Pi X_t = \Pi X_{t-k} + \Gamma_1 \Delta X_{t-k+1} + \cdots + \Gamma_{k-1} X_{t-k+1} + \mu + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در معادله بالا، $\Gamma_i = -(I - A_1 \dots A_i)$ ، (i=1,…,k-1) و $\Pi = -(I - A_i - \cdots - A_k)$، I ماتریس واحد، $A_i(i = 1, \dots, k)$ بردار ضرایب و k نیز تعداد وقفه‌های مورداستفاده در مدل را نشان می‌دهد.

معادله (۲)، فرم تفاضل اول مدل VAR است که جمله ΠX_{t-k} به آن اضافه‌شده است. Π ماتریسی است که شامل اطلاعات مربوط به ارتباط بلندمدت بین متغیرها می‌باشد. رتبه ماتریس Π تعداد روابط خطی بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. این ماتریس را می‌توان به‌صورت $\Pi = \alpha\beta$ تجزیه کرد، که در اینجا α نشان‌دهنده ماتریس ضرایب عبارت تصحیح خطا است. این ضرایب سرعت تعدیل به سمت رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد. β نیز ماتریس ضرایب بلندمدت است. بنابراین آزمون هم انباشتگی یوهانسون بر مبنای ماتریس Π که شامل یک بخش تصحیح خطا است و نشان‌دهنده روابط بلندمدت بین متغیرها می‌باشد، پایه‌گذاری شده است. اگر رتبه ماتریس Π کامل باشد می‌توان گفت که بردار X_t پایا است. اما اگر رتبه ماتریس برابر صفر باشد، در آن صورت متغیرها هم انباشته نبوده و هیچ ارتباط بلندمدتی بین متغیرها وجود ندارد و مدل تصحیح خطا به‌صورت یک مدل اولیه VAR درمی‌آید. یوهانسون و یوسیلیوس(۱۹۹۰)، برای آزمون تعداد بردارهای هم انباشتگی، دو آماره زیر را معرفی نمودند:

$$\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{n}\ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (۳)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T\ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad (٤)$$

به‌طوری‌که $\hat{\lambda}_i$ عبارت است از مقادیر برآورد شده ریشه‌های مشخصه حاصل از برآورد ماتریس Π که اصطلاحاً این ریشه‌ها را مقادیر ویژه نیز می‌نامند و T تعداد مشاهدات قابل‌استفاده در تخمین می‌باشد.

آماره‌ی اول مربوط به این فرض است که تعداد بردارهای هم انباشتگی کمتر و یا مساوی r است. فرض رقیب در این حالت آن است که تعداد بردارهای هم انباشتگی بزرگ‌تر از r است. بر اساس مطالب فوق به‌راحتی می‌توان دریافت که اگر $\lambda_i = 0$ باشد، در این صورت λ_{trace} مساوی صفر خواهد بود. هر چه تعداد بیشتری از ریشه‌های مشخصه با صفر فاصله داشته باشد، مقدار $\ln(1-\hat{\lambda}_i)$ نیز بیشتر منفی خواهد بود و لذا آماره λ_{trace} بزرگ‌تر خواهد بود. آماره دوم λ_{max} مربوط به آزمون این فرض صفر است که تعداد بردارهای هم انباشتگی برابر r می‌باشد. فرض رقیب در اینجا آن است که تعداد بردارها مساوی r+1 است. در اینجا نیز اگر مقادیر برآورد شده ریشه‌های مشخصه نزدیک صفر باشد، در این صورت λ_{max} کوچک خواهد بود. بنابراین آزمون یوهانسون برای مشخص کردن رابطه هم انباشتگی از روش حداکثر درست نمایی استفاده می‌کند. درجه هم انباشتگی بین متغیرهای الگو را می‌توان با استفاده از روش یوهانسون و آزمون‌های آماره اثر λ_{trace} و آزمون حداکثر درست نمایی λ_{max} تعیین کرد. تخمین مدل هم انباشتگی یوهانسون – یوسیلیوس، مستلزم تخمین یک سیستم معادلات خودهمبستگی برداری است که دراین‌بین، به‌دست‌آوردن طول وقفه بهینه، از مقدمات تخمین مدل می‌باشد. چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید باشد. برای تعیین طول وقفه بهینه، معیارهای متفاوتی وجود دارد که ازجمله آن‌ها می‌توان به معیار آکائیک(AIC) ، شوارتز – بیزین(SC) ، حنان – کوئین(HQ)، FPE و LR یا نسبت درست‌نمایی اشاره کرد. در این مطالعه معیار آکائیک و شوارتز – بیزین طول وقفه ٤(P=٤) را به‌عنوان وقفه بهینه نشان دادند و درنتیجه P=٤، به‌عنوان طول وقفه بهینه انتخاب گردید. برای بررسی ساختار مدل ازنظر عرض از مبدأ نیز از معیارهای آکائیک و شوارتز – بیزین استفاده شده است.

