فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هفدهم / شماره ۷۱/ زمستان ۱۴۰۰/ صفحات ۶۶-۳۷

مدل‌سازی وابستگی بین بازده و نوسان قیمت نفت با استفاده از رگرسیون کوانتایل کاپولا: مطالعه موردی قیمت نفت خام سنگین ایران

محمد صیادی [۱]
استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، m.sayadi@khu.ac.ir

محسن ابراهیمی
دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، ebrahimimo@yahoo.com

عاطفه داوری
کارشناسی ارشد مهندسی سیستم‌های انرژی، دانشگاه خوارزمی، davari.atefe@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۲۰

چکیده

هدف اصلی این پژوهش بررسی رابطه میان بازده و نوسان قیمت نفت خام سنگین ایران با استفاده از روش کوانتایل مبتنی بر کاپولا است. رگرسیون کوانتایل کاپولا ابزاری کارا برای تحلیل مدل‌های غیرخطی سری زمانی است که به دلیل عدم نیاز به فروض اولیه، دارای مزیت در برآورد ارتباط بین بازده و نوسان است. داده‌های تحقیق به‌صورت ماهیانه از ژانویه ۱۹۹۰ تا دسامبر ۲۰۱۹ مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش برای محاسبه نوسانات قیمت نفت از فیلتر هادریک-پرسکات استفاده شده است و کوانتایل‌ها هم به‌صورت چارکی و هم به‌صورت صدکی به‌کار برده شده است. آزمون کلموگروف-اسمیرونوف و بررسی آمار توصیفی، توزیع چوله به چپ متغیرهای بازده و نوسانات قیمت نفت ایران را تأیید می‌کند، بنابراین محاسبه رابطه مستقیم میان بازده نفت ایران و نوسانات قیمت نفت ایران امکان پذیر نیست. براساس نتایج برآورد رگرسیون کوانتایل کاپولا، بین نوسانات و بازده قیمت نفت خام ایران در کوانتایل‌های (۰/۰۵، ۰/۱، ۰/۲، ۰/۲۵، ۰/۳، ۰/۸، ۰/۹، ۰/۹۵) که مربوط به دوره‌های بدون ثبات و بحرانی (دوران جنگ و تحریم‌های اقتصادی) است، رابطه مثبت و معنادار وجود دارد که از نظر تئوریک از طریق کانال تأثیر تقاضای احتیاطی بر قیمت نفت قابل توضیح است. براساس نتایج آزمون ANOVA جهت بررسی همگونی واریانس‌ها درون کوانتایل‌های مختلف، فرضیه برابری واریانس‌ها رد شد. همچنین بین نوسانات قیمت نفت با تأخیر زمانی یک دوره (X_{t-1}) و بازده نفت در کوانتایل‌های فوق رابطه معنادار یافت شد. با استفاده از این نتایج، سرمایه‌گذاران می‌توانند ریسک سرمایه‌گذاری در بازار نفت و نیز سایر یازارهای مالی مرتبط با بازار نفت را به نحو مؤثرتری مدیریت کنند.

طبقه‌بندی JEL: Q31, Q43, F51, F52
کلیدواژه‌ها: بازده، نوسان، رگرسیون کوانتایل کاپولا، قیمت نفت خام

---

۱. نویسنده مسئول

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

۱- مقدمه

به دلیل اهمیت استراتژیک نفت خام، تغییرات قیمت آن می‌تواند اثرات گسترده‌ای در اقتصاد جهانی داشته باشد. به همین خاطر، همواره مورد توجه تصمیم‌گیرندگان اقتصادی قرار دارد (فرازمند وکردزنگنه، ۱۳۹۷). علاوه بر این، بررسی مکانیزم‌های وابستگی بین بازدهی و نوسان دارایی‌های مختلف، به دلایل مختلف از اهمیت برخوردار است. نخست اینکه، تحلیل مکانیزم‌های وابستگی، اطلاعاتی در خصوص کارایی بازارها ارائه می‌دهد. سرایت بین بازده دارایی‌ها نشان‌دهنده وجود یک استراتژی معاملاتی سودآور است و چنانچه سود این استراتژی معاملاتی از هزینه‌های عملیاتی آن بیشتر باشد، به‌صورت بالقوه، شواهدی از عدم کارایی بازار ارائه می‌دهد. دوم، آگاهی از مکانیزم‌های وابستگی در مدیریت سبد دارایی نیز مهم است، زیرا اطلاع از تأثیر وابستگی بازده‌ها در انتخاب سبد سهام و کاهش ریسک از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در نهایت اینکه، اطلاع در خصوص نحوه ارتباط بین بازده و نوسان دارایی‌ها، در پیش‌بینی نوسان قابل استفاده است (ممی‌پور و فعلی، ۱۳۹۶).

بازار نفت یکی از بازارهای مهمی است که بررسی ابعاد مختلف رفتار این بازار موضوعات تحقیقات گسترده از سوی محققین و پژوهشگران داخلی و بین‌المللی است. طی دهه‌های اخیر نوسانات قیمت جهانی نفت در مقایسه با نوسانات سایر کالاها حداقل دو برابر بوده است؛ که مفهوم آن این است که ادوار تجاری و عملکرد سایر بازارهای مالی دائماً تحت تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت قرار دارند (فیلیز و همکاران[1]، ۲۰۱۱). از سوی دیگر، در بررسی ساختار وابستگی بین بازدهی بازارهای مختلف، انتخاب معیار مناسب برای نشان دادن میزان وابستگی بین شاخص‌ها بسیار مهم است. به عبارت دیگر می‌توان گفت، ماهیت وابستگی بین بازدهی‌های مالی، شرایط بازارهای مالی و تأثیر آنها بر سرمایه‌گذاری از موضوعات با اهمیت در بین پژوهش‌ها بشمار می‌رود، به‌نحوی‌که درک روابط بین دارایی‌های مالی تا حد زیادی در مورد چگونگی سرمایه‌گذاری در این دارایی‌ها کمک بسزایی می‌کند. لذا شناسایی ساختار وابستگی بین دارایی‌ها و بازارهای مالی از موضوعات مورد توجه محققان است. در واقع مسئله حائز اهمیت برای مدیران

1. Filis and et al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

ریسک این است که ساختار همبستگی بین تغییر در متغیرها و همچنین نوسانات آن‌ها را در زمان ارزیابی‌های ریسک مدنظر قرار دهند.

اهمیت و ضرورت پرداختن به تحقیق حاضر را از دو جهت می‌توان بیان کرد. اول اینکه سرمایه‌گذاران در بازار نفت برای تصمیم‌گیری بهینه در انتخاب سبد دارایی نیازمند آگاهی از ارتباط بین بازده و نوسان دارایی خود هستند. انتخاب یک مدل نامناسب منجر به اندازه‌گیری نادرست ریسک می‌شود. به‌طور سنتی از ضریب همبستگی برای توضیح وابستگی بین متغیرها استفاده شده است که از دقت کافی برای تبیین صحیح ارتباط بین بازده و نوسان دارایی برخوردار نیست. دوم اینکه، بازار نفت ایران علاوه بر عوامل بنیادین بازار، به دلیل تأثیرپذیری بیشتر از ریسک‌های سیاسی و ژئوپلیتیکی ناشی از جنگ و تحریم‌های اقتصادی، دارای عملکرد نسبتاً متفاوتی نسبت به سایر بازارهای نفت بوده است. بنابراین تعمیم رابطه بین بازده و نوسان سایر بازارهای نفت به بازار نفت ایران ممکن است منجر به نتایج غیرواقع‌بینانه شود. ازاین‌رو هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی ارتباط میان بازده و نوسان قیمت نفت خام ایران با استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر کاپولا است که یک روش کارا برای مدل‌سازی غیرخطی سری زمانی و بدون نیاز به فروض اولیه به شمار می‌رود.

با توجه به توضیحات فوق، سازمان‌دهی پژوهش حاضر بدین صورت است که پس از تبیین مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری پژوهش ارائه می‌شود. در بخش سوم مهم‌ترین مطالعات صورت گرفته در پیشینه موضوعی پژوهش بررسی و در بخش چهارم داده‌های پژوهش و تحلیل نتایج تجربی ارائه می‌شود. بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از یافته‌های پژوهش اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری پژوهش

از آنجا که نفت خام نه تنها یک کالای فیزیکی بلکه یک دارایی مالی نیز به شمار می‌رود، قیمت آن تحت تأثیر عوامل مختلف مؤثر بر قیمت دارایی‌های فیزیکی و مالی است. در یک دسته‌بندی متعارف، عوامل مؤثر بر قیمت نفت خام را می‌توان به دو گروه عمده عوامل بنیادین و عوامل غیربنیادین تقسیم نمود. بنابر ادبیات نظری، تقاضا و عرضه، سطح ذخیره‌سازی و میزان ظرفیت مازاد نفت جزء عوامل بنیادین و تغییرات

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

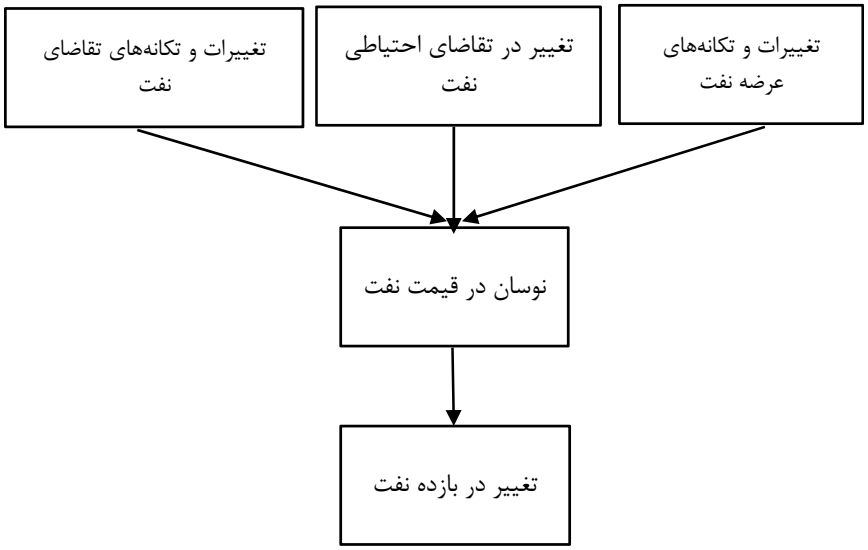
ناشی از تحولات بازارهای مالی از جمله تغییر در انتظارات و ریسک در گروه عوامل غیربنیادین مؤثر بر قیمت نفت قرار می‌گیرد (امیرمعینی و همکاران، ۱۳۹۰).

