نااطمینانی قیمت نفت و رشد اقتصادی در ایران: شواهدی از مدل نامتقارن VARMA, MVGARCH-M

شهرام فتاحی[۱] کیومرث سهیلی[۲] حامد عبدالملکی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۷/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۶/۱۵

چکیده

نوسانات قیمت نفت توأم با نااطمینانی به عنوان متغیری برون‌زا، از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار در نوسانات تولید ناخالص داخلی کشورها به‌ویژه کشورهای صادرکنندهٔ نفت است. این پژوهش به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی ایران با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۰:۴-۱۳۶۷:۱ می‌پردازد. مدل مورد استفاده در این پژوهش، مدل نامتقارن VARMA, MVGARCH-M و روش برآورد شبه حداکثر راست‌نمایی (QML) می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که رابطهٔ منفی و معنی‌داری میان نااطمینانی قیمت نفت و رشد اقتصادی طی دورهٔ مورد بررسی وجود دارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که فرایند واریانس-کواریانس شرطی رشد اقتصادی و تغییر در قیمت نفت، نامتقارن و غیر قطری است.

واژگان کلیدی: قیمت نفت، نااطمینانی، مدل VARMA, MV-GARCH.

JEL: C32, E32.

---

۱. دانشیار، دانشگاه رازی کرمانشاه؛ (نویسنده مسئول)؛ Email: sfattahi@razi.ac.ir

۲. دانشیار، دانشگاه رازی کرمانشاه؛ Email: ksohaili@razi.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری، دانشگاه تبریز؛ Email: hamedab1986@gmail.com

۱. مقدمه

نفت اصلی‌ترین منبع انرژی و یکی از عوامل مهم در پیشبرد فعالیت‌های اقتصادی است. امروزه، تولید و مصرف نفت و فرآورده‌های آن به صورت کالاهای واسطه‌ای و نهایی، یک ضرورت و نیاز اساسی می‌باشد. از این‌رو نوسانات غیرمتعارف در قیمت این کالا و نااطمینانی حاصل از آن سبب افزایش قیمت تولیدات سایر کالاها و خدمات شده، هم‌چنین باعث تغییر مزایای تولیدی در بازارهای داخلی و بین‌المللی می‌شود. با توجه به جایگاه استراتژیک نفت در اقتصاد کشورها، به نظر می‌رسد که علاوه بر اثرات مستقیم ناشی از نوسانات قیمت، فضای نااطمینانی ناشی از آن نیز می‌تواند عملکرد اقتصادی کشورهای واردکننده و صادرکنندهٔ نفت را تحت تأثیر قرار دهد. در واقع مطابق با نظریهٔ برنانکی[1] نااطمینانی در فضای قیمت نفت می‌تواند منجر به کاهش برگشت‌ناپذیر سرمایه‌گذاری شود و به سبب بازتوزیع درآمد میان کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، منجر به تغییر در تولید ملی و نهایتاً رشد اقتصادی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی از طریق به تعویق انداختن تصمیمات سرمایه‌گذاری گردد، که این امر برای هر دو گروه کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت قابل ملاحظه است(بیدآباد و پیکارجو، ۱۳۸۶) .

امروزه نفت به عنوان یک کالای اقتصادی سیاسی و یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده در عملکرد اقتصاد جهانی است و می‌توان گفت که تقریباً تمامی کالاها در مراحلی از تولید تا توزیع از مصارف انرژی گرفته تا حمل و نقل، بدان وابسته‌اند. اغلب کشورهای صادرکننده نفت در جهان سوم، به دلیل کسب ارز خارجی تأمین بخش عمده‌ای از بودجهٔ دولت، شدیداً به درآمدهای نفتی وابسته هستند، همچنین اهمیت درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران و تأثیر آن بر تولید ناخالص داخلی، نیز موضوعی غیر قابل انکار است، به گونه‌ای که بخش نفت نه تنها به عنوان یکی از فعالیت‌های مهم اقتصادی بر سایر متغیرهای اقتصادی تأثیرمی‌گذارد، بلکه درآمده‌ای حاصل از فروش آن‌ها تأمین‌کننده

1. Bernanke

اصلی مخارج دولت است. می‌توان گفت که عملکرد مناسب سایر بخش‌های اقتصادی در گرو وضعیت مناسب این بخش و استمرار درآمدهای آن می‌باشد. بنابراین نااطمینانی در خصوص قیمت نفت منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در این بخش می‌گردد و این به معنای کاهش درآمدهای نفتی است که خود منجر به کاهش سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و کاهش تولید کل جامعه می‌گردد.