به این صورت که یک‌بار مدل، همراه با عرض از مبدأ و بار دیگر بدون عرض از مبدأ برآورد شده و مقادیر آکائیک و شوارتز – بیزین باهم مقایسه گردیده که نتایج آن در جدول زیر آمده است. همان‌طور که از جدول پایین پیداست، مدل با عرض از مبدأ دارای آماره آکائیک و شوارتز – بیزین کوچک‌تری نسبت به مدل بدون عرض از مبدأ است. درنتیجه مدل با عرض از مبدأ انتخاب شد. جدول شماره ۵ آزمون هم انباشتگی یوهانسن بین متغیرهای ارزش افزوده در بخش حمل‌ونقل ریلی، میزان حمل کالا و مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی و قیمت نفت سبک ایران را نشان می‌دهد. با توجه به جدول آزمون یوهانسون نیز وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌نماید. فرضیه صفر در آزمون یوهانسون عدم وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. همان‌طور که از جدول مشخص است مقدار آزمون محاسبه‌شده از مقادیر بحرانی در سطح خطا ۰/۰۵ بزرگ‌تر است و این یعنی فرضیه صفر آزمون رد شده و وجود حداقل یک رابطه بلندمدت تأیید می‌شود؛ بنابراین آزمون یوهانسون وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌نماید.

جدول٤. نتایج آزمون‌های انتخاب مدل

متغیر	معیار	با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ
LGDP	آکائیک	۰/۱۵۳	۰/۱۹۱
	شوارتز – بیزین	۰/۵٦٦	۰/۵۵۸
LGOODS	آکائیک	-۲/٤٤٤	-۲/٤۸۷
	شوارتز – بیزین	۰/۰۳۲	-۲/۱۲
LPASSENGER	آکائیک	۰/۰٦۵	۰/۳۹۲
	شوارتز – بیزین	۰/٤۷۷	۰/۷۵۹
LOIL	آکائیک	۰/۳۵۵	۰/٤۹٤
	شوارتز – بیزین	۰/۷٦۷	۰/۸٦

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول۵. آزمون هم انباشتگی یوهانسن بین متغیرهای شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی و قیمت نفت

متغیر	فرضیه صفر(H_0)	آماره آزمون اثر(Trace)		آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه(max)	
		آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد
LGDP& LGOODS & LPASSENGER & LOIL	r=0	٤۷/۹٤	٤۷/۸۵	۲۸/۸۸	۲۷/۵۸
	r≤1	۳۱/۰٤۲	۲۹/۷۹	۲۳/۲٦	۲۱/۱۳
	r≤2	۹/۰۵۲	۱۵/٤۹	٦/٦۲	۱٤/۲٦
	r≤3	۲/۸٦	۳/۸٤	۲/۸٦	۳/۸٤

منبع: یافته‌های تحقیق

بنابراین نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی میان متغیرهای ارزش افزوده در بخش حمل‌ونقل ریلی، میزان حمل کالا و مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی و قیمت نفت ایران نشان می‌دهد که فرضیه H0 رد می‌شود که این به مفهوم وجود رابطه بلندمدت هم انباشتگی میان متغیرهای مورد بررسی می‌باشد.

۵-٤-نتایج تجربی حاصل از برآورد مدل بررسی انتقال ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران بر شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی با استفاده از مدل MGARCH-BEKK

انتقال ریسک اقتصادی یا سرریز تلاطم به این معنی می‌باشد که سوابق تاریخی در خصوص نوسانات در یک بازار، به پیش‌بینی وقوع آن در بازار دیگر کمک می‌کند(اوینگ و مالیک، ۲۰۱۳). در این تحقیق از یک مدل MGARCH-BEKK برای ارزیابی سرریز تلاطم بین متغیر قیمت نفت سبک ایران (i=1) و متغیرهای ارزش افزوده در بخش حمل‌ونقل ریلی و میزان حمل کالا و مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی (i=2) با درجه p=1 و q=1 استفاده‌شده است. نتایج برآورد به‌صورت آزمون عدم گارچ و انتقال ریسک بیان می‌شود.

-نتایج آزمون عدم گارچ برای بررسی انتقال ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران بر شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی

واریانس در طول روند تصادفی سری زمانی موردنظر ثابت نیست و در حقیقت تابعی از رفتار جملات خطا می‌باشد. مدل‌های خانواده آرچ (ARCH) می‌توانند روند واریانس

شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهند و برای سری‌های زمانی که دارای نوسان هستند و واریانس آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند، به کار می‌روند؛ بنابراین زمانی می‌توان روش‌های (GARCH) را در برآورد مدل‌ها به کار گرفت که وجود ناهمسانی شرطی مورد تأیید قرار گیرد، لذا برای بررسی وجود اثرات آرچ از آزمون عدم گارچ استفاده‌شده است. فرضیه صفر این آزمون عبارت است از عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل. نتایج به‌دست‌آمده از این آزمون در جدول ٦ نشان داده‌شده است.

بنا بر نتایج جدول ٦، فرضیه $A_{ij}=B_{ij}=0$ با توجه به این‌که احتمال آزمون کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد، رد و فرضیه مقابل آن پذیرفته می‌شود، لذا فرضیه صفر یعنی عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل BEKK نامتقارن، رد و فرضیه وجود ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود. همچنین ضرایب LGDP، LGOODS، LPASSENGER و LOIL معنی‌دار هستند، بنابراین میان متغیرهای فوق ناهمسانی واریانس وجود دارد و استفاده از مدل ناهمسانی واریانس برای بررسی اثرات بی‌ثباتی و نااطمینانی مقدور می‌باشد.