در یک دسته‌بندی دیگر، بارسکی و کیلیان[1] (۲۰۰۲ و ۲۰۰۴) سه نوع تکانه عرضه تقاضا در بازارهای جهانی نفت که بر قیمت جهانی نفت مؤثر هستند را از یکدیگر تفکیک کرده‌اند: ۱) تکانه وارده به دسترسی فیزیکی به منابع نفت خام (تکانه عرضه نفت)، ۲) تکانه وارده به تقاضای نفت در اثر چرخه‌های تجاری جهانی (تکانه تقاضای نفت) و ۳) تکانه‌های ناشی از تغییر در تقاضای احتیاطی[2]. لازم به ذکر است، تقاضای احتیاطی می‌تواند به دلیل عدم اطمینان ناشی از نقصان در عرضه مورد انتظار نسبت به تقاضای مورد انتظار باشد. در شکل (۱) کانال‌های تأثیرپذیری بازده نفت از تکانه‌های فوق به تصویر کشیده شده است.

کیلیان[3] (۲۰۰۹)، نشان می‌دهد که مهم‌ترین کانال اثرگذاری رویدادهای برون‌زا (نظیر جنگ‌ها و یا انقلاب‌ها بر قیمت نفت)، از طریق تأثیر آن‌ها بر تقاضای احتیاطی نفت است که می‌تواند به‌واسطه تغییرات عدم اطمینان در خصوص کمبودهای آتی عرضه نفت باشد. بنابراین ریسک سیاسی کشورهای عضو اوپک را می‌توان به‌عنوان یک متغیر جایگزین قابل قبول برای لحاظ اثرات تقاضای احتیاطی به حساب آورد. افزایش تقاضای احتیاطی (تکانه تقاضای احتیاطی) برای نفت خام سبب افزایش آنی، پایدار و نسبتاً شدید قیمت واقعی نفت خام می‌شود (کیلیان، ۲۰۰۸). به‌طورکلی، تنوع و گستردگی عوامل یاد شده منجر به نوسانات قابل توجه در قیمت آن می‌شود. مجموعه این عوامل می‌تواند باعث بروز رفتاری در دنباله زمانی قیمت‌های نفت شده و تعمیق شناخت از ارتباط بین بازده و نوسان قیمت نفت خام هم برای سرمایه‌گذاران فعال در بازارهای مالی و هم دولت‌هایی که درآمدهای نفتی سهم عمده‌ای از درآمدهای ارزی را تشکیل می‌دهد از اهمیت خاصی برخوردار است.

1. Barsky, R., & Kilian
2. Precautionary Demand
3. Kilian

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]



منبع: کیلیان، ۲۰۰۲

شکل ۱. کانال‌های تأثیرپذیری بازده از نوسان قیمت نفت

در یک بررسی تاریخی از روند بازار جهانی نفت می‌توان گفت، پیش از دهه ۱۹۸۰، ساختار ساماندهی و شرایط حاکم بر بازار بین‌المللی نفت به‌گونه‌ای بود که قیمت‌های نفت خام نوسانات چندانی نداشت و بنابراین ریسک چندانی را متوجه بازیگران بازار نفت نمی‌کرد. از اواخر دهه ۱۹۸۰، پس از راه‌اندازی بازار بورس نایمکس[1] در نیویورک و تعمیق تدریجی این بازار در دهه بعدی، کشف قیمت نفت‌های شاخص جهان (مانند Brent, WTI) متأثر از شرایط عرضه و تقاضا در بازارهای کاغذی[2] آتی‌ها و نیز نقدی[3] گردید (جلالی نائینی و همکاران، ۱۳۹۲). با توسعه و گسترش بازار نفت و مالی شدن این بازار[4] اثرگذاری عوامل غیربنیادین بر قیمت جهانی نفت، با گستره زیادی متلاطم گردید. قیمت‌های جهانی نفت تلاطم[5] زیادی را طی دوره‌های مختلف تجربه کرده که به‌عنوان نمونه می‌توان به تغییرپذیری شدید قیمت‌ها در سال ۲۰۰۸ اشاره نمود که طی

1. Nymex
2. Paper Market
3. Spot
4. Financialization
5.Volatility

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

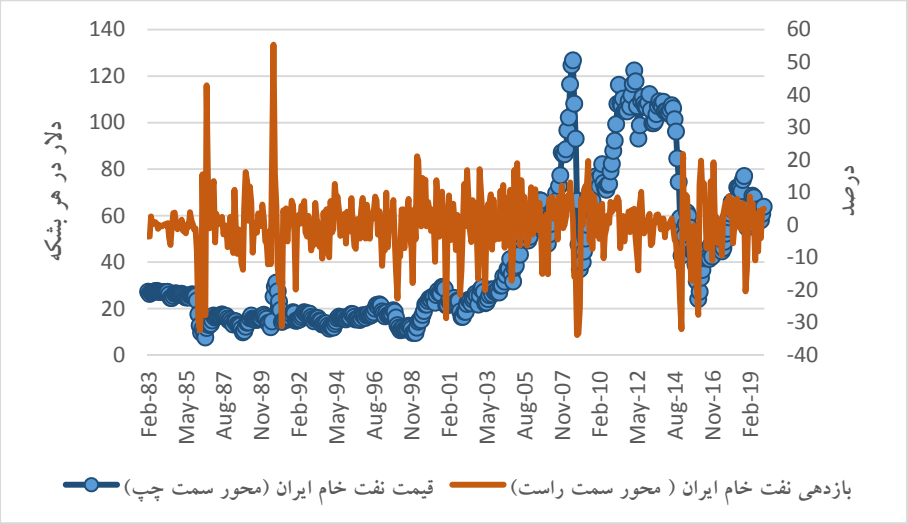
آن، قیمت نفت پس از ثبت رکورد ۱۴۸ دلار در هر بشکه در ماه جولای این سال، به حدود ۴۰ دلار در هر بشکه در اواخر دسامبر این سال تنزل پیدا کرد. کاهش قیمت جهانی نفت از ۱۰۷ دلار در آگوست ۲۰۱۴ به حدود ۴۰ دلار در سپتامبر ۲۰۱۵ نمونه دیگری از نوسان شدید قیمت نفت است. این تلاطم و نوسانات قیمتی، ریسک‌های بازاری فراوانی را موجب شده و فعالان در بازار بین‌المللی نفت و نیز سایر بازارهای مالی را در معرض زیان‌های بالقوه سنگین قرار می‌دهد.

از سوی دیگر، مدیریت درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکننده نفت از جمله ایران به دلیل وجود نوسانات نفت دارای تبعاتی می‌باشد که مهم‌ترین آن‌ها عبارتند از: ۱- تلاطم بودجه دولت: تلاطم بودجه دولت موجب افزایش نامتوازن اندازه دولت در دوران رونق و ضعیف شدن دولت در دوران رکود نفتی می‌شود. ۲- عدم ثبات اقتصاد کلان، ۳- ناکارآمدی سرمایه‌گذاری عمرانی و ۴- انتقال تکانه‌های نفتی به‌تمامی بخش‌ها منتفع از نفت: قاعده درصدی تقسیم درآمدهای نفتی در این بخش وجود دارد. مصرف‌کنندگان درآمدهای نفتی شامل شرکت ملی نفت، دولت و صندوق توسعه ملی می‌باشد (مروتی و همکاران، ۱۳۹۶).

هر نوع سرمایه‌گذاری با عدم اطمینانی‌هایی مواجه است که بازده سرمایه‌گذاری را در آینده مخاطره‌آمیز می‌سازد. ریسک یک دارایی سرمایه‌ای بدین خاطر است که این احتمال وجود دارد که بازده حاصل از دارائی کمتر از بازده مورد انتظار است؛ بنابراین ریسک عبارت است از احتمال تفاوت بین بازده واقعی و بازده پیش‌بینی‌شده و یا می‌توان گفت ریسک یک دارایی عبارت است از تغییر احتمالی بازده آتی ناشی از آن دارایی (کیمیاگری و تیژری، ۱۳۸۵).

بازده یکی از متغیرهای تصادفی شناسایی ارزش است که خود تابعی از متغیرهای تصادفی دیگری است که هرکدام خود تابعی از چندین متغیر دیگر می‌باشند به همین جهت نوسانات زیادی در بازده مشاهده می‌شود. در نمودار (۲) روند قیمت و بازده نفت خام سنگین ایران به تصویر کشیده شده است. این نمودار مؤید تغییرات زیاد در بازده قیمت نفت خام است که آگاهی از نوع و نحوه وابستگی بین بازده و نوسان بازدهی این کالا (دارایی مالی)، هم برای سرمایه‌گذاران فعال در بازارهای مالی و هم برای دولت از اهمیت برخوردار است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]



منبع: OPEC, 2020 (www.asb.opec.org)

نمودار ۲. روند قیمت و بازدهی نفت خام سنگین ایران

۳- پیشینه پژوهش

مطالعات داخلی

فلاحی و کریمی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی پدیده سرریز نوسان (تلاطم) در بازار انرژی پرداختند. برای این منظور از داده‌های قیمت نقدی روزانه نفت‌خام برنت، بنزین و سوخت دیزل در سطح بین‌المللی طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ استفاده‌شده است. نتایج به‌دست آمده بر اساس الگوی GARCH-BEKK سه متغیره نشان می‌دهد که به جز اثر سرریز تکانه از بازار بنزین به بازار سوخت دیزل و بازار نفت‌خام و اثر سرریز شوک از بازار سوخت دیزل به بازار نفت‌خام، سایر آثار سرریز شوک و سرریز تلاطم معنی‌دار هستند که نشان از ارتباط زیاد این بازارها با یکدیگر دارند.

حیرانی و حداد (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به برآورد ارزش در معرض ریسک باوجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی: رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا به بررسی ساختار وابستگی بین دو شاخص قیمتی محصولات شیمیایی و دارویی بورس تهران در بازه زمانی سال ۸۳ تا ۹۱ پرداخته‌اند. نتایج تجربی پژوهش نشان می‌دهد وابستگی ساختاری نامتقارن بین متغیرها وجود دارد همچنین یافته‌ها حاکی از دقت و کفایت

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

بیشتر رهیافت کاپولا نسبت به مدل‌های متداول پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک است.