نوسانات قیمت نفت و نااطمینانی حاصل از آن، از مهم‌ترین عوامل مؤثر در نوسانات GDP کشورها به‌خصوص کشورهای صادرکننده نفت به شمار می‌رود، زیرا آنچه در تقاضای نفت اهمیت دارد، در واقع تأثیر قیمت جهانی نفت در تولید ناخالص داخلی است. درآمدهای نفتی در ایران نقش بسزایی دارند و نااطمینانی دلارهای نفتی خسارات سنگینی بر پیکرهٔ اقتصاد وارد می‌کند. طی سال‌های ۱۳۴۷ تا ۱۳۷۹ تولید ناخالص داخلی، ۵/۱۲ درصد رشد داشته‌است، در حالی‌که اگر نوسانات درآمدهای نفتی طی این مدت به صفر می‌رسید، این میزان به ۶/۹۰۵ درصد افزایش می‌یافت. به عبارت دیگر نااطمینانی صادرات نفت طی دورهٔ مذکور موجب کاهش میزان رشد اقتصادی به میزان ۱/۷۸ درصد گردیده‌است (ابراهیمی و سوری، ۱۳۸۴). با توجه به نقش و اهمیت نفت و هم‌چنین وابستگی کشورهای مختلف به این ماده حیاتی، طبعاً تحولات آن بر روی رشد اقتصادی کشورهای تولیدکننده و مصرف‌کننده نفت تأثیر بسزایی دارد.

اثرگذاری قیمت نفت بر اقتصاد را می‌توان از جنبه‌های مختلف بررسی کرد، یکی از جنبه‌های تأثیرگذاری، اثرگذاری نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی است. نااطمینانی اشاره به وضعیتی دارد که در آن احتمال وقوع حوادث آتی را نمی‌توان مشخص ساخت. در این مسیر، هر عاملی که موجب بروز اختلال در عرضه و یا تقاضای نفت و در پی آن بازار نفت شود، به ویژه اینکه عامل مذکور غیر قابل پیش‌بینی و در کوتاه مدت غیر قابل تعدیل هم باشد، به عنوان شوک یا تکانه‌ای بر بازار نفت قلمداد می‌شود. این اختلال‌ها در بیشتر موارد به تغییر (کاهش یا افزایش) در قیمت نفت منتهی می‌شوند. اکنون اگر این اختلال‌ها به طور گسترده بر وضعیت اقتصادی کشورها به گونه‌ای

اثر بگذارند که اقتصاد داخلی آنها موجب نابسامانی گسترده شود، این شوک به بحرانی در اقتصاد آنها مبدل می‌شود و این مسئله به نوبه خود می‌تواند برنامه‌ریزی یک کشور برای دست‌یابی به یک رشد اقتصادی پایدار را تحت‌الشعاع قرار دهد. از آنجا که این شوک‌ها عامل تعیین‌کننده قیمت در دو طرف عرضه و تقاضای بازار انرژی محسوب می‌شود، آثاری بر رفتار تولیدکنندگان و عرضه‌کنندگان انرژی داشته‌است که منجر به بحران‌های شدید کوتاه‌مدت، میان‌مدت و گاهی بلندمدت برای آنها گردیده‌است.

در این مقاله رابطهٔ نااطمینانی قیمت نفت و رشد اقتصادی ایران با رویکرد نامتقارن با استفاده از مدل VARMA,MV-GARCH-M و طی‌دورهٔ زمانی ۱۳۹۰:۴-۱۳۶۷:۱ بررسی شده است. پس از بیان مقدمه، در بخش بعدی مبانی نظری موضوع تشریح و پس از آن پیشینهٔ تحقیق و مطالعات تجربی مرور می‌گردد. در بخش چهارم به معرفی مدل، روش برآورد و نحوهٔ استخراج نااطمینانی قیمت نفت بر اساس ماتریس کوواریانس شرطی پرداخته می‌شود. بخش پنجم به تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی، آزمون‌های لازم و بررسی اعتبار مدل پرداخته و در پایان نتیجه‌گیری می‌شود.

۲. مبانی نظری

با توجه به نقش استراتژیک نفت به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر شاخص‌های کلان در جهان، تکانه‌ها و نوسانات قیمت‌های آن، از سوی اغلب اقتصاددانان به عنوان عاملی مهم در نوسانات دوره‌های تجاری مورد توجه قرار گرفته‌است (جان‌نثاری لادانی و همکاران، ۱۳۹۱). قیمت نفت خام در ماه ژانویهٔ سال ۲۰۰۲ به طور پیوسته شروع به افزایش کرد و از ۲۰ دلار در هر بشکه به بیش از ۱۴۷ دلار در ماه جولای سال ۲۰۰۸ رسید و بعد از آن قیمت هر بشکه نفت خام در ژانویهٔ ۲۰۰۹ به ۳۲ دلار سقوط کرد. در چند دهه اخیر، نوسانات قیمت نفت و نااطمینانی حاصل از آن مقارن با تحولات اقتصادی بوده‌است که این موضوع خود موجب شده تا پژوهشگران به بررسی ارتباط این دو روند در طول زمان بپردازند. ایجاد شوک‌های نفتی و ظهور پدیده‌های مهم اقتصادی همچون رکود جهانی،

تورم و بیکاری بیش از پیش نگاه‌ها را به این موضوع معطوف داشته‌است.