جدول٦. نتایج آزمون عدم گارچ در برآورد همزمان انتقال ریسک

نوع آزمون	فرضیه صفر	سطح احتمال
عدم گارچ (No GARCH)	$A_{ij}=B_{ij}=0$	۰/۰۰۰
متغیر	ضریب	احتمال
LGDP	۷/۳۰۹	۰/۰۰۰۰
LGOODS	۲۳/۵۲۵	۰/۰۰۰۰
LPASSENGER	۲۲/۹۰۵	۰/۰۰۰۰
LOIL	۳/۲۰۸	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

-نتایج آزمون انتقال ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران بر شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی

در این بخش به‌منظور بررسی انتقال و سرریز نوسانات بین متغیرهای قیمت نفت سبک ایران، ارزش افزوده بخش حمل-ونقل ریلی، میزان حمل کالا و میزان حمل مسافر و مشخص کردن جهت انتقال نوسانات بین این دو متغیر از مدل MGARCH-BEKK استفاده‌شده است.

فرضیه صفر این آزمون صفر بودن هم‌زمان ضرایب شوک‌های متقارن A_{ij}، ضرایب شوک‌های نامتقارن D_{ij} و ضرایب نوسانات دوره گذشته یعنی B_{ij} است. اگر هریک از مؤلفه‌های غیر قطری ماتریس‌های A، B و D غیر صفر باشد(یعنی معنی‌دار باشد)، فرضیه مقابل آزمون سرریز تلاطم، یعنی غیر صفر بودن مؤلفه‌های غیر قطری و وجود اثر سرریز تلاطم بین سری‌ها پذیرفته می‌شود.

نتایج به‌دست‌آمده از بررسی آزمون اثرات سرریز نوسانات و انتقال متغیرهای قیمت نفت سبک ایران، ارزش افزوده بخش حمل ونقل ریلی، میزان حمل کالا و میزان حمل مسافر در جدول شماره ۷ نشان داده‌شده است.

جدول۷. نتایج اثر شوک و نوسانات ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت بر شاخص‌های اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی

نوع آزمون			فرضیه صفر		سطح احتمال
گارچ قطری (Diagonal GARCH)			$A_{ij}=B_{ij}=Dij=0$ (ij)		۰/۰۰۰
متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	ضریب	احتمال
A(1,1)	۱/۲۱۹	۰/۰۰۰	A(2,2)	۱/۳۰۸	۰/۰۰۰
A(1,2)	۱/۲۱۵	۰/۰۰۰	A(3,3)	۱/۱۹۹	۰/۰۰۰
A(1,3)	۱/۱۳۸	۰/۰۰۰	A(4,4)	۱/۰۳۷	۰/۰۰۰
A(1,4)	۰/۹۷۸	۰/۰۰۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابر نتایج به‌دست‌آمده از آزمون سرریز نوسانات در جدول ۷، ضریب A(1,1) مثبت و معنادار می‌باشد که نشان می‌دهد شوک‌های دوره گذشته قیمت نفت سبک ایران بر نوسانات دوره جاری قیمت نفت سبک ایران تأثیر معناداری دارد. بدین معنی که نوسانات قیمت نفت سبک ایران از شوک‌ها و نوسانات گذشته خود تأثیر معناداری می‌پذیرد.

ضریب A(2,2) مثبت و معنادار می‌باشد که نشان می‌دهد شوک‌های دوره گذشته ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی بر نوسانات دوره جاری ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی تأثیر معناداری دارد. بنابراین شوک‌ها و نوسانات دوره گذشته ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی بر نوسانات ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره جاری مؤثر می‌باشد، بدین

معنی که نوسانات ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی از شوک‌ها و نوسانات گذشته خود تأثیر معناداری می‌پذیرد. همچنین ضریب A(3,3) مثبت و معنادار می‌باشد که نشان می‌دهد شوک‌های دوره گذشته حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی بر نوسانات دوره جاری حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی تأثیر معناداری دارد. ضریب A(4,4) مثبت و معنادار می‌باشد و شوک‌ها و نوسانات دوره گذشته حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی بر نوسانات حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره جاری مؤثر می‌باشد، بدین معنی که نوسانات حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی از شوک‌ها و نوسانات گذشته خود تأثیر معناداری می‌پذیرد.

همچنین ضریب A(1,2) مثبت می‌باشد که ازلحاظ آماری معنادار می‌باشد. در حقیقت شوک در زمان t-1 قیمت نفت ایران بر نوسانات ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره t تأثیر معناداری دارد. بدین معنی که شوک‌های ناشی از قیمت نفت ایران در دوره قبل تأثیر معناداری بر نوسانات ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره جاری دارد. بر این اساس، سرریز شوک‌های ریسک‌های اقتصادی شاخص قیمت نفت ایران بر نوسانات ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی اتفاق می‌افتد. در حقیقت بروز هرگونه شوک در قیمت نفت ایران در دوره‌های قبل به‌طور معناداری منجر به بروز نوسان و تلاطم در ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی و خبرهای مربوط به کاهش ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران منجر به کاهش ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی می‌شود. خبرهای مربوط به افزایش ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران، افزایش نوسانات و تلاطمات را در بخش حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی در پی دارد.