دولو و رجبی (۱۳۹۴) در مطالعه خود با استفاده از مدل فاما-مک بث (۱۹۷۳) و رویکرد تحلیل سبد سرمایه‌گذاری به بررسی آناتومیک رابطه بین بازده و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بازار سهام تهران پرداخته‌اند. شواهد به‌دست‌آمده حاکی از آن است که نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مورد انتظار به تنهایی قادر به تبیین تغییرات بازده نیست، لیکن با احتساب همزمان نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مورد انتظار و غیرمنتظره، ضریب مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک غیرمنتظره به لحاظ آماری معنادار می‌شود. لذا به نظر می‌رسد منشأ بروز خلاف قاعده نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران ناشی از اثرگذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک غیرمنتظره است.

حداد و مفتخر دریائی نژاد (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سرایت بازده و نوسان در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی متشکل از طلا، ارز و سهام با استفاده از داده‌های دارایی‌های انس طلا، نرخ برابری یورو به دلار آمریکا و شاخص سهام S&P500 را از سال ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۴ بررسی نمودند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان‌دهنده تحت تأثیر قرار گرفتن ارزش در معرض ریسک توسط سرایت اطلاعات بین بازده و تلاطم دارایی‌های موجود در یک سبد می‌باشد و نادیده گرفتن این ویژگی سبب برآورد دست بالای ارزش در معرض ریسک و تخصیص ناکارای بخش زیادی از منابع جهت پوشش ریسک سبد دارایی‌ها می‌شود.

صیادی و کریمی (۱۳۹۸) در پژوهشی با استفاده از مدل کاپولای "واین" به مدل‌سازی وابستگی بین بازدهی بازارهای نفت، نرخ ارز و سهام گروه محصولات شیمیایی در ایران پرداخته‌اند. دوره مورد بررسی شامل داده‌های روزانه (۵ روز کاری) از آذر سال ۱۳۸۷ تا تیر سال ۱۳۹۶ می‌باشد. در مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای از مدل‌های GJR-GARCH استفاده شده که پس از آن با استفاده از رهیافت Copula-GARCH به بررسی ساختار وابستگی بین بازدهی‌ها و نیز محاسبه ارزش در معرض ریسک بازدهی‌ها پرداخته شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، هر دو جفت از بازدهی‌های مدل‌سازی شده دارای وابستگی به دنباله بالایی و پایینی یکسانی هستند.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

همچنین بین شاخص‌های سهام محصولات شیمیایی و بازدهی قیمت نفت خام به شرط نرخ ارز اسمی وابستگی ساختاری مشخصی بر اساس توابع کاپولای و این در دنباله‌های توزیع وجود دارد که نشان‌دهنده سرایت بین بازار محصولات شیمیایی و قیمت نفت خام است.

قاسمی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهش خود به بررسی تأثیر تلاطم در بازده قیمت نفت برنت بر شاخص‌های مهم بازارهای مالی ایران و نیز بازده قیمت طلا با استفاده از مدل گارچ نمایی چندمتغیره (MVEGARCH) پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق حاکی از وجود اثر سرریز تلاطم و همبستگی پویا بین نوسانات بازار نفت برنت و بازارهای مالی و صنایع پتروشیمی و نفتی در ایران دارد.

مطالعات خارجی

آگبیگبه[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل رگرسیون کوانتایل رابطه نوسان- بازده قیمت نفت خام را برای دوره زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار داده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شواهدی از اثرات اهرمی وجود دارد. همچنین رابطه نوسان بازگشتی با استفاده از رگرسیون کوانتایل بررسی شد که نتایج تجزیه‌وتحلیل نشان‌دهنده وجود یک وابستگی به فرم U معکوس بین بازدهی و نوسان در طول کوانتایل‌های مختلف است.

لیو و همکاران[2] (۲۰۱۷) وابستگی بازدهی- نوسان پویا در بازار نفت و ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) را با استفاده از یک مدل کاپولای ترکیبی متغیر در طول زمان مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، وابستگی منفی بین بازدهی نفت خام WTI و شاخص نوسان قیمت نفت خام در اغلب مواقع از زمان مورد بررسی وجود دارد. همچنین سرریز ریسک معنی‌دار از شاخص نوسان قیمت نفت خام به بازدهی نفت خام WTI یافت شد.

1. Agbeyegbe
2. Liu and et., al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

باس و همکاران[1] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین بازده و نوسان نفت خام WTI با استفاده از روش ناپارامتریک مبتنی بر کوانتایل پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، قابلیت پیش‌بینی[2] الگوهای متفاوتی را در بین کوانتایل‌های مختلف (وضعیت نرمال، گاوی و خرسی بازار) نشان می‌دهد. علاوه بر این، فعالیت‌های ادغام و تملک (اکتساب) (M&A)[3] شرکت‌های نفتی اطلاعات بنیادی ارزشمندی در خصوص انتظارات آتی قیمت نفت خام فراهم می‌کند.

کای و همکاران[4] (۲۰۱۹) در تحقیق خود به بررسی ارتباط پویای بین قیمت نفت خام و شاخص‌های نوسان با استفاده از رویکرد MF-DCCA[5] پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد همبستگی‌های بین مقطعی بین قیمت‌های نفت خام و سه شاخص نوسان به‌صورت چندمؤلفه‌ای است. با جداسازی سه جفت از سری‌های زمانی قیمت نفت و شاخص‌های نوسان به دوره‌های کوتاه و بلندمدت، مشاهده شد که همبستگی‌های مقطعی به‌صورت قوی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت ضدپایدار[6] است. با توجه به نتایج به‌دست آمده، قیمت‌های نفت و شاخص‌های نوسان نسبت به تغییرات یکدیگر حساس هستند.

ویربیکایت و همکاران[7] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی نوسان تصادفی مبتنی بر کاپولا در بازدهی‌های نفت با استفاده از محاسبات بیزین با پیش‌بینی نوسان پرداخته‌اند. با اجرای مدل تحقیق بر روی بازدهی بازارهای آتی‌های نفت خام برنت و WTI، محققین نتیجه می‌گیرند که مدل پیشنهادی از دقت بالایی در پیش‌بینی نوسان درون-بیرون نمونه‌ای برخوردار است.

---

1. Bos and et., al
2. Predictability
۳. Mergers and Acquisitions منظور از merger ادغام دو یا چند شرکت و منظور از acquisition اکتساب یا به تملک درآوردن یک شرکت دیگر است.
4. Cai and et,. Al
5. multifractal detrended cross-correlation analysis
6. anti-persistent
7. Virbickaitė and et., al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

چن و مو[1] (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی رابطه بازده- نوسان در طیفی از کالاها پرداخته‌اند. با به‌کارگیری یک مدل قیمت کامودیتی نشان دادند که نوسان تغییرات قیمت می‌تواند به‌صورت مثبت یا منفی به شوک‌های تقاضا مرتبط باشد. همچنین یک اثر اهرمی معکوس (افزایش نوسان به دنبال شوک‌های مثبت قیمت) در بیش از نیمی از قیمت‌های نقدی روزانه مشاهده شد. در بین کالاهای مورد بررسی تنها نفت خام یک اثر اهرمی (نوسان بالاتر به دنبال یک شوک منفی قیمت) را نشان داد که علت آن به ساختار خاص این بازار مرتبط بوده است.

مکنی[2] (۲۰۲۰) در مطالعه خود با استفاده از مدل رگرسیون کوانتایل نامتقارن در طول زمان (TV-AQR)[3] به بررسی رابطه بین قیمت نفت و بازارهای سهام کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ پرداخته است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد، واکنش بازارهای سهام به قیمت نفت خام در طول زمان متغیر است. علاوه بر این، رابطه بین بازارهای نفت و سهام نامتقارن بوده و واکنش بازار سهام به تغییرات منفی قیمت نفت بسیار گسترده‌تر نسبت به تغییرات مثبت آن بازار بوده است.

دوتا و همکاران[4] (۲۰۲۱) نوسان بین قیمت نفت خام و بازار خوراک بایودیزل مالزی را با استفاده از مدل گارچ- پرش[5] مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، نوسان رو به بالای بازار نفت به‌صورت منفی خوراک بایودیزل را متأثر می‌کند. همچنین نوسان به‌صورت معناداری از بازار نفت خام به بازار خوراک بایودیزل طی دوره‌های با نااطمینانی بالا منتقل می‌شود.

بررسی مطالعات فوق نشان می‌دهد، اغلب مطالعات به بررسی ارتباط بین بازار نفت و سایر بازارهای مالی از منظر سرریز ریسک بین بازارها متمرکز شده‌اند و ارتباط بین بازده و نوسان قیمت نفت (به‌عنوان یک دارایی مالی) به‌طور عمده از طریق همبستگی‌های خطی مورد بررسی قرار گرفته است. از سوی دیگر، به‌دلیل تأثیرپذیری

1. Chen and Mu
2. Mokni
3. time-varying asymmetric quantile regression
4. Dutta and et., al
5. GARCH-jump

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

بیشتر بازار نفت ایران در مقایسه با سایر بازارهای نفت از ریسک‌های سیاسی و ژئوپلیتیکی، تعمیم نتایج مطالعات سایر بازارهای نفت به بازار نفت ایران می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای را به همراه داشته باشد. با لحاظ توضیحات فوق، بررسی بین بازده و نوسان در بازار نفت ایران با به‌کارگیری مدل کوانتایل مبتنی بر کاپولا به‌عنوان ابزاری کارا در مدل‌سازی غیرخطی زمانی از جمله نوآوری‌های این تحقیق نسبت به سایر مطالعات انجام شده به شمار می‌رود.

۴- روش‌شناسی پژوهش

در این بخش به تبیین روش‌شناسی رگرسیون کوانتایل کاپولا در این پژوهش پرداخته می‌شود.