اثرگذاری نوسانات قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصادی کشورهای وابسته به آن، از طریق دو کانال عرضه و تقاضا صورت می‌گیرد. در این مسیر، در کشورهای صادرکنندهٔ نفت مثل ایران، نوسانات قیمت نفت تنها بر بخش تقاضا اثرگذار بوده، باعث انتقال منحنی عرضه کلان نمی‌شود، زیرا در این کشورها به دلیل وجود سیستم‌های حمایتی بخش انرژی و همچنین پرداخت یارانه به این بخش، افزایش قیمت نفت موجب افزایش قابل توجه هزینه‌ها در فعالیت‌هایی که نفت و فراورده‌های آن به عنوان نهاده اصلی تولید هستند، نخواهد شد (ابراهیمی، ۱۳۹۰). در خصوص تقاضا نیز از آنجا که در اکثر کشورهای صادرکننده نفت، به دلیل وابستگی بالای دولت به صادرات نفت خام، درآمدهای نفتی بخش عمدهٔ بودجهٔ دولت را تشکیل می‌دهد، علاوه بر این بودجه دولت سهم بسزایی در ترکیب تقاضای کل اقتصاد دارد. بنابراین بودجهٔ دولت و هزینه‌های آن یکی از مهم‌ترین مسیرهای اثرگذاری نوسانات قیمت نفت بر تقاضای کل هستند و در صورت فقدان سازوکارهای لازم برای باثبات‌سازی بودجهٔ دولت، نوسانات قیمت نفت بودجهٔ دولت را به‌شدت تحت تأثیر قرار می‌دهند (شکری، ۱۳۹۰).

بر مبنای رویکرد کینزی، در دورهٔ رونق درآمدهای نفتی که افزایش بودجهٔ دولت را در پی خواهد داشت، انتظار می‌رود که اقتصاد ظرفیت و توانایی لازم برای جذب درآمدهای اضافی و افزایش تولید را داشته باشد؛ اما با افزایش بیش از حد درآمدهای نفتی و در پی آن بودجهٔ دولت و تقاضای کل با نزدیک شدن به اشتغال کامل عوامل تولید در طرف عرضه، نه تنها افزایش درآمدهای نفتی کمکی به رشد اقتصادی نمی‌کند، بلکه به گسترش فعالیت‌های رانت‌جویانه نیز دامن خواهد زد و در نتیجه افزایش بودجهٔ دولت موجب کاهش فعالیت‌های بخش خصوصی و افزایش سهم دولت در اقتصاد و ناکارایی آن خواهد شد.

همچنین، بخش عمدهٔ درآمد ارزی ایران از محل صادرات نفت تأمین می‌شود. وابستگی بخش‌های مختلف اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی و ساختاری شدن این

وابستگی طی سالیان متمادی سبب گردیده تا نوسانات این نوع درآمد ارزی روند طبیعی رشد درون‌زای بخش‌های اقتصادی را دچار اختلال کند. علاوه بر وابستگی مستقیم بودجهٔ دولت و بخش‌های مختلف اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، نوسانات قیمت این محصول و نااطمینانی حاصل از آن، می‌تواند آثار منفی و زیان‌باری را بر اقتصاد تحمیل نماید. درآمدهای نفتی اثری معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارند و این اثر زمانی که درآمدهای نفتی کاهش شدید دارند، بسیار بیشتر از زمانی است که درآمدهای نفتی افزایش شدید دارند که این ویژگی بیانگر نامتقارن بودن اثر شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصادی می‌باشد.

با توجه به اینکه درآمدهای اضافی ناشی از فروش منابع طبیعی و کسب درآمد ارزی کشورهای در حال توسعه، محصول گسترش ظرفیت‌های تولیدی داخلی نیست، افزایش تقاضا و مصرف کل که پیامد درآمدهای اضافی کسب‌شده است، نیز متناظر با افزایش عرضه نمی‌باشد؛ لذا فرآیند صدور منابع طبیعی منجر به تعادل نداشتن عرضه و تقاضای داخلی و نهایتاً توسل به واردات به منظور تأمین عرضه و پیدایش فشار تورمی می‌گردد. در این کشورها بر خلاف روند اقتصادهای سالم، که در آنها رشد اقتصادی کشور بر پایه رشد تولیدات داخلی صورت می‌گیرد و تجارت خارجی در خدمت فرایند رشد اقتصادی، توسعهٔ متعادل و ظرفیت‌های متناسب تولیدی می‌باشد، تولید و صدور نفت و واردات کالا، اساس چرخش بیشتر فعالیت‌های اقتصادی قرار می‌گیرد. مبنای این ساخت اقتصادی این است که همواره بودجهٔ دولت به عنوان عاملی مسلط نه بااتکا به توان درآمدزایی اقتصاد ملی و برداشت از تولیدات داخلی، بلکه از طریق فروش ثروت‌های طبیعی در حدی بیش از ظرفیت جذب جامعه عمل کرده، موجب رشد قدرت خرید و تقاضای کل گردیده‌است، همچنین موجبات فشارهای تورمی را فراهم آورده‌است. از آنجا که تولید کشور توان پاسخگویی به تقاضای فزایندهٔ جامعه را ندارد، نهایتاً این مازاد تقاضا از طریق واردات تأمین می‌گردد. معمولاً در این کشورها تزریق درآمد نفتی به همراه کسری بودجه و عملیات انبساطی سیستم بانکی، تقاضای کل را افزایش داده‌است. بررسی این وضعیت در قالب جریان دایره‌وار درآمد بدین معناست که درآمدهایی به صورت برونزا و مستقل از فرآیند