همان‌طوری که مشاهده می‌گردد ضریب A(1,3) مثبت می‌باشد که ازلحاظ آماری معنادار می‌باشد. در حقیقت شوک در زمان t-1 قیمت نفت ایران بر نوسانات حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره t تأثیر معناداری دارد. بدین معنی که شوک‌های ناشی از قیمت نفت ایران در دوره قبل تأثیر معناداری بر نوسانات حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره جاری دارد. بر این اساس، سرریز شوک‌های ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران بر نوسانات حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی اتفاق می‌افتد. در حقیقت بروز هرگونه شوک در ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران در دوره‌های قبل به‌طور معناداری منجر به بروز نوسان و تلاطم در حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی و خبرهای مربوط به کاهش ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران منجر به کاهش نوسانات حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی می‌شود. خبرهای مربوط به افزایش ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران، افزایش نوسانات و تلاطمات را در بخش حمل کالا در بخش حمل ونقل ریلی در پی دارد.

ضریب A(1,4) مثبت و معنادار می‌باشد. بنابراین نوسانات قیمت نفت ایران در دوره t-1 تأثیر مستقیم و معناداری بر نوسانات دوره جاری حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی دارد. به‌عبارت‌دیگر می‌توان گفت که نوسانات دوره قبل قیمت نفت ایران دارای تأثیر معناداری بر نوسانات حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی دارد. بدین معنی که افزایش نوسانات ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران در دوره قبل منجر به افزایش حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره جاری می‌شود. بنابراین سرریز تلاطم از نوسانات قیمت نفت ایران بر حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی اتفاق می‌افتد.

آزمون نرمال بودن توزیع خطاها

نرمال بودن توزیع خطاها سبب اطمینان خاطر محقق از نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌های مربوط به آزمون‌های تشخیصی و تفسیر ضرایب خواهد شد. آزمون نرمالیتی باقیمانده‌های پژوهش به‌قرار زیر است که در آن با توجه به این‌که فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع خطاهای رگرسیون می‌باشد، آماره جارک- برا نشان از نرمال بودن توزیع خطاهاست زیرا Prob>0.05 می‌باشد.

جدول۸. نتایج آزمون نرمال بودن پسماندهای رگرسیون

نوع آزمون	ضرایب	احتمال
Jarque-Bera	۰/۳۱۸	۰/۸۵۲

منبع: یافته‌های پژوهش(خروجی نرم‌افزار ایویوز)

٦- نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر، تحلیل انتقال ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران بر شاخصهای اقتصادی بخش حمل‌ونقل ریلی ایران مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور ابتدا متغیرها معرفی و آمار توصیفی آن‌ها مورد بررسی قرار گرفت و مانایی متغیرها

با استفاده از آزمون‌های فیلیپس و پرون و آزمون جی و پرون مورد سنجش قرار گرفت. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون ملاحظه می‌شود که همه متغیرهای مورد بررسی در سطح نامانا و با یک‌بار تفاضل گیری و با احتمال ۵ درصد مانا می‌باشند.

همچنین مانایی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون مانایی انجی و پرون موردبررسی قرارگرفته است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، آماره آزمون برای تمامی متغیرهای موردبررسی کوچک‌تر از مقادیر بحرانی آزمون در سطح معنی‌دار ۵ درصد می‌باشند، لذا فرضیه صفر مبنی برداشتن ریشه واحد، رد و فرضیه مقابل آن مبنی بر مانایی متغیرها موردپذیرش قرار می‌گیرد. بنابراین متغیرهای مورد بررسی در سطح داده‌ها و با احتمال ۵ درصد نامانا می‌باشند ولی با یکبار تفاضل گیری و با احتمال ۵ درصد نامانا می‌باشند.

با توجه به اینکه همه متغیرها در سطح نامانا و با یک‌بار تفاضل گیری پایا شده‌اند؛ بنابراین برای اجتناب از ایجاد رگرسیون ساختگی و کاذب، از آزمون هم انباشتگی استفاده می‌گردد. بنابراین نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی میان متغیرهای قیمت نفت ایران، ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی، حمل کالا و حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی نشان می‌دهد که فرضیه H0 رد می‌شود که این به مفهوم وجود رابطه بلندمدت هم انباشتگی میان متغیرهای مورد بررسی می‌باشد.

برای ارزیابی سرریز تلاطم بین متغیرهای ریسک اقتصادی قیمت نفت ایران و شاخص‌های اقتصادی بخش حمل ونقل ریلی ایران، از مدل دومتغیره MGARCH-BEKK با درجات p=1 و q=1 استفاده شد (Engle & Kroner, 1995).بررسی ناهمسانی واریانس با آزمون عدم گارچ نشان داد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس رد شده و وجود ناهمسانی واریانس میان متغیرها تأیید شد. همچنین ضرایب A(1,1) و A(2,2) به طور مشترک معنی‌دار بودند که نشان‌دهنده وجود ناهمسانی واریانس میان متغیرها و امکان استفاده از مدل برای بررسی اثرات بی‌ثباتی و نااطمینانی است.

بنابر نتایج به‌دست‌آمده از آزمون سرریز نوسانات، ضریب A(1,1) مثبت و معنادار می‌باشد که نشان می‌دهد شوک‌های دوره گذشته قیمت نفت سبک ایران بر نوسانات دوره جاری قیمت نفت سبک ایران تأثیر معناداری دارد. بدین معنی که نوسانات قیمت نفت سبک ایران از شوک‌ها و نوسانات گذشته خود تأثیر معناداری می‌پذیرد.