رگرسیون کوانتایل کاپولا

کوانتایل‌ها (چندک‌ها) مقادیری از متغیر هستند که دامنه تغییرات را به فاصله‌های چندکی مورد نیاز تقسیم می‌کنند به‌طوری‌که فراوانی‌ها در هر یک از این فواصل درصد معینی از فراوانی کل را دارا باشد. بنابراین، اگر دامنه به ۴ قسمت تقسیم شود، به‌طوری‌که هر یک از قسمت‌ها ۲۵ درصد از فراوانی کل را در برداشته باشد، آن‌ها را چارک می‌گویند (کوانکر و هالوک[1]، ۲۰۰۱). رگرسیون‌های کوانتایل یا چندکی[2] (QR) ابزار تحلیلی مناسبی هستند که این ویژگی مربوط به متغیر وابسته را در مدل‌سازی رگرسیون لحاظ می‌کند. برای یک مجموعه مفروض از متغیرهای توضیحی، مدل رگرسیون کوانتایل، تابع کوانتایل شرطی را نشان می‌دهد. مدل رگرسیون کوانتایل، تحلیل توزیع شرطی متغیر وابسته را تسهیل می‌کند. تخمین‌زن‌های رگرسیون کوانتایل ویژگی مشابه با برآوردگرهای رگرسیون میانه یا روش حداقل قدر مطلق انحرافات (LAD)[3] دارد (نلسون[4]، ۲۰۰۶).

در رگرسیون کوانتایل (QR) برخلاف رگرسیون معمولی (OLS) از حداقل کردن مجموع قدر مطلق باقی‌مانده‌های موزون برای برآورد پارامتر الگو استفاده می‌شود که به

1. Koenker& Hallock
2. Quantile Regression
3. Least Absolute Deviations
4. Nelson

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

آن روش حداقل قدرمطلق انحرافات گفته می‌شود. علاوه بر این، هر رگرسیون کوانتایل یک نقطه منحصر به فرد از توزیع شرطی را مشخص می‌کند. قرار دادن رگرسیون‌های مختلف کوانتایل در کنار یکدیگر توزیع کامل‌تری از توزیع شرطی را فراهم می‌کند. این آنالیز به‌خصوص زمانی که توزیع شرطی ناهمگن است و شکل استانداردی ندارد بسیار مفید است (فتاحی و همکاران، ۱۳۹۱).

کوانتایل p ام یعنی $Q^{(P)}$ یک تابع توزیع انباشته F، حداقل مقدار از مجموعه مقادیر y است به‌طوری‌که $F(y) \geq p$ است. تابع کوانتایل $Q^{(P)}$ تابع کوانتایل توزیع F خوانده می‌شود. از این‌رو کوانتایل توزیع F با نماد $Q^{(P)}(F)$ نشان داده می‌شود (کشاورز حداد، ۱۳۹۶). فرض کنید Y یک متغیر تصادفی با تابع توزیع تجمعی $F_Y(y)=P(Y\leq y)$ است. کوانتایل τ ام متغیر Y به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q_Y(\tau) = F^{-1}_{(y)}(\tau) = \inf\{y: F_Y(y) \geq \tau\} \qquad (۱)$$

τ مقداری بین ۰ و ۱ دارد. به این ترتیب مشخص است که مثلاً منظور از کوانتایل ۰,۱، کوچک‌ترین مقدار از مقادیر y است که مقدار تابع توزیع تجمعی بزرگ‌تر از ۰,۱ است (ترکی و همکاران، ۱۳۹۵).

برای تخمین رگرسیون کوانتایل متداول‌ترین و معمول‌ترین رابطه به فرم زیر است:

$$\text{Min} \sum_{\varepsilon\in R} \rho_t(y_i - \varepsilon) \qquad (۲)$$

که برای حل آن کافی است مشتق تابع هدف را براساس ε حساب کرد (پاول[1]، ۱۹۸۹؛ بوچینسکی[2]، ۱۹۹۸).

رگرسیون کاپولا یکی از انواع رگرسیون کوانتایل است. طبق تعریف مبتنی بر قضیه نلسون، یک تابع را تابع کاپولای دوبعدی می‌نامیم هرگاه شرایط زیر را دارا باشد (نلسون،۲۰۰۶):

$$\begin{aligned}
&1) C(u.0) = 0 = C(0.v) \qquad \forall u.v \in [0.1] \\
&2) C(u.1) = u \quad \text{و} \quad C(1.v) = v \qquad \forall u.v \in [0.1] \\
&3) C(u_2.v_2) - C(u_2.v_1) - C(u_1.v_2) + C(u_1.v_1) \geq 0 \qquad (۳) \\
&\forall v_1.v_1.u_2.u_2 \in [0.1] \text{ and } u_1 \leq u_2 \qquad v_1 \leq v_2
\end{aligned}$$

1. Powell
2. Buchinsky

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

از این تعریف، قضیه زیر استنباط می‌شود:

$$m(u.v) = \min(u.v) \quad (۴)$$

$$w(u.v) = \max(u + v - 1.0) \quad (۵)$$

آنگاه برای هر کاپولا C و هر $(u.v) \in [0.1]^2$ خواهیم داشت:

$$w(u.v) \le c(u.v) \le m(u.v) \quad (۶)$$

این قضیه، نابرابری فرچت- هوئفدینگ[1] نام دارد (اگبیگبه، ۲۰۱۵).

پارامتر θ یک کاپولا، پارامتر وابسته نامیده می‌شود اگر برای یک تابع m متغیره F

$$c: [0.1]^m \to [0.1] \quad (۷)$$

$$F(y_1.y_2.\dots.y_T) = C(F_1(y_1).\dots.F_m(y_m);\theta) \quad (۸)$$

پارامتر وابستگی کاپولا، جهت اندازه‌گیری توابع حاشیه‌ای استفاده می‌گردد. عملاً هیچ‌یک از توابع توزیع کاپولا$C^*(\dots.\dots)$ یا توابع حاشیه‌ای $F^*(\dots)$ برای متغیر Y مشخص و شناخته‌شده نیست. اگر هر دو تابع را به‌صورت پارامتریک تعریف نماییم آنگاه داریم: $C^*(\dots.\dots.\alpha)$ و$F^*(\dots.\beta)$ که به پارامترهای α و β وابسته است. تاو-مین[2] تابع شرطی کوانتایل برای Y_t یعنی $Q_{Y_t}(\tau|x)$ که به پارامترهای α و β وابسته است به‌صورت زیر تعریف می‌شود (یولیو و همکاران[3]، ۲۰۱۷):

$$Q_{Y_t}(\tau|x) = F^{-1}(C_1^{-1}(\tau.F(x.\beta).\alpha).\beta) \quad (۹)$$

با در نظر گرفتن تعریف $\theta = (\alpha'.\beta')'$ آنگاه خواهیم داشت:

$$Q_{Y_t}(\tau|x) = F^{-1}(C_1^{-1}(\tau.F(x.\beta).\alpha).\beta) = H(x.\theta) \quad (۱۰)$$

این نوع رابطه کاپولا، یک فرمول بسیار قوی از کوانتایل شرطی است که برای توابع غیرخطی پویا استفاده می‌شود. با تغییر دادن کاپولا می‌توان طیف وسیعی از توابع غیرخطی را پوشش داد. تابع هدف موردنظر QAR[4] رابطه بالاست که اگر به‌صورت برداری نوشته شود به‌صورت زیر می‌گردد:

$$Q_{Y_t}(\tau|Y_{t-1}) = F^{-1}\left(C_1^{-1}\left(\tau.F(Y_{t-1}.\beta(\tau)).\alpha(\tau)\right).\beta(\tau)\right) \quad (۱۱)$$
$$= H(Y_{t-1}.\theta(\tau))$$

1 .Fréchet−Hoeffding
2. **τ** -th
3. Yue Liu et al.
4. Quantile autoregression

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

تجزیه و تحلیل فوق را می‌توان به‌اندازه k بار تکرار نمود (چن و همکاران، ۲۰۰۸).[1]
فرم کلی مدل رگرسیون کوانتایل کاپولا در این پژوهش به فرم زیر است:

$$Y_Q = \alpha + \sum_i \sum_j \beta_i X_j \qquad (۱۲)$$

Q مقدار کوانتایل موردنظر است که با معادله رگرسیون خطی کاملاً متفاوت است.

۵- تجزیه و تحلیل نتایج تجربی

در این بخش از پژوهش به معرفی داده‌ها و تجزیه و تحلیل یافته‌های تجربی پرداخته می‌شود.

داده‌های پژوهش

با توجه به هدف اصلی تحقیق، داده‌های تحقیق شامل بازده و نوسان قیمت نفت خام سنگین ایران است. نفت خام ایران در دو گرید سبک و سنگین[2] در بازارهای جهانی به فروش می‌رسد که علت در نظر گرفتن نفت خام سنگین ایران در این پژوهش آن است که اولاً این نوع نفت بخش عمده نفت خام صادراتی ایران را تشکیل می‌دهد و ثانیاً این نوع نفت در سبد نفتی اوپک نیز قرار دارد که از نظر مجامع بین‌المللی نیز بیشتر مورد توجه است. داده‌های قیمت نفت خام سنگین ماهیانه از ژانویه ۱۹۹۰ تا دسامبر ۲۰۱۹ از سایت اوپک گردآوری شده است.[3] بازده (r_t) در زمان t از رابطه $r_t=Ln(P_t/P_{t-1})*100$ محاسبه می‌شود که P_t قیمت دارایی در پایان دوره و P_{t-1} قیمت دارایی در ابتدا دوره را نشان می‌دهد. یکی از روش‌های استخراج نوسانات قیمت نفت بر اساس مطالعه گلدفاین و والدز استفاده از فیلتر هادریک پرسکات (HP) است. این فیلتر یک ابزار ریاضی برای جدا کردن جزء نوسانی و سیکلی از روند سری زمانی و به دست آوردن روند سری زمانی است. میزان حساسیت فرآیند استخراج روند و جداسازی نوسانات کوتاه‌مدت از طریق ضریب λ صورت می‌گیرد. برای به دست آوردن میزان نوسان‌های یک سری زمانی مقدار واقعی سری زمانی را از روند به‌دست‌آمده از روش HP

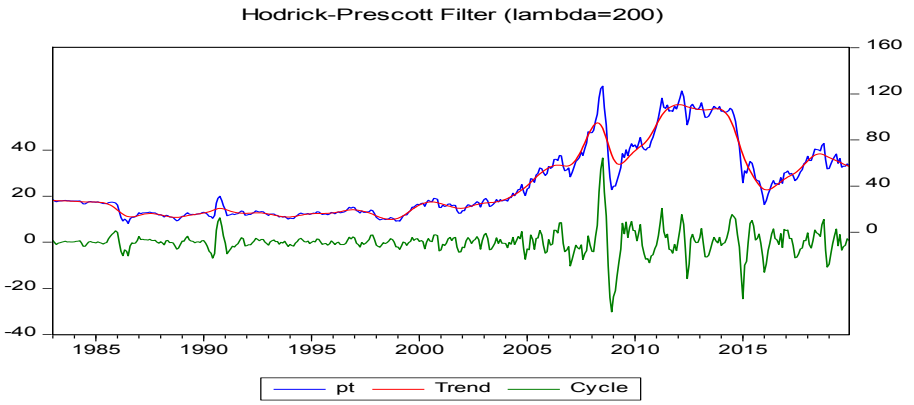
1. Chen et al.