تولید جامعه به اقتصاد تزریق گشته و روال طبیعی عرضه و تقاضا را برهم می‌زند، یعنی دیگر فعالیت‌های تولیدی تعیین‌کنندهٔ درآمد و مصرف جامعه نمی‌باشند؛ بلکه تزریق درآمدهای نفتی، مصرف و تقاضای کل را بدون تناسب با توان تولیدی جامعه، گسترش داده، تعادل‌های اولیهٔ اقتصاد را دچار اختلالات اساسی می‌نماید. از این پدیده به بیماری هلندی یاد می‌شود.

در خصوص قیمت نفت و رشد اقتصادی می‌توان این چنین بیان داشت که از دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی، سرمایه و نیروی کار، به‌عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در توابع رشد، مورد توجه قرار می‌گیرند. علاوه بر این در نظریه‌های جدید رشد، عامل انرژی نیز در مدل لحاظ گردیده‌است، البته اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست. با توجه به اهمیت انرژی و به‌ویژه نفت در فرایند تولید کالاهای اساسی و خدمات مورد نیاز، این محصول از جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعهٔ اقتصادی برخوردار است، تا آنجا که بر اساس مدل بیوفیزیکی رشد، تنها عامل و مهم‌ترین عامل رشد است (اسماعیل‌نیا و شفیعی، ۱۳۸۸). از این‌رو می‌توان گفت که هر عاملی که موجب نوسان و در پی آن نااطمینانی در بازار انرژی شود، می‌تواند بر رشد و توسعهٔ اقتصادی نیز اثر بگذارد.

۳. پیشینهٔ تحقیق

اثرگذاری نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی همواره مورد توجه بسیاری اقتصاددانان بوده‌است. به لحاظ نظری دلایل زیادی وجود دارد که بر اساس آن نوسانات قیمت نفت متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

مورک[1] (۱۹۸۹) به بررسی تأثیر قیمت نفت بر روی تولید ناخالص داخلی آمریکا به‌وسیلهٔ هفت متغیر کلان اقتصادی، می‌پردازد. نتایج وی نشان می‌دهد که قیمت نفت طی دورهٔ ۱۹۴۹ تا ۱۹۸۸ اثرات نامتقارنی بر رشد اقتصادی داشته‌است، به نحوی که اثر کاهش قیمت بیش از اثر افزایش آن بوده‌است.

1. Mork

التونی[1] (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای تحت عنوان «نوسانات قیمت نفت و اثر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی کویت: با استفاده از مدل‌هایVAR» به بررسی دقیق چگونگی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به اثر نوسانات قیمت‌های جهانی نفت با استفاده از سه مدل VARغیرمقید، مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و VaR ساختاری پرداخته‌است. در این مسیر از متغیرهای کلان درآمدهای نفتی (OILP)، شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و ارزش واردات (IMPORTS) و متغیرهای سیاستی شامل عرضهٔ پول (M۲) هزینه‌های جاری دولت (EXCON) و هزینه‌های توسعهٔ دولت (EXDEW) استفاده شده‌است. نتایج حاصل از هر سه روش تخمین نشانگر درجه بالایی از ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد. اکثر شواهد حاکی از جهت علیت از طرف قیمت نفت به سمت دیگر متغیرها است. به‌رغم اینکه نتایج هر سه روش از لحاظ کیفی بسیار شبیه به هم می‌باشد، ولی نتایج از لحاظ کمّی تفاوت زیادی با یکدیگر دارند. این نتایج برای توابع عکس‌العمل آنی و پیش‌بینی خطای واریانس نیز صادق می‌باشند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های قیمت نفت یا درآمدهای نفتی در توضیح واریانس خطای متغیرهای مخارج جاری و توسعه‌ای دولت نقش مهمی را ایفا می‌کند، هرچند که مخارج توسعه‌ای دولت نسبت به مخارج جاری در مقابل شوک‌های نفتی واکنش زیادتری را نشان می‌دهد.