ضریب A(2,2) مثبت و معنادار می‌باشد که نشان می‌دهد شوک‌های دوره گذشته ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی بر نوسانات دوره جاری ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی تأثیر معناداری دارد. بنابراین شوک‌ها و نوسانات دوره گذشته ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی بر نوسانات ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره جاری مؤثر می‌باشد، بدین معنی که نوسانات ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی از شوک‌ها و نوسانات گذشته خود تأثیر معناداری می‌پذیرد.

همچنین ضریب A(3,3) مثبت و معنادار می‌باشد که نشان می‌دهد شوک‌های دوره گذشته حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی بر نوسانات دوره جاری حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی تأثیر معناداری دارد. ضریب A(4,4) مثبت و معنادار می‌باشد و شوک‌ها و نوسانات دوره گذشته حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی بر نوسانات حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره جاری مؤثر می‌باشد، بدین معنی که نوسانات حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی از شوک‌ها و نوسانات گذشته خود تأثیر معناداری می‌پذیرد.

همچنین ضریب A(1,2) مثبت می‌باشد که ازلحاظ آماری معنادار می‌باشد. در حقیقت شوک در زمان t-1 قیمت نفت ایران بر نوسانات ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره t تأثیر معناداری دارد. بدین معنی که شوک‌های ناشی از قیمت نفت ایران در دوره قبل تأثیر معناداری بر نوسانات ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره جاری دارد. بر این اساس، سرریز شوک‌های ریسک‌های اقتصادی شاخص قیمت نفت ایران بر نوسانات ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی اتفاق می‌افتد. در حقیقت بروز هرگونه شوک در قیمت نفت ایران در دوره‌های قبل به‌طور معناداری منجر به بروز نوسان و تلاطم در ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی و خبرهای مربوط به کاهش ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران منجر به کاهش ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی می‌شود. خبرهای مربوط به افزایش ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران، افزایش نوسانات و تلاطمات را در بخش ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل ریلی در پی دارد.

همان‌طوری که مشاهده می‌گردد ضریب A(1,3) مثبت می‌باشد که ازلحاظ آماری معنادار می‌باشد. در حقیقت شوک در زمان t-1 قیمت نفت ایران بر نوسانات حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره t تأثیر معناداری دارد. بدین معنی که شوک‌های ناشی از قیمت نفت ایران در دوره قبل تأثیر معناداری بر نوسانات حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره جاری دارد. بر این اساس، سرریز شوک‌های ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران بر نوسانات حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی اتفاق می‌افتد. در حقیقت بروز هرگونه شوک در ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران در دوره‌های قبل به‌طور معناداری منجر به بروز نوسان و تلاطم در حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی و خبرهای مربوط به کاهش ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران منجر به کاهش نوسانات حمل کالا در بخش حمل‌ونقل ریلی می‌شود. خبرهای مربوط به افزایش ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران، افزایش نوسانات و تلاطمات را در بخش حمل کالا در بخش حمل ونقل ریلی در پی دارد.

ضریب A(1,4) مثبت و معنادار می‌باشد. بنابراین نوسانات قیمت نفت ایران در دوره t-1 تأثیر مستقیم و معناداری بر نوسانات دوره جاری حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی دارد. به‌عبارت‌دیگر می‌توان گفت که نوسانات دوره قبل قیمت نفت ایران دارای تأثیر معناداری بر نوسانات حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی دارد. بدین معنی که افزایش نوسانات ریسک‌های اقتصادی قیمت نفت ایران در دوره قبل منجر به افزایش حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی در دوره جاری می‌شود. بنابراین سرریز تلاطم از نوسانات قیمت نفت ایران بر حمل مسافر در بخش حمل‌ونقل ریلی اتفاق می‌افتد.

با توجه به یافته‌های پژوهش که نشان‌دهنده سرریز معنادار و مثبت شوک‌های قیمت نفت بر نوسانات ارزش‌افزوده، حمل کالا و حمل مسافر در بخش ریلی ایران است، پیشنهادات سیاستی زیر در چهار سطح کلان‌اقتصادی، نظارتی-مالی، سرمایه‌گذاری و مدیریت بحران تدوین می‌شود.

این پیشنهادات بر پایه ضرایب غیرقطری معنادار(A(1,2، A(1,3) و A(1,4) و نیز خودهمبستگی نوسانات (ضرایب قطری) طراحی شده‌اند تا آسیب‌پذیری بخش ریلی را در برابر تلاطم‌های نفتی کاهش دهند.

پیشنهادات برای سیاست‌گذاران کلان اقتصادی

-ایجاد سازوکار تثبیت‌کننده قیمت حامل‌های انرژی در بخش ریلی با توجه به اینکه شوک‌های نفتی از کانال هزینه برق (نیروگاه‌های گازی) و هزینه تجهیزات وارداتی به ریلی سرایت می‌کند، پیشنهاد می‌شود صندوقی با عنوان «صندوق تثبیت هزینه انرژی ریلی» راه‌اندازی شود تا در زمان افزایش شدید قیمت نفت، بخشی از افزایش هزینه برق و قطعات وارداتی را جبران کند و از نوسان شدید نرخ‌های حمل جلوگیری نماید.

-افزایش سهم برق تجدیدپذیر در تأمین انرژی راه‌آهن

توسعه نیروگاه‌های خورشیدی و بادی اختصاصی برای خطوط برقی، وابستگی ریلی به نفت را از کانال هزینه برق قطع می‌کند. این اقدام در بلندمدت، کشش نوسانات ریلی نسبت به نفت را به طور ساختاری کاهش می‌دهد.