۲. سبک و سنگین بودن (وزن مخصوص) نفت خام بر اساس استاندارد API سنجیده می‌شود.

3. www.asb.opec.org

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

کسر می‌نماییم.[۱] در این روش پس از محاسبه مقادیر روند بلندمدت با فیلتر هادریک - پرسکات، تفاضل مقادیر واقعی هر یک از متغیرها مدنظر از مقدار روند بلندمدت (جز سیکلی) محاسبه می‌شود (گیلک و همکاران، ۱۳۹۳). در نمودار (۴) نوسانات قیمت نفت ایران روندزدایی شده و جز سیکلی آن با استفاده از فیلتر هادیریک پرسکات جدا شده است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. جدا کردن سیکل (نوسان) قیمت نفت ایران از روند

خصوصیات آماری داده‌های پژوهش

خصوصیات آماری متغیرهای نوسانات قیمت نفت ایران و بازده مالی نفت ایران در جدول (۱) ارائه شده است. در متغیر نوسانات قیمت نفت خام ایران مقدار چولگی نزدیک به یک است و چوله به چپ است بنابراین عدم تقارن و نرمال نبودن در داده‌ها کاملاً مشهود است. در مورد کشیدگی نیز با توجه به مقدار آن نمودار به‌اصطلاح کشیده‌تر است و از حد نرمال بالاتر است. در متغیر بازده نفت ایران مقدار چولگی بیانگر انحراف کمتر از نرمال است و کمی چوله به چپ است و همچنان متغیر ما نرمال نمی‌باشد و مقدار کشیدگی بر اساس توزیع نرمال نزدیک به سه است و نمودار قله‌ای‌تر است و همچنان نرمال نمی‌باشد.

۱. مقدار λ برابر ۲۰۰ در نظر گرفته شده است

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

جدول ۱. آماره‌های توصیفی پژوهش

متغیر	میانگین	مد	میانه	انحراف معیار	واریانس	کوچک‌ترین	بزرگ‌ترین	چولگی	کشیدگی	تعداد
نوسانات قیمت نفت خام ایران	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۰۷	۵/۷۸	۳۳/۵۰	-۳۴/۶۹	۳۳/۷۷	-۰/۴۲۱	۱۲/۴۱	۴۴۵
بازده نفت ایران	۰/۱۶	-۳۳/۸۴	۰/۵۵	۹/۵۸	۹۱/۸۹	-۳۳/۸۴	۵۵/۳۶	-۰/۱۷	۴/۳۸	۴۴۵

منبع: یافته‌های پژوهش

اکنون به‌منظور بررسی نرمال بودن داده‌ها از آزمون کلموگروف- اسمیرونوف استفاده می‌کنیم تا نیاز استفاده به رگرسیون کوانتایل کاپولا را بررسی نماییم. نتایج در جدول (۲) بیان شده است.

جدول ۲. آزمون نرمال بودن داده‌های پژوهش

آزمون کلموگروف- اسمیرونوف			
متغیر	**آماره**	**سطح معناداری**	**درجه آزادی**
قیمت نفت خام ایران	۰/۱۶۶	۰,۰۰	۴۴۴
بازده نفت ایران	۰/۰۹۳	۰,۰۰	۴۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

این آزمون به بررسی فرضیه‌های زیر می‌پردازد:

H_0: داده‌ها نرمال هستند

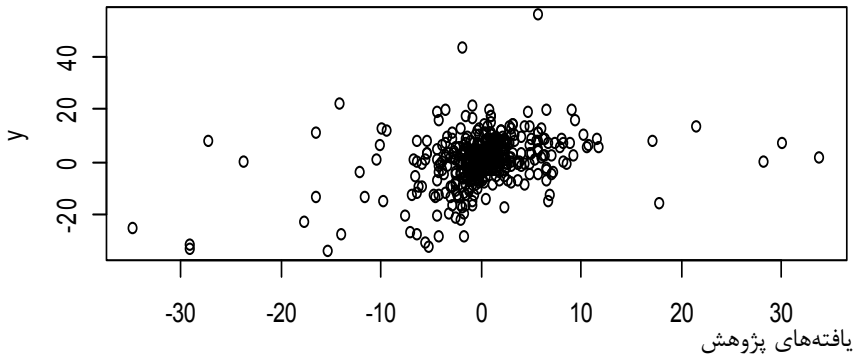
H_1: داده‌ها نرمال نیستند

با توجه به مقادیر سطح معناداری در هر دو متغیر فرض صفر رد می‌شود. درنتیجه متغیرها از توزیع نرمال برخوردار نیستند؛ بنابراین با فرض اطمینان ۰/۹۵ می‌توان گفت فرض یک یعنی نرمال نبودن داده‌ها رد نمی‌شود. با توجه به رویکردهای رایج روابط علی در رگرسیون خطی، با توجه به نرمال نبودن داده‌ها باید از رویکرد دیگری استفاده نمود؛ بنابراین از رگرسیون کوانتایل استفاده خواهیم کرد.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

تحلیل تجربی پژوهش[۱]

در ابتدا به این سؤال پاسخ می‌دهیم که چه رابطه‌ای میان بازده و نوسان قیمت نفت ایران بر اساس مدل کاپولا وجود دارد؟ برای برازش رگرسیون کوانتایل مبتنی بر کاپولا ابتدا به‌رسم نمودارهای پراکنش میان متغیر x (نوسانات قیمت نفت ایران) و متغیر y (بازده نفت) می‌پردازیم. این نمودار معمولاً برای نمایش نحوه پاسخ یک متغیر (متغیر وابسته) به تغییرات متغیر دیگر (متغیر مستقل) به کار می‌رود. نمودار (۵) نمودار پراکنش بازده نفت ایران و نوسانات قیمت نفت خام ایران را نشان می‌دهد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵. نمودار پراکنش بازده نفت خام ایران و نوسانات قیمت نفت ایران

با توجه به نمودار پراکنش اول ارتباط غیرخطی میان دو متغیر مشهود است. وجود داده‌های پرت نیز به‌خوبی مشهود است. هم‌چنین نتایج آزمون کلموگروف-اسمیرونوف نشان دهنده نبودن داده‌ها می‌باشد. با این شرایط برازش رگرسیون خطی منجر به نتایج ناصحیح خواهد شد و یکی از روش‌های مناسب برای برازش مدل بین دو متغیر و بررسی ارتباط آن‌ها، روش رگرسیون مبتنی‌بر کوانتایل است. در جدول (۳) نتایج حاصل از برازش مدل بین دو متغیر x و y در کوانتایل‌های ابتدایی، انتهایی و میانی به روش کاپولا مشاهده می‌شود. کوانتایل‌ها مقادیری بافاصله‌های مساوی هستند که از تابع توزیع تجمعی یک متغیر تصادفی انتخاب می‌شوند. ساده‌ترین کوانتایل موجود میانه است. در این پژوهش به دلیل دقت بالاتر از کوانتایل‌های مختلف هم به‌صورت صدکی و هم به‌صورت چارکی استفاده شده است.

۱. کدنویسی پژوهش در محیط نرم‌افزار R انجام شده است که در صورت درخواست در اختیار خوانندگان قرار می‌گیرد.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

جدول ۳. نتایج برآورد رگرسیون کوانتایل کاپولا در کوانتایل‌های مختلف

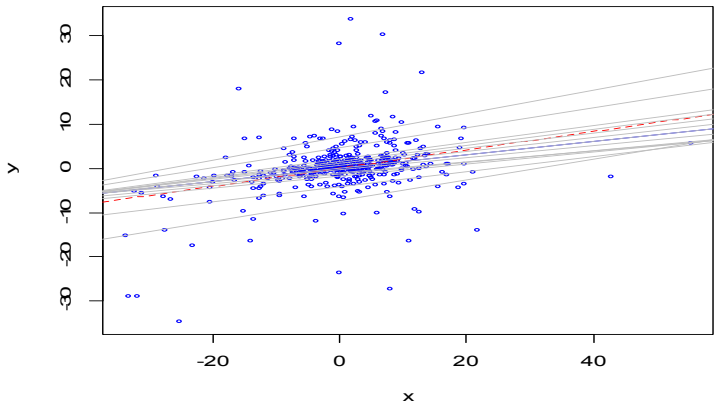
رگرسیون کوانتایل کاپولا در کوانتایل‌های مختلف							
ردیف	کوانتایل	ضرایب	اندازه ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t	اندازه احتمال (p-value)	نتیجه آزمون
۱	۰/۰۵	عرض از مبدأ (c)	۷,۳۰	۱,۴۳	۵,۰۹	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۲۳	۰,۲۳	۱۰۷۱	۰/۰۴	رد
۲	۰/۱	عرض از مبدأ (c)	۴,۱۳	۰,۶۴	۶,۴۳	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۶	۰,۰۶	۲,۵۴	۰/۰۱	رد
۳	۰/۲	عرض از مبدأ (c)	۱,۷۸	۰,۲۸	۶,۳۳	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۳	۰,۰۲	۵,۲۲	۰/۰۰	رد
۴	۰/۲۵	عرض از مبدأ (c)	۱,۲۵	۰,۲۰	۵,۹۶	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۳	۰,۰۱	۷,۰۴	۰/۰۰	رد
۵	۰/۳	عرض از مبدأ (c)	۰,۹۰	۰,۱۶	۵,۵۱	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۲	۰,۰۱	۷,۱۷	۰/۰۰	رد
۶	۰/۴	عرض از مبدأ (c)	۰,۳۱	۰,۱۲	۲,۵۱	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۳	۰,۰۰	۱۳,۹۸	۰/۲۵	پذیرش
۷	۰/۵	عرض از مبدأ (c)	۰,۱۲	۰,۱۱	۱,۱۳	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۵	۰,۰۰	۱۶,۶۶	۰/۰۶	پذیرش
۸	۰/۶	عرض از مبدأ (c)	۰,۶۷	۰,۱۲	۵,۳۷	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۵	۰,۰۱	۱۴,۴۸	۰/۰۰	رد
۹	۰/۷	عرض از مبدأ (c)	۱,۲۴	۰,۱۵	۷,۸۶	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۶	۰,۰۱	۱۴,۴۷	۰/۰۷	پذیرش
۱۰	۰/۷۵	عرض از مبدأ (c)	۱,۵۷	۰,۲۴	۶,۴۹	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۸	۰,۰۱	۱۵,۸۵	۰/۱۰	پذیرش
۱۱	۰/۸	عرض از مبدأ (c)	۲,۱۰	۰,۳۲	۶,۴۳	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۸	۰,۰۱	۴,۲۳	۰/۰۰	رد
۱۲	۰/۹	عرض از مبدأ (c)	۴,۷۲	۰,۵۳	۸,۷۴	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۲۲	۰,۰۵	۳,۹۹	۰/۰۴	رد
۱۳	۰/۹۵	عرض از مبدأ (c)	۷,۱۷	۰,۷۴	۹,۵۹	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۲۶	۰,۰۷	۳,۵۹	۰/۰۰	رد