جین[2] (۲۰۰۸) در پژوهشی به بررسی اثرات نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز بر GDP حقیقی کشورهای روسیه، چین و ژاپن با استفاده از روش VaR با روش هم‌انباشتگی پرداخته‌است. یافته‌های اصلی این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش در قیمت نفت اثری منفی بر رشد اقتصادی کشورهای ژاپن و چین به عنوان واردکنندهٔ نفت و اثر مثبت بر رشد اقتصادی روسیه به عنوان صادرکنندهٔ نفت دارد.

بردین، الدر و فونتاس[3] (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های ماهانه ۲۰۰۷:۱۰-۱۹۷۴:۱، و در چارچوب یک مدل VaR تعمیم‌یافته که شاخص نااطمینانی قیمت نفت به‌وسیله مدل

1. Eltony
2. Jin
3. Bredin, Elder and Fountas

گارچ در میانگین در آن لحاظ شده، به تبیین رابطهٔ نااطمینانی قیمت نفت و تولیدات صنعتی برای کشورهای G-7 پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که نااطمینانی قیمت نفت اثر منفی و معناداری بر تولیدات چهار کشور امریکا، کانادا، انگلستان و فرانسه داشته‌است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل توابع واکنش آنی، نشان می‌دهد که پاسخ به تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت در کوتاه‌مدت به صورت انقباضی بوده‌است. این نتایج تأییدی بر این واقعیت است که سقوط ناگهانی قیمت نفت در اواسط دههٔ ۱۹۸۰، منجر به گسترش سریع تولید در کشورهای G-7 نشده؛ همان گونه که افزایش مداوم قیمت‌ها طی سال‌های ۲۰۰۳-۲۰۰۷ موجب رکود آن نشده‌است.

رحمان و سرلتیس[1] (۲۰۱۰) به بررسی تأثیر نامتقارن شوک‌های نفتی و سیاست پولی با استفاده از یک مدل خودرگرسیون‌برداری غیرخطی طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۳ برای اقتصاد آمریکا پرداختند. نتایج حاصل از این مدل نشان‌دهنده این موضوع بود که علاوه بر قیمت نفت، نوسانات قیمت نیز دارای تأثیراتی بر فعالیت‌های کلان اقتصادی می‌باشد. شوک‌های پولی تنها متغیر تأثیرگذار بر تولید نمی‌باشد، علاوه بر این مدل آنها نشان دهنده توضیحات بهتر مدل غیرخطی نسبت به مدل خطی در تحلیل توابع کنش و واکنش می‌باشد.

جواد[2] (۲۰۱۳) در پژوهشی با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۷۳-۲۰۱۱ برای کشور پاکستان، تجزیه و تحلیل تأثیر نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی این کشور را بررسی کرد. بدین منظور با استفاده رگرسیون خطی به تجزیه و تحلیل وابستگی بین متغیرهای مستقل و وابسته پرداخت، نتایج وی نشان می‌دهد که تراز تجاری و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارای اثر قابل توجهی بر تولید ناخالص داخلی می‌باشند؛ در حالی‌که سرمایه‌گذاری بخش دولتی و نوسانات قیمت نفت اثر معناداری بر تولید ناخالص داخلی طی دورهٔ مورد بررسی نداشته‌است.

در ایران نیز برخی از محققان به این مهم پرداخته‌اند. مطالعهٔ ابراهیمی و سوری

1. Rahman and Serletis
2. Jawad

(۱۳۸۴)، از یک طرف به بررسی سابقهٔ صندوق ارزی نفت در کشورهای مختلف پرداخته‌است و از طرف دیگر به بررسی زیان‌های ناشی از نااطمینانی درآمدهای نفتی بر میزان رشد اقتصادی پرداخته‌است. بدین منظور از یک تابع تولید که بر حسب میزان رشد بیان شده‌است، استفاده کرده‌اند. در این تابع میزان رشد سرمایه که به نوعی وضعیت سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی را نشان می‌دهد، وابستگی زیادی به درآمدهای نفتی دارد. آنها با اندازه‌گیری نااطمینانی درآمدهای نفتی و سپس اثر آن بر رشد اقتصادی، از طریق تأثیری که بر میزان رشد سرمایه دارد، به این نتیجه رسیدند که نااطمینانی درآمدهای نفتی، اثر منفی و کاملاً معنی‌داری بر رشد اقتصادی طی دورهٔ ۱۳۷۹-۱۳۴۵ داشته‌است.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷)، در مقاله‌ای به بررسی اثرات نامتقارن قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی برای کشورهای صنعتی واردکنندهٔ نفت طی دورهٔ ۲۰۰۲-۱۹۶۰ پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که اثرات افزایش و کاهش قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای به طور یکسان بررسی نشده است و کاهش قیمت نفت، اثری بر رشد GDP نداشته در صورتی که افزایش قیمت نفت در تمامی موارد معنی‌دار بوده‌است.