-هماهنگی سیاست ارزی با واردات قطعات و لوکوموتیو. از آنجا که شوک‌های نفتی اغلب با نوسان نرخ ارز همراه است و هزینه واردات قطعات را بالا می‌برد، پیشنهاد می‌شود برای واردات کالاهای اساسی ریلی (مانند ریل، واگن و لوکوموتیو) نرخ ارز ترجیحی یا ثبات‌بخش در نظر گرفته شود تا سرریز تلاطم ارزی-نفتی به شاخص‌های ریلی مهار گردد.

پیشنهادات برای نهادهای نظارت مالی و بانکی

-الزام به افشای ریسک نفت در صورت‌های مالی شرکت‌های ریلی نهادهای نظارتی (مانند سازمان بورس و بیمه مرکزی) باید شرکت‌های فعال در حمل‌ونقل ریلی را ملزم کنند که در گزارش‌های مالی خود، حساسیت سودآوری و هزینه‌ها به نوسانات قیمت نفت را شفاف‌سازی نمایند. این امر امکان ارزیابی ریسک توسط سرمایه‌گذاران و بانک‌ها را فراهم می‌کند.

-طراحی ابزارهای مالی پوشش ریسک (هجینگ) برای سوخت و برق. بانک مرکزی و بورس انرژی می‌توانند قراردادهای آتی یا اختیار معامله برای برق صنعتی و سوخت دیزل ریلی طراحی کنند تا شرکت‌های ریلی بتوانند قیمت حامل‌های انرژی را برای دوره‌های بلندمدت تثبیت نمایند و از تلاطم‌های لحظه‌ای در امان بمانند.

-ایجاد خط اعتباری اضطراری برای راه‌آهن در زمان شوک‌های نفتی. به دلیل وجود رابطه بلندمدت هم‌انباشتگی، در زمان

افزایش نوسانات نفت، صندوق توسعه ملی یا بانک‌های تخصصی می‌توانند خط اعتباری با نرخ سود پایین برای تأمین سرمایه‌درگردش شرکت‌های ریلی اختصاص دهند تا از کاهش تعمیرات و نگهداری ناوگان جلوگیری شود.

پیشنهادات برای سرمایه‌گذاران و فعالان بازار حمل‌ونقل

-تنوع‌بخشی به سبد سوخت ناوگان ریلی

با توجه به اثر مستقیم شوک‌های نفتی بر هزینه‌های بهره‌برداری، سرمایه‌گذاران باید ناوگان خود را به سمت لوکوموتیوهای دوگانه‌سوز (گازوئیل-ال‌ان‌جی) و برقی سوق دهند. همچنین استفاده از سوخت‌های جایگزین مانند بیودیزل در مناطق غیربرقی می‌تواند وابستگی به نفت خام را کاهش دهد.

-انعقاد قراردادهای بلندمدت حمل با شاخص‌گذاری تعدیل‌شده. فعالان بخش ریلی در قراردادهای حمل بار و مسافر با مشتریان عمده، موردی را پیش‌بینی کنند که نرخ حمل بر اساس میانگین متحرک سه‌ماهه قیمت نفت تعدیل شود (نه قیمت لحظه‌ای). این کار از انتقال ناگهانی تلاطم به درآمد و هزینه جلوگیری می‌کند.

-سرمایه‌گذاری در سیستم‌های مدیریت انرژی و بهینه‌سازی مصرف نصب سامانه‌های هوشمند پایش مصرف سوخت و برق در لوکوموتیوها و ایستگاه‌ها، علاوه بر کاهش هزینه‌ها، حساسیت عملیاتی به تغییرات قیمت انرژی را کاهش می‌دهد و تاب‌آوری بنگاه را افزایش می‌دهد.

پیشنهادات برای مدیریت ریسک در بحران‌های آینده (سناریوهای مقابله)

-تدوین سناریوهای واکنش سریع بر اساس شدت شوک نفتی

راه‌آهن جمهوری اسلامی ایران باید برای سه سطح شوک (نرمال، شدید و بحرانی) برنامه عملیاتی مشخص داشته باشد. برای نمونه، در شوک شدید، اولویت حمل با کالاهای اساسی (گندم، فولاد، سوخت) باشد و حمل کالاهای با ارزش افزوده بالا به جاده واگذار شود تا از افت شدید درآمد کل جلوگیری شود.

-ایجاد ذخیره استراتژیک سوخت و قطعات کلیدی

با توجه به خودهمبستگی نوسانات (ضرایب قطری معنادار) که نشان از تداوم تلاطم دارد، انبارکردن سوخت دیزل و قطعات یدکی لوکوموتیو به میزان حداقل سه ماه مصرف، می‌تواند در دوره‌های افزایش قیمت و تحریم، از توقف خطوط ریلی جلوگیری کند.

-برقراری قراردادهای مشارکتی با بخش خصوصی برای مدیریت ریسک. دولت می‌تواند با شرکت‌های بیمه و مشاوران ریسک، قراردادهای مشارکتی منعقد کند تا در زمان بروز تلاطم، خسارت‌های ناشی از افزایش هزینه‌های عملیاتی را پوشش دهند و بار مالی از دوش دولت و راه‌آهن برداشته شود.