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

با توجه به نتایج فوق ارتباط میان x و y یعنی متغیرهای نوسانات قیمت نفت ایران و بازده نفت در کوانتایل‌های ابتدایی (۰/۰۵، ۰/۱، ۰/۲، ۰/۳،۰/۲۵) و کوانتایل‌های انتهایی پس از چارک سوم (۰/۸، ۰/۹ و ۰/۹۵) معنادار است و مدل مناسبی برآورد شده است در سایر کوانتایل‌ها ارتباطی میان دو متغیر وجود ندارد و فرض صفر پذیرفته شده است. منظور از فرض صفر عدم معناداری متغیر در مدل و به‌عبارت‌دیگر عدم اثرگذاری متغیر بر روی متغیر دیگر است. درواقع در میانه‌ی داده‌ها ارتباط معنادار گزارش‌شده است. بین نوسانات قیمت نفت خام و بازده نفت در کوانتایل (۰/۰۵، ۰/۱، ۰/۲، ۰/۳،۰/۲۵، ۰/۸، ۰/۹ و ۰/۹۵) رابطه‌ی مثبت وجود دارد؛ یعنی با افزایش نوسانات قیمت نفت خام ایران، بازده نفت ایران نیز افزایش می‌یابد.

وجود عرض از مبدأ (ضریب ثابت) در تمامی مدل‌ها ازنظر آماری معنی‌دار بوده و فرض صفر یعنی صفر بودن عرض از مبدأ رد شده است؛ بنابراین در صورت صفر نوسانات قیمت نفت ایران بازده دارای مقدار ثابتی خواهد بود. نتایج حاصل از برازش مدل را در نمودار (۶) مشاهده می‌شود. خطوط برازش حاصل از هر مدل رگرسیون کوانتایل و هم‌چنین رگرسیون خطی ساده که به رنگ نقطه چین متمایز شده است را در نمودار زیر مشاهده می‌کنیم که نشان از برازش مناسب مدل در هر کوانتایل به‌خصوص را دارد. پراکندگی داده‌ها نشان از نامناسب بودن رگرسیون خطی دارد. با توجه به روابط موجود کوانتایل‌ها ابتدایی و انتهایی برای برازش مدل مناسب هستند؛ و کوانتایل‌های میانی (۰/۴، ۰/۵، ۰/۶، ۰/۷، ۰/۷۵) پوشش مناسبی برای برازش داده‌های موجود ندارد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶. نمودار برازش مدل رگرسیون کوانتایل کاپولا در مقایسه با رگرسیون خطی در کوانتایل‌های مختلف

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

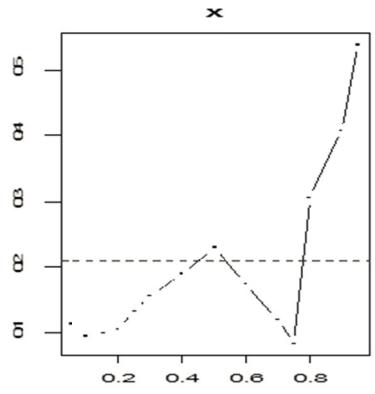
حال به بررسی این موضوع می‌پردازیم که معادلات مختلف رگرسیون در تمامی کوانتایل‌ها با یکدیگر ازنظر آماری تفاوت دارند یا خیر؟ در صورت عدم تفاوت وجود کوانتایل‌های مختلف غیرضروری تشخیص داده می‌شود؛ بنابراین این آزمون از اهمیت بالایی برخوردار است. برای این بررسی از روش ANOVA در معادلات رگرسیونی استفاده می‌شود که نتایج در جدول (۴) خلاصه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون واریانس برابری معادلات رگرسیون کوانتایل

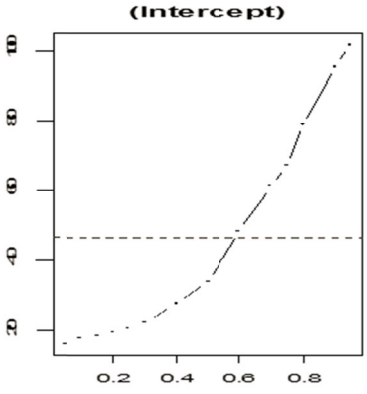
آزمون واریانس برابری معادلات رگرسیون کوانتایل			
درجه آزادی	مجموع مربعات مانده‌ها	آماره F	اندازه احتمال (p-value)
۱۱	۵۳۱۷	۱/۸۷	۰/۰۷۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به‌اندازه احتمال که بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد فرض صفر رد می‌شود. یعنی وجود تفاوت میان معادلات وجود دارد که با انتظار ما در قسمت قبل نیز هم‌سو می‌باشد. بنابراین بررسی در میان کوانتایل‌های مختلف الزامی است. نمودارهای ۷ و ۸ ضرایب نسبت کوانتایل‌ها رسم شده‌اند. به ازای هر کوانتایل یک مدل ترسیم شده است. خط نقطه چین ضریب رگرسیون ساده را نمایش می‌دهد که به‌وضوح اختلاف معناداری با داده‌ها دارد و یک عدد ثابت است ولی در رگرسیون کوانتایل به روش کاپولا شیب ضرایب متغیر و در چندک‌های بالایی این شیب به‌مراتب کمتر است.



نمودار ۷. ضرایب نسبت کوانتایل‌ها برای متغیر نوسانات قیمت نفت ایران



نمودار ۸. ضرایب نسبت کوانتایل‌ها برای عرض از مبدأ

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

در ادامه به مدل‌سازی میان متغیرهای بازده نفت و نوسانات قیمت نفت خام ایران خواهیم پرداخت. در قسمت قبل، مدل‌سازی به‌صورت ساده و بدون دخالت هیچ‌گونه متغیر دیگر تنها جهت بررسی رابطه میان دو متغیر بررسی شد؛ اما هر مدل نیازمند داشتن پارامترهایی در جهت تأیید مدل است. همواره در هر مدل متغیرهای دیگری نیز بر مدل اثرگذارند. به‌منظور بررسی وجود متغیری دیگر در مدل از ضرایب همبستگی استفاده شد. در مدل قبلی ضریب همبستگی محاسبه گردید که مقدار ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۵۸ بود. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده ۵۸ درصد از داده‌ها توسط مدل بررسی شده و قابلیت پیش‌بینی دارد. در اینجا وجود سایر متغیرهای تأثیرگذار در مدل الزامی است. نتایج نشان می‌دهد نوسانات قیمت نفت با تأخیر چند واحد بر روی بازده نفت اثرگذارند (آگبیگبه، ۲۰۱۵). بنابراین نوسانات قیمت را با تأخیر چند واحد وارد مدل کرده و مجدداً بررسی نمودیم. در ابتدا مدل را با نوسانات قیمت در زمان t-۱ برآورد کردیم که مقدار ضریب تعیین تعدیل شده به ۰,۸۸ رسید. سپس مدل را با نوسانات قیمت در زمان t-۲ نیز برآورد کردیم؛ که مقدار آن به ۰/۶۱ کاهش یافت. ارتباط میان دو متغیر X_{t-1} و X_{t-2} و عدم استقلال این دو متغیر از یکدیگر صحت و کیفیت مدل را تحت تأثیر قرارداد و باعث کاهش ضریب تعیین تعدیل شده گردید. بنابراین از ورود متغیر $X_{t-۲}$ به مدل جلوگیری شد، زیرا کارایی مدل را کاهش داد و تنها ۶۱ درصد از داده‌ها توسط مدل بررسی شد. نتایج برآورد مدل نهایی یعنی مدل رگرسیون کوانتایل کاپولا با وقفه در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل رگرسیون کوانتایل کاپولا با وقفه‌های متغیر

رگرسیون کوانتایل کاپولا در کوانتایل‌های مختلف							
ردیف	کوانتایل	ضرایب	اندازه ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t	اندازه احتمال (p-value)	نتیجه آزمون
۱	۰/۰۵	عرض از مبدأ (c)	۸,۱۱	۱,۵۸	۵,۱۳	۰,۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۲۵	۰,۲۴	۱,۰۱	۰,۰۱	رد
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۱۳	۰,۱۳	۰,۹۸	۰,۰۱	رد
۲	۰/۱	عرض از مبدأ (c)	۴,۵۶	۰,۷۰	۶,۵۱	۰,۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۸	۰,۰۷	۲,۵۱	۰,۰۰	رد
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۱۴	۰,۰۶	۲,۰۱	۰,۰۰	رد