ابونوری و خانعلی‌پور (۱۳۸۸)، در پژوهشی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر عرضه آن را با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه برای کشورهای منتخب با استفاده از الگوی ناهمسان واریانس شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) بررسی کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که اثر نااطمینانی قیمت نفت بر عرضه آن، به شکل تابع مطلوبیت آن بستگی دارد.

ابراهیمی (۱۳۹۰)، در تحقیقی با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) و مدل GARCH(1,1) اثر شوک‌های قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی حاصل از آن را بر رشد اقتصادی چهار کشور ایران، الجزایر، عربستان و ونزوئلا بررسی کرد. بر اساس نتایج تخمین وی بین قیمت نفت، نرخ ارز و تولید در این کشورها رابطه بلندمدت وجود دارد. در این کشورها رابطهٔ بلندمدت بین قیمت نفت و رشد تولید مثبت و رابطهٔ بلندمدت بین نرخ ارز و رشد تولید منفی است.

طیبی و همکاران (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای به تحلیل نااطمینانی سالانه در قیمت نفت سنگین

ایران و اوپک، با استفاده از داده‌های روزانه طی دورهٔ ۲۰۱۰-۱۹۹۰ پرداختند. در این خصوص پس از معرفی معادلات دیفرانسیل تصادفی مناسب برای ارزیابی قیمت نفت، با استفاده از برنامه‌نویسی الگوسازی‌شده و مقادیر δ -که نشان‌دهندهٔ نااطمینانی رفتار متغیر است، الگوی حرکت براونی برآورد می‌شود. نتایج مقایسه‌ای الگوسازی در قیمت نفت سنگین ایران و سبد نفتی اوپک نشان می‌دهد که نااطمینانی سالانهٔ قیمت نفت سنگین ایران در مقایسه با سبد نفتی اوپک در بیشتر سال‌ها کمتر بوده‌است.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

در تجزیه و تحلیل اقتصادسنجی از سری زمانی مدل‌های VARMA[1] برای ارائهٔ الگوهای سری زمانی چند متغیره کمتر استفاده شده است، در حالی که مدل‌های VaR به سبب سادگی در تصریح و اجرا، به طور گسترده‌ای در ادبیات اقتصادی به کار گرفته می‌شوند. مدل VaR را می‌توان با روش حداقل مربعات تخمین زد، در حالی‌که مدل‌های VaRMA معمولاً نیازمند روش‌های غیر خطی (همچون حداکثر راست‌نمایی) می‌باشند. مدل‌های VaR در مقایسه با مدل‌های VaRMA دارای اشکالاتی است؛ نخست آنکه این مدل‌ها نسبت به مدل‌های VaRMA جمعیت کمتری دارند، دوم آنکه مدل‌های خانواده VaR تحت مشکل انباشتگی موقت[2] و تنزل[3] مدل بسته نمی‌شوند، یعنی با وجود چنین مشکلاتی دیگر تصریح استاندارد با مرتبهٔ محدود و معین VaR را نخواهیم داشت (دوفور و پلتیر[4]، ۲۰۰۲).

در تحقیق حاضر به منظور بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر رشد اقتصادی و نیز تبیین رفتار نامتقارن ماتریس واریانس-کواریانس شرطی از نسخهٔ VaRMA, MVGARCH-M به صورت رابطهٔ (۱) استفاده می‌شود:

1. Vector Autorgressive Moving Average
2. Temporal Aggregation
3. Marginalization
4. Dufour and Pelletier

$$z_t = a + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i z_{t-i} + \Psi\sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^{q} \Theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t|\Omega_{t-1} \sim (0,H_t), \quad H_t = \begin{bmatrix} h_{YY,t} & h_{YO,t} \\ h_{OY,t} & h_{OO,t} \end{bmatrix}$$

$$z_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ O_t \end{bmatrix}; \ \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{Y,t} \\ \varepsilon_{O,t} \end{bmatrix}; \ \sqrt{h_t} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{Y,t}} \\ \sqrt{h_{O,t}} \end{bmatrix}; \ \Gamma_i = \begin{bmatrix} \Gamma_{11}^{(i)} & \Gamma_{12}^{(i)} \\ \Gamma_{21}^{(i)} & \Gamma_{22}^{(i)} \end{bmatrix} \qquad (۱)$$

$$\Psi = \begin{bmatrix} \Psi_{11} & \Psi_{12} \\ \Psi_{21} & \Psi_{22} \end{bmatrix}; \ \Theta_j = \begin{bmatrix} \Theta_{11}^{(j)} & \Theta_{12}^{(j)} \\ \Theta_{21}^{(j)} & \Theta_{22}^{(j)} \end{bmatrix}$$

که در آن Ω_{t-1} مجموعه اطلاعات موجود در زمان t-1 و H_t ماتریس واریانس-کو-واریانس شرطی می‌باشد.