-راه‌اندازی سامانه پایش هشدار سریع (EWS) برای نوسانات نفت و ارز سامانه‌ای مبتنی بر مدل MGARCH-BEKK که به‌صورت برخط، تلاطم قیمت نفت را پایش کرده و اثر آن را بر شاخص‌های ریلی شبیه‌سازی نماید، به مدیران راه‌آهن امکان تصمیم‌گیری پیش‌گیرانه می‌دهد.

اجرای هماهنگ این پیشنهادات در چهار سطح یادشده، ضمن کاهش شدت سرریز تلاطم از بازار نفت به بخش ریلی، تاب‌آوری این زیرساخت حیاتی را در برابر شوک‌های اقتصادی افزایش داده و زمینه سرمایه‌گذاری مطمئن‌تر را برای توسعه حمل‌ونقل ترکیبی و پایدار فراهم می‌آورد.

۷-پی‌نوشت‌ها

1- Volatility Spillover
2- Autoregressive Distributed Lag
3- Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model
4-Discrete Choice Models
5-Cost per Ton-Mile
6- Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
7- generalized autoregressive conditional heteroscedasticity
8- Multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity
9- Baba, Engle, Kraft & Kroner

۸-مراجع

-ابونوری، اسمعیل و تور، منصور (۱۳۹۸). برآورد نسبت پوشش ریسک، وزن بهینه و اثرات سرریز تلاطم در بازار سهام ایران، آمریکا، ترکیه و امارات، *فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال بیست وچهارم، شماره ۸۱، زمستان، ۱۵۶-۱۳۵.

-پژمان‌راد، پیمان و بازدار اردبیلی، پریسا (۱۳۹۳). بررسی پدیده بیماری هلندی و اثر شوک‌های نفتی در بخش حمل‌ونقل ریلی کشور، *شانزدهمین همایش بین‌المللی حمل‌ونقل ریلی*، انجمن مهندسی حمل و نقل ریلی ایران، تهران، ایران.

– پورکرمانی، کسری(۱۴۰۵)، سرریز نوسان بین بازار نفت و بازار کرایه حمل، *فصلنامه جاده*، سال بیست و چهارم، دوره دوم، شماره ۱۲۷ تابستان، ۱۴۸-۱۳۱.

-ترازنامه انرژی(۱۴۰۳)، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد کلان برق و انرژی، معاونت برق و انرژی.

– خلفی، سپیده و اسعدی سامانی، حمید(۱۴۰۴). مدلسازی نوسانات و همبستگی های بازار نفت در بازارهای جهانی با رویکرد بررسی عوامل کلان اقتصادی و سیاسی، *فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری*، سال نهم، شماره ۹۷ ، تابستان، ۴۲۷-۴۱۱.

-دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی (۱۴۰۱). ترازنامه انرژی، وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، تهران، ۶۶۹-۱.

-سالنامه آماری حمل‌ونقل ریلی کشور (۱۴۰۳). دفتر هوشمند سازی و داده کاوی، معاونت تأمین سرمایه و اقتصاد حمل‌ونقل، *شرکت راه آهن جمهوری اسلامی ایران*.

– سلمانی بی‌شک، محمدرضا. اسدزاده، احمد. جمالی فرد، فرزاد (۱۳۹۸). تأثیر تغییرات قیمت نفت و حجم کالاهای کانتینری بر هزینه حمل ونقل دریایی، *پژوهشنامه حمل و نقل*، شماره۵۸، بهار، ۱۳۹-۱۲۵.

-سوری، علی (۱۴۰۰). اقتصاد سنجی همراه با کاربرد Eviews & Estata، *نشر نور علم*، تهران.

– سیفی‌پور، رویا و بازدار اردبیلی، پریسا (۱۴۰۴). بررسی اثر شوکهای کلان اقتصادی بر بخش حمل و نقل، *فصلنامه پژوهشنامه حمل و نقل*، سال بیست و دوم، دوره اول، شماره ۸۲ ، بهار، ۱۹۰-۱۷۳.

– سیفی‌پور، رویا و افروز امینی، فاطمه (۱۳۹۱). تأثیر افزایش قیمت سوخت بر تقاضای باری ریلی و سهم آن از حمل و نقل زمینی، *مهندسی حمل و نقل*، سال سوم، شماره چهارم، تابستان ۱۳۹۱، ۳۲۴-۳۱۵.

– فشاری، مجید و غفوری بارجین، هانیه (۱۳۹۶). بررسی تاثیر قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل جاده‌ای: رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن-فیلتر، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال چهارم، شماره ۲، تابستان، ۱۲۶-۱۰۳.

-کسرایی‌فر، محمد، غلامی، امیر و مهدی احمدی، سیدمحمد (۱۴۰۵). انتقال ریسکهای اقتصادی کووید- ۱۹ و پیامدهای سیاستی آن بر حمل‌ونقل نفت، *فصلنامه پژوهشنامه حمل و نقل*، سال بیست و سوم، دوره اول، شماره ۸۶، بهار، ۳۱۴-۳۰۱.

-کریمی، الهه، فلاحی، محمدعلی و لطفعلی‌پور، محمدرضا (۱۳۹۵). بررسی اثر سرریز تلاطم قیمت در بازارهای بین المللی نفت، بنزین و سوخت دیزل، *مطالعات اقتصاد انرژی*، جلد ۱۲، شماره ۴۹، ۴۴-۲۷

-کمیجانی، اکبر و حاجی حیدری، آمنه(۱۴۰۲). اثر نامتقارن قیمت نفت، نااطمینانی قیمت نفت و تحریم های اقتصادی بر رشد اقتصادی و تورم در ایران، *دو فصلنامهٔ مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، دوره دهم، شمارهٔ دو، شماره پیاپی ۲۰، پاییز و زمستان، ۲۱۸-۱۸۹.