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

رگرسیون کوانتایل کاپولا در کوانتایل‌های مختلف							
ردیف	کوانتایل	ضرایب	اندازه ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t	اندازه احتمال (p-value)	نتیجه آزمون
۳	۰/۲	عرض از مبدأ (c)	۱,۷۱	۰,۲۶	۶,۳۵	۰,۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۵	۰,۰۲	۵,۰۱	۰,۰۰	رد
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۱۱	۰,۰۲	۴,۹۵	۰,۰۰	رد
۴	۰/۲۵	عرض از مبدأ (c)	۱,۲۶	۰,۲۱	۵,۹۹	۰,۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۱۴	۰,۰۱	۷,۱۲	۰,۰۰	رد
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۱۷	۰,۰۲	۷,۲۵	۰,۰۰	رد
۵	۰/۳	عرض از مبدأ (c)	۱,۱۱	۰,۱۸	۶,۰۱	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۵۲	۰,۰۷	۷,۱۴	۰,۰۰	رد
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۴۱	۰,۰۵	۷,۰۱	۰,۰۰	رد
۶	۰/۴	عرض از مبدأ (c)	۰,۴۱	۰,۱۳	۲,۹۸	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۲۱	۰,۰۱	۱۵,۰۱	۰/۲۱	پذیرش
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۱۷	۰,۰۱	۱۴,۳۲	۰/۱۹	پذیرش
۷	۰/۵	عرض از مبدأ (c)	۰,۱۷	۰,۱۱	۱,۵۱	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۲۱	۰,۰۱	۱۶,۷۱	۰/۲۵	پذیرش
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۲۰	۰,۰۱	۱۶,۶۰	۰/۲۴	پذیرش
۸	۰/۶	عرض از مبدأ (c)	۰,۶۵	۰,۱۲	۵,۳۵	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۲۰	۰,۰۱	۱۴,۸۱	۰/۱۸	پذیرش
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۳۰	۰,۰۲	۱۴,۹۷	۰/۱۷	پذیرش
۹	۰/۷	عرض از مبدأ (c)	۱,۵۱	۰,۱۹	۷,۹۱	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۸۱	۰,۰۵	۱۴,۶۳	۰/۱۷	پذیرش
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۷۸	۰,۰۵	۱۴,۵۲	۰/۱۴	پذیرش
۱۰	۰/۷۵	عرض از مبدأ (c)	۱,۶۱	۰,۰۲	۶,۷۲	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۲۲	۰,۰۱	۱۶,۰۲	۰/۲۱	پذیرش
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۲۵	۰,۰۱	۱۶,۱۲	۰/۲۴	پذیرش
۱۱	۰/۸	عرض از مبدأ (c)	۲,۲۰	۰,۳۲	۶,۷۱	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۵۱	۰,۱۰	۴,۸۱	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۶۱	۰,۱۲	۵,۰۱	۰/۰۰	رد
۱۲	۰/۹	عرض از مبدأ (c)	۴,۹۱	۰,۵۶	۸,۷۵	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۲۲	۰,۰۵	۳,۹۹	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۲۷	۰,۰۰	۴,۰۷	۰/۰۰	رد

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

رگرسیون کوانتایل کاپولا در کوانتایل‌های مختلف						
ردیف	کوانتایل	ضرایب	اندازه ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t	اندازه احتمال (p-value)	نتیجه آزمون
۱۳	۰/۹۵	عرض از مبدأ (c)	۷,۹۱	۰,۸۱	۹,۶۵	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X)	۰,۲۵	۰,۰۶	۳,۶۱	۰/۰۰	رد
		متغیر مستقل (X_{t-1})	۰,۲۹	۰,۰۷	۳,۹۵	۰/۰۰	رد

منبع: یافته‌های پژوهش

اکنون می‌توان مدل نهایی تحقیق که نتایج آن در جدول (۵) بررسی‌شده است را مورد تحلیل قرار داد. تحلیل ضرایب رگرسیون کوانتایل کاپولا مانند رگرسیون خطی است با این تفاوت که در کوانتایل‌ها بیان می‌شود. مدل نهایی رگرسیون کوانتایل کاپولا به فرم زیر نوشته می‌شود:

$$Y_{0.05} = 8.11 + 0.25X_t + 0.13X_{t-1} + \varepsilon \quad (۱۷)$$

$$Y_{0.1} = 4.56 + 0.18X_t + 0.14X_{t-1} + \varepsilon \quad (۱۸)$$

$$Y_{0.2} = 1.71 + 0.15X_t + 0.11X_{t-1} + \varepsilon \quad (۱۹)$$

$$Y_{0.25} = 1.26 + 0.14X_t + 0.17X_{t-1} + \varepsilon \quad (۲۰)$$

$$Y_{0.3} = 1.11 + 0.52X_t + 0.41X_{t-1} + \varepsilon \quad (۲۱)$$

$$Y_{0.8} = 2.20 + 0.51X_t + 0.61X_{t-1} + \varepsilon \quad (۲۲)$$

$$Y_{0.9} = 4.91 + 0.22X_t + 0.27X_{t-1} + \varepsilon \quad (۲۳)$$

$$Y_{0.95} = 7.91 + 0.25X_t + 0.29X_{t-1} + \varepsilon \quad (۲۴)$$

جدول ۶. تفسیر نتایج مدل نهایی رگرسیون کوانتایل کاپولا در کوانتایل‌های مختلف

ردیف	کوانتایل	تفسیر نتایج
۱	کوانتایل ۰/۰۵	- به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۲۵ واحد افزایش می‌یابد. - برای متغیر نوسانات قیمت با یک واحد تأخیر زمانی در مدل کوانتایل ۰/۰۵ به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران با یک واحد تأخیر زمانی و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۱۳ واحد افزایش می‌یابد.
۲	کوانتایل ۰/۱	- به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۱۸ واحد افزایش می‌یابد. - برای متغیر نوسانات قیمت با یک واحد تأخیر زمانی در مدل کوانتایل

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

ردیف	کوانتایل	تفسیر نتایج
		۰/۱ به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران با یک واحد تأخیر زمانی و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۱۴ واحد افزایش می‌یابد.
۳	کوانتایل ۰/۲	- به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۱۵ واحد افزایش می‌یابد. - برای متغیر نوسانات قیمت با یک واحد تأخیر زمانی در مدل کوانتایل ۰/۲ به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران با یک واحد تأخیر زمانی و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۱۱ واحد افزایش می‌یابد.
۴	کوانتایل ۰/۲۵	- به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۱۴ واحد افزایش می‌یابد. - برای متغیر نوسانات قیمت با یک واحد تأخیر زمانی در مدل کوانتایل ۰/۲۵ به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران با یک واحد تأخیر زمانی و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۱۷ واحد افزایش می‌یابد.
۵	کوانتایل ۰/۳	- به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۵۲ واحد افزایش می‌یابد. - برای متغیر نوسانات قیمت با یک واحد تأخیر زمانی در مدل کوانتایل ۰/۳ به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران با یک واحد تأخیر زمانی و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۴۱ واحد افزایش می‌یابد.
۶	کوانتایل ۰/۸	- به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۵۱ واحد افزایش می‌یابد. - برای متغیر نوسانات قیمت با یک واحد تأخیر زمانی در مدل کوانتایل ۰/۸ به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران با یک واحد تأخیر زمانی و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۶۱ واحد افزایش می‌یابد.
۷	کوانتایل ۰/۹	- به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۲۲ واحد افزایش می‌یابد. - برای متغیر نوسانات قیمت با یک واحد تأخیر زمانی در مدل کوانتایل ۰/۹ به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران با یک واحد تأخیر زمانی و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۲۷ واحد افزایش می‌یابد.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

ردیف	کوانتایل	تفسیر نتایج
۸	کوانتایل ۰/۹۵	- به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۲۵ واحد افزایش می‌یابد. - برای متغیر نوسانات قیمت با یک واحد تأخیر زمانی در مدل کوانتایل ۰/۹۵ به ازای یک واحد افزایش نوسانات قیمت نفت ایران با یک واحد تأخیر زمانی و به‌شرط ثابت فرض کردن بقیه متغیرها، بازده به‌اندازه ۰/۲۹ واحد افزایش می‌یابد.

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- بحث و نتیجه‌گیری

به دلیل تغییرات ساختاری قابل توجه در بازار جهانی نفت اعم از وقوع بحران مالی در سال ۲۰۰۸ و افزایش شدید نوسانات بازارهای نفت و ظهور پدیده نفت غیرمتعارف شیل در آمریکا، تأثیرپذیری قیمت نفت دچار تغییر و تحولات گسترده‌تری شده است. بر همین اساس عوامل متعددی بر بازدهی قیمت نفت تأثیر می‌گذارد که شناخت این عوامل و نحوه تأثیرگذاری آن‌ها همواره مورد توجه پژوهشگران و تحلیل‌گران قرار داشته است. بازار نفت ایران علاوه بر عوامل فوق‌الذکر، به دلیل تأثیرپذیری از ریسک‌های سیاسی و ژئوپلیتیکی ناشی از جنگ و تحریم‌های اقتصادی دارای عملکرد متفاوتی نسبت به سایر بازارهای نفت بوده است؛ بنابراین، تعمیم نتایج حاصل از سایر بازارهای نفت به بازار نفت ایران می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای را به همراه داشته باشد. در همین راستا، هدف اصلی این پژوهش بررسی رابطه میان بازده و نوسان قیمت نفت ایران (داده‌های ماهیانه از ژانویه ۱۹۹۰ تا دسامبر ۲۰۱۹) با استفاده از روش کوانتایل مبتنی بر کاپولا است. جهت محاسبه نوسانات قیمت نفت از فیلتر هادریک-پرسکات استفاده شده است و در کوانتایل‌ها نیز هم به‌صورت چارکی و هم به‌صورت صدکی استفاده شده است. آزمون کلموگروف-اسمیرونوف و بررسی آمار توصیفی نشان می‌دهد، متغیرهای نوسانات قیمت نفت ایران و بازده نفت چوله به چپ است. بر اساس آزمون ANOVA به‌منظور بررسی همگونی واریانس‌ها داخل کوانتایل‌های متفاوت، فرضیه برابری واریانس‌ها رد شد.

یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد نوسانات قیمت نفت با یک واحد تأخیر زمانی بر روی بازده آن اثر می‌گذارد. پس از آن و طی شدن دوره بحران و رسیدن به ثبات نسبی (در

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

کوانتایل‌های ۰/۴، ۰/۵، ۰/۶، ۰/۷،۰/۷۵) رابطه میان نوسانات قیمت نفت ایران و بازده نفت وجود نداشت. در سال‌های انتهایی پژوهش باوجود عوامل دیگر و غیر قابل اندازه‌گیری از جمله عوامل سیاسی و اقتصادی حاکم بر ایران مانند تحریم‌های وسیع آمریکا علیه ایران این بازار تحت تأثیر قرارگرفته است، رابطه میان بازده و نوسانات قیمت نفت ایران معنادار و مثبت بوده است. این یافته از طریق کانال تقاضای احتیاطی که در بخش مبنای نظری تبیین شد، قابل تحلیل است. بدین صورت که بر اساس مبنای نظری تحقیق، مهم‌ترین کانال اثرگذاری رویدادهای برون‌زا نظیر جنگ‌ها و یا انقلاب‌ها بر قیمت نفت، از طریق تأثیر آن‌ها بر تقاضای احتیاطی نفت است که می‌تواند به‌واسطه تغییرات عدم اطمینان در خصوص کمبودهای آتی عرضه نفت ایجاد شود. افزایش تقاضای احتیاطی (تکانه تقاضای احتیاطی) برای نفت خام سبب افزایش آنی، پایدار و نسبتاً شدید قیمت واقعی نفت خام می‌شود. این مسأله می‌تواند بازده ناشی از قیمت نفت را افزایش دهد. در شرایط بحرانی (اعمال تحریم‌ها) بین نوسانات قیمت نفت ایران و بازده نفت رابطه مثبت و معنادار وجود دارد و منجر به افزایش بازده قیمت نفت خام ایران شود. ذکر این نکته حائز اهمیت است، در کنار نتایج فوق، هزینه‌های مبادلاتی ناشی از جرایم اشخاص و شرکت‌هایی که در دوران تحریم‌ها بر مشتریان نفتی وضع می‌شود را نیز بایستی در نظر گرفت که ممکن است جذابیت کسب بازده از نفت خام ایران را کاهش دهد. با در نظر گرفتن این ملاحظه، نتایج این پژوهش می‌تواند راهنمای مفیدی برای سرمایه‌گذارانی که در بازار نفت خام ایران سرمایه‌گذاری می‌کنند باشد. علاوه بر این، با توجه به سرریز ریسک بازدهی بین بازارهای مختلف مالی، آگاهی از ارتباط بین بازده و نوسان نفت خام ایران، می‌تواند اطلاعات مفیدی را برای مدیریت پرتفوی فعالین در سایر بازارهای مالی مرتبط با نفت خام (از جمله بازار سهام و بازار ارز) فراهم آورد.

منابع

امیرمعینی، مهران، قنبری، علیرضا و زمانی، مهرداد (۱۳۹۰). قیمت نفت خام و نقش ظرفیت مازاد تولید اوپک. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۸(۲۹): ۱۳۹-۱۶۲.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

ترکی، لیلا، نوشادی، احسان و رضایی، احمدعلی (۱۳۹۵). بررسی تأثیر شاخص قیمت سهام بر نرخ ارز در بازارهای کشورهای منتخب: رهیافت رگرسیون کوانتایل. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۳(۲):۱۹-۱.

جلالی نائینی، سید احمدرضا، قربانی پاشاکلایی، وحید و صیادی، محمد (۱۳۹۲)، اثر سرریز ریسک بین بازدهی قیمت در بازارهای نقدی و آتی‌های نفت خام، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۳(۹): ۵۲-۳۱.

دولو، مریم، رجبی، عظیم (۱۳۹۴). بررسی آناتومیک رابطه بازده سهام و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، *مدیریت دارایی و تأمین مالی*. ۳(۳): ۴۸-۳۷.

صیادی، محمد و کریمی، نسیم (۱۳۹۸). مدل‌سازی وابستگی بین بازدهی سهام گروه محصولات شیمیایی، رشد قیمت نفت و رشد نرخ ارز در ایران؛ کاربرد توابع Vine Copula، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. ۱۰ (۳۸): ۴۵-۹۴.

فرازمند، حسن و کردزنگنه، ناهید (۱۳۹۷). پیش‌بینی قیمت نفت خام و تعیین سطح تولید بهینه با استفاده از الگوی تکاملی شبکه‌های عصبی و تعادل نش. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*.۱۴ (۵۶): ۱۷۹-۲۰۲.

قاسمی، عبدالرسول، محمدی، تیمور، توکلیان، حسین و صادقین، علی (۱۳۹۹). همبستگی پویا بین بازار نفت با بازارهای مالی، صنایع نفتی و پتروشیمی در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*. ۱۶(۶۵): ۳۴-۱.

کشاورز، غلامرضا و مفتخر دریایی، کبری (۱۳۹۷). تأثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی، متشکل از طلا، ارز و سهام، *تحقیقات اقتصادی*، ۵۳(۱): ۱۵۲-۱۱۷.

کشاورز حداد، غلامرضا و حیرانی، مهرداد (۱۳۹۳). برآورد ارزش در معرض ریسک باوجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی: رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا، *تحقیقات اقتصادی*، ۴۹(۴): ۹۰۲-۸۶۹.

کیمیاگری، علی محمد و تیژری، مهتاب (۱۳۸۵). ارائه مدلی جهت آزمون و ارتقا کارایی بازار سهام. *تحقیقات مالی*، ۸(۲۲): ۸۸-۶۷.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

گیلک حکیم آبادی، محمد تقی، زورکی، شهریار و حسن‌زاده، شهره (۱۳۹۶). تأثیر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر جرایم مالی در ایران. *پژوهش‌های راهبردی امنیت و نظم اجتماعی*، ۶(۱۶):۴۶ -۲۹.

فلاحی، محمدعلی، لطفعلی پور، محمدرضا و کریمی، الهه (۱۳۹۵). بررسی اثر سرریز تلاطم قیمت در بازارهای بین‌المللی نفت، بنزین و سوخت دیزل، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۴۹(۱۲): ۴۴-۲۲.

مروتی، محمد، بی‌ریا، محمدرضا، فرهودی، عبداله (۱۳۹۶). مدیریت درآمدهای نفتی؛ نقش صندوق ثروت ملی و قاعده مالی. دومین کنفرانس اقتصاد ایران، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

ممی‌پور، سیاب، فعلی، عاطفه (۱۳۹۶). بررسی سرریز تلاطم قیمت نفت بر بازدهی صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد تغییر رژیم مارکوف و تجزیه واریانس. *اقتصاد پولی، مالی*، ۲۴(۱۴)، ۲۳۶-۲۰۵.

Agbeyegbe, T. D. (2015). An inverted U-shaped crude oil price return-implied volatility relationship. *Review of Financial Economics*, *27*, 28-45.

Barsky, R., & Kilian, L. (2002). Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative. *NBER Macroeconomics Annual*, 16 (1), pp. 137-183.

Barsky, R., & Kilian, L. (2004). Oil and the Macroeconomy Since the 1970s. Journal of Economic Perspectives, 18(4), pp. 115-134.

Bos, M., Demirer, R., Gupta, R., & Tiwari, A. K. (2018). Oil returns and volatility: The role of mergers and acquisitions. *Energy Economics*, *71*, 62-69.

Dutta, A., Bouri, E., Saeed, T., & Vo, X. V. (2021). Crude oil volatility and the biodiesel feedstock market in Malaysia during the 2014 oil price decline and the COVID-19 outbreak. *Fuel*, *292*, 120221.

Cai, Y., Lu, X., Ren, Y., & Qu, L. (2019). Exploring the dynamic relationship between crude oil price and implied volatility indices: A MF-DCCA approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *536*, 120973.

Chen, Y. F., & Mu, X. (2021). Asymmetric volatility in commodity markets. *Journal of Commodity Markets*, 100139.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

Chen, X. Koenker, R. Xiao, Z. (2008). Copula-Based Quantile Autoregression. *Econometrics Journal*, 570-567.

Kilian, L. (2008a). A Comparison of the Effects of Exogenous Oil Supply Shocks on Output and Inflation in the G7 Countries. *Journal of the European Economic Association*, 6(1), pp. 78-121.

Kilian, L. (2009). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *American Economic Review*, 99(3), pp. 1053-69.

Koenker, R., Hallock, K. (2001). Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143-156.

Liu, B. Y., Ji, Q., & Fan, Y. (2017). Dynamic return-volatility dependence and risk measure of CoVaR in the oil market: A time-varying mixed copula model. *Energy Economics*, *68*, 53-65.

Mokni, K. (2020). A dynamic quantile regression model for the relationship between oil price and stock markets in oil-importing and oil-exporting countries. *Energy*, *213*, 118639.

Virbickaitė, A., Ausín, M. C., & Galeano, P. (2020). Copula stochastic volatility in oil returns: Approximate Bayesian computation with volatility prediction. *Energy Economics*, *92*, 104961.

Yue Liu, B., Ji, Q., & Fan, Y. (2017). Dynamic return-volatility dependence and risk measure of CoVaR in the oil market: A time-varying mixed copula model. *Energy Economics*, 1-45.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]

A Copula-based Quantile Model for Crude oil Return-Volatility Dependence Modelling: Case of Iran Heavy Oil

Mohammad Sayadi[1]
Assistant Professor of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran,
m.sayadi@khu.ac.ir

Mohsen Ebrahimi
Associate Professor of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran,
ebrahimi@khu.ac.ir

Atefeh Davari
Master in Energy System Engineering, Kharazmi University, Tehran, Iran,
davari.atefe@gmail.com
Received: 2021/04/08 Accepted: 2021/05/06

Abstract

The main purpose of this study is to investigate the relationship between Iran's heavy crude oil price returns and volatility dependence using the Copula-based quantile model (CQM). CQM is an efficient tool for analyzing nonlinear time series models as it has no need for initial assumptions. We use monthly data from January 1990 to December 2019. We use the Hadrick-Prescott filter to calculate oil price fluctuations and use quantiles in both quartile and percentile form. The Kolmogorov-Smirnov test and the descriptive statistics confirm the fat-tail distribution of the variables. It is thus not possible to calculate a direct relationship between crude oil price return and volatility. Based on the results of CQM estimation, a positive and significant relationship is verified between crude oil price volatility and returns in quantiles (0.05, 0.1, 0.2, 0.25, 0.3, 0.8, 0.9, and 0.95) which relate to periods of instability and crisis (war and economic sanctions). This finding can be theoretically explained through the channel of the precautionary demand effect on the oil price. The hypothesis of equality of variances was rejected within different quantiles based on ANOVA test result. Moreover, there is a significant relationship between one-period lag of oil price volatility (X_{t-1}) and oil returns within different quantiles. Using these results, investors can more effectively manage the risk of investing in the oil market as well as other financial assets related to the oil market.

JEL Classification: Q31, Q43, F51, F52
Keywords: return, Volatility, Quantile Copula Regression, Crude Oil Price

1. Corresponding Author

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-29]