٤-١. ساختار واریانس-کوواریانس شرطی با استفاده از مدل نامتقارن BEKK[1]

مدل‌سازی نااطمینانی در سری‌های زمانی در قالب مدل‌های خودرگرسیون شرطی ناهمسان واریانس(ARCH) با کار انگل[2] (۱۹۷۲) آغاز گردید، سپس بالرسلو[3] (۱۹۸۶) الگوی اولیهٔ ارائه شده از سوی انگل را با روشی که بر اساس آن واریانس شرطی می‌تواند یک فرایند ARMA باشد، توسعه داد. پس از آن تعمیم مدل‌های خانواده GARCH به MGARCH مورد توجه قرار گرفت. مدل‌هایGARCH چند متغیره به‌شدت در سال‌های اخیر مورد مطالعه قرار گرفته‌است و تصریحات گوناگونی از این مدل‌ها در ادبیات اقتصادی به‌کارگرفته شده‌است، یکی از مهم‌ترین کاربردهای مدل‌های فوق تخمین ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی زمان-متغیر[4] می‌باشد که در اقتصادسنجی مالی از

1. Asymmetric
2. Engle
3. Bollerslev
4. Time varying

اهمیت بالایی برخوردار است.

ویژگی نامتقارن بودن ماتریس کوواریانس شرطی ایدهٔ جدیدی نیست. مدل EGARCH را نلسون[1] در سال ۱۹۹۱ مطرح کرد و همچنین مدل GJR را نیز گلاستن ارائه کرد، جاناتان و رانکل[2] موفق به طرح یک معادله نامتقارن برای بررسی واریانس متغیر مورد نظر شدندکه بر طبق آن نوسانات یا پسماندهای مثبت و منفی با قدر مطلق برابر دارای آثار یکسانی نمی‌باشند. این مدل‌ها نشان دادند که تغییرات مثبت و منفی در بازدهی‌ها می‌تواند اثرات متفاوتی بر نوسانات شرطی برجای بگذارد و با لحاظ کردن آن، تأثیرات متفاوت وقایع خوب و بد را بر نوسانات شرطی(که نااطمینانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد) مدل‌سازی کرد.

یکی از ایرادات وارد بر مدل‌های خانواده GARCH(p,q) آن است که نوسانات مثبت و منفی با اندازه برابر (قدر مطلق برابر) اثر یکسانی بر ماتریس کوواریانس شرطی (H_t) دارند، این ویژگی همان اثر تقارن می‌باشد. اما در عمل ممکن است واکنش اقتصاد به وقایع خوب و بد متفاوت باشد. در این پژوهش به منظور لحاظ نمودن اثر نااطمینانی قیمت نفت در مدل VARMA از نسخهٔ نامتقارن مدل BEKK که توسط گریر و همکاران[3](۲۰۰۴) ارائه کرده‌اند، به شکل رابطهٔ (۲) استفاده می‌شود:

$$H_t=C'C+\sum_{k=1}^{g} A_K' \varepsilon_{t-k}\varepsilon_{t-k}' A_k+\sum_{j=1}^{f} B_j' H_{t-1}B_j+D'\xi_{t-1}\xi_{t-1}'D$$

$$C=\begin{bmatrix}C_{11} & C_{12}\\ C_{21} & C_{22}\end{bmatrix};\ A=\begin{bmatrix}\alpha_{11} & \alpha_{12}\\ \alpha_{21} & \alpha_{22}\end{bmatrix};B=\begin{bmatrix}\beta_{11} & \beta_{12}\\ \beta_{21} & \beta_{22}\end{bmatrix};D=\begin{bmatrix}\delta_{11} & \delta_{12}\\ \delta_{21} & \delta_{22}\end{bmatrix}; \qquad (۲)$$

$$\varepsilon_{t-1}=\begin{bmatrix}\varepsilon_{Y,t-1}\\ \varepsilon_{O,t-1}\end{bmatrix};\ \xi_t=\begin{bmatrix}\xi_{Y,t}\\ \xi_{O,t}\end{bmatrix};\ \xi_{t-1}=\begin{bmatrix}\min\{\varepsilon_{Y,t-1}\}\\ \min\{\varepsilon_{O,t-1}\}\end{bmatrix}$$

که در آن C، یک ماتریس بالا مثلثی n×n مقادیر ثابت، A ماتریس n×n ضرایب ARCH برای تمامی مقادیر k، B ماتریس n×n ضرایب GARCH برای تمامی مقادیر j