-ورهرامی، ویدا و حسین‌پور، ندا (۱۳۹۷). اثرگذاری بی‌ثباتی قیمت حامل‌های انرژی بر ارزش افزوده و نرخ تورم بخش حمل‌ونقل زمینی(ریلی و جاده‌ای)، *فصلنامه جاده*، شماره۹۷، زمستان، ۱۶۵-۱۵۵.

– مجردی، مهناز، نیکوقدم، مسعود و الیاسپور، بهنام (۱۴۰۴). بررسی اثر نوسانات قیمت نفت و نااطمینانی سیاست اقتصادی بر بازده سهام در ایران، اقتصاد پولی مالی، دوره جدید، سال سی و دوم، شمار ۀ ۱، پیاپی ۲۹ ، بهار و تابستان،۹۹-۷۵.

-Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D. F., & Kroner, K. F. (1990). Multivariate simultaneous generalized ARCH, Unpublished manuscript, *University of California,* San Diego.

-Behrens, K., & Pels, E. (2012). Intermodal competition in the freight transport market: The role of oil prices. Transportation Research Part A: Policy and Practice, 46(7), 1023-1036.
-Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics,* 31(3), 307-327.
-Chen, Shuiyang. Hao, Siting. Meng, Bin . Zhang, Yajing. Kuang, Haibo(2025), Revisiting oil and tanker shipping markets: The role of geopolitical risk in shaping spillover dynamics, *Energy,* Vol. 321, 15 April 2025, 135494.
-Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory,* 11(1), 122-150.
-Hofmann, Erik. Solakivi, Tomi. Töyli, Juuso. Zinn, Martin(2018), Oil price shocks and the financial performance patterns of logistics service providers, *Energy Economics, Vol.72.* **doi: 10.1016/j.eneco.2018.04.006.**
-https://cbi.ir/
-Killins, Robert N.(2020). The impact of oil on equity returns of Canadian and U.S. Railways and airlines, The North American *Journal of Economics and Finance,* Vol.52. **doi: 10.1016/j.najef.2020.101178**
- Li, S., & Yang, Z. (2018). Oil price shocks and the demand for railway services in emerging economies. *Energy Economics,* 76, 298-309.
- Lu, C. S., & Tseng, P. H. (2012). The effect of oil price on the operational efficiency of rail carriers: A comparative study of electric and diesel fleets. *Journal of Transport Economics and Policy,* 46(2), 201-216.
-Maitra, Debasish. Ur Rehman, Mobeen. Ranjan Dash, Saumya. Hoon, Kang Sang(2021), Oil price volatility and the logistics industry: Dynamic connectedness with portfolio implications, *Energy Economics ,*October 2021, Vol. 102 ,105499.
-Notteboom, T. (2012). The impact of oil price fluctuations on the competitiveness of short sea shipping and rail. *Maritime Policy & Management,* 39(4), 357-374.
-Przekota, Grzegorz. Szczepa´nska-Przekota, Anna. (2024), How Road and Rail Transport Respond to Economic Growth and Energy Prices: A Study for Poland, 17(22), 5647.
-Santos, G., & Rojey, L. (2013). The impact of fuel prices on rail freight demand and operational costs in the US. *Transport Policy,* 30, 92-101.
-Zou, G., & Chau, K. W. (2019). Long- and short-run effects of fuel prices on freight transportation volumes in Shanghai. *Sustainability,* 11(18), 5017.

Spillover of oil price volatility on economic indicators of Iranian rail transport: Application of the MGARCH-BEKK model

Parisa Badar Ardebili, *Assistant Professor, Housing & Urban Development Research Center, Tehran, Iran.*

E-mail: p.bazadar@bhrc.ac.ir

Received: February 2026- Accepted: May 2026

ABSTRACT

The present study aims to analyze the spillover of oil price volatility on the economic indicators of the Iranian railway transport sector, including value added, freight transport, and passenger transport, for the period 1371–1403. For this purpose, the bivariate econometric model MGARCH-BEKK has been used. The findings from the model estimation show that the non-diagonal coefficients of the shock matrix (A) for all three railway indicators are positive and statistically significant. In other words, oil price shocks in the previous period significantly increase the current fluctuations of value added, freight and passenger rail transport, and the spillover of turbulence from the oil market to the rail sector is also observed in a two-way (self-influenced) manner. Also, the diagonal coefficients indicate the impact of each variable on its past shocks. The normality test of the residuals also confirmed the normality of the error distribution. Based on the results, increasing oil price fluctuations create more turbulence in rail indices, and positive or negative news from the oil market causes an increase or decrease in fluctuations in this sector, respectively. Therefore, it is suggested that macroeconomic policymakers reduce the vulnerability of rail transport to oil fluctuations by designing stabilizing mechanisms, regulatory institutions by requiring risk disclosure, investors by diversifying the fuel portfolio, and risk management by developing scenarios to deal with the crisis.

Keywords: Turbulence Spillover, Oil Price Fluctuations, Economic Indicators of the Rail Transport Sector, MGARCH-BEKK Model