1. Nelson
2. Glosten, Jagannathan and Runkle
3. Gerier et al.

و D نیز ماتریس n×n واکنش‌های نامتقارن[1] می‌باشد. ویژگی این تصریح، بکارگیری نوسانات دوره‌های گذشته (H_{t-1}) و همچنین مقادیر با وقفهٔ $\varepsilon\varepsilon'$ و $\xi\xi'$، به منظور برآورد نوسانات جاری متغیرهای رشد اقتصادی و قیمت نفت می‌باشد. ξ_t نیز در برگیرندهٔ - واکنش‌های نامتقارن بالقوه می‌باشد. در این پژوهش برای معرفی مؤلفه عدم تقارن به فرایند واریانس-کوواریانس شرطی، از مفاهیم «اخبار خوب[2]» و «اخبار بد[3]» استفاده می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که به طور کلی چنانچه قیمت نفت بالاتر از حد انتظار باشد، به عنوان یک خبر خوب برای اقتصاد در نظر گرفته می‌شود (اگرچه شوک‌های قیمت نفت می‌توانند اثرات متفاوتی بر فعالیت‌های اقتصادی داشته باشند)؛ لذا در این مورد اخبار خوب در خصوص قیمت نفت منجر به پسماندهای مثبت در این متغیر می‌شود. در مقابل چنانچه رشد تولید کمتر از حد انتظار باشد، به عنوان یک خبر بد تلقی شده، از سوی پسماندهای منفی لحاظ می‌گردد. از این رو مطابق با رحمان و سرلتیس (۲۰۱۲)، اخبار خوب در خصوص قیمت نفت به صورت $\xi_{o,t}=\max\{\varepsilon_{O,t}\ ,\ 0\}$ و همچنین اخبار بد در خصوص رشد به صورت $\xi_{Y,t}=\min\ \{\varepsilon_{Y,t}\ ,\ 0\}$ تعریف می‌گردد. گفتنی است که مدل BEKK معرفی‌شده از سوی انگل و کرانر[4] (۱۹۹۵)، شکل خاصی از معادلهٔ (۲) است که در آن برای تمامی مقادیر i و j، $\delta_{i,j}=0$ است؛ اما به عنوان یک مزیت، ماتریس واریانس-کوواریانس نسخهٔ نامتقارن این مدل قادر است تا اثرات نامتقارن و غیرقطری (تأثیر نوسانات شرطی یک متغیر بر متغیر دیگر) سری‌ها را در خود لحاظ نماید و به این ترتیب می‌توان این اثرات را آزمود. شکل بازشده ماتریس واریانس-کوواریانس، نسخهٔ نامتقارن مدل BEKK(1,1) از مرتبهٔ ۲ به شکل رابطهٔ (۳) می‌باشد:

1. Asymmetric Responses
2. Good News
3. Bad News
4. Engle and Kroner (1995)

$$\begin{bmatrix} H_{11,t} & H_{12,t} \\ H_{21,t} & H_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11,t} & C_{12,t} \\ C_{21,t} & C_{22,t} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} C_{11,t} & C_{12,t} \\ C_{21,t} & C_{22,t} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

$$+ \begin{bmatrix} a_{11,t} & a_{12,t} \\ a_{21,t} & a_{22,t} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon^2_{2,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11,t} & a_{12,t} \\ a_{21,t} & a_{22,t} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} b_{11,t} & b_{12,t} \\ b_{21,t} & b_{22,t} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} H_{11,t-1} & H_{12,t-1} \\ H_{21,t-1} & H_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11,t} & b_{12,t} \\ b_{21,t} & b_{22,t} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} d_{11,t} & d_{12,t} \\ d_{21,t} & d_{22,t} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \xi^2_{1,t-1} & \xi_{1,t-1}\xi_{2,t-1} \\ \xi_{2,t-1}\xi_{1,t-1} & \xi^2_{2,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{11,t} & d_{12,t} \\ d_{21,t} & d_{22,t} \end{bmatrix}$$

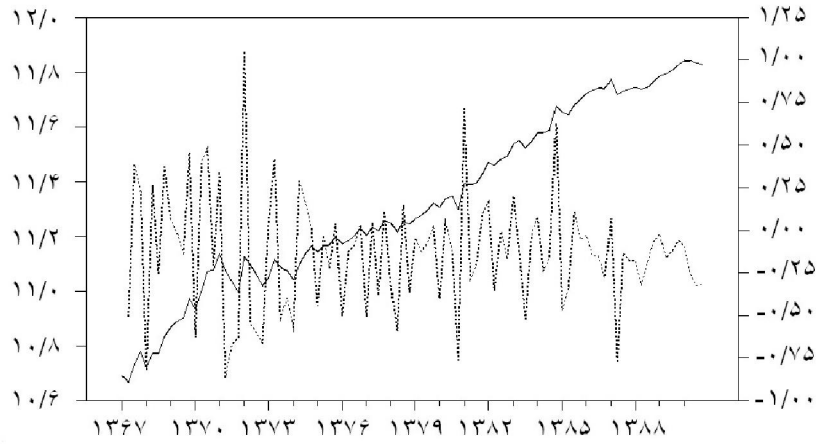
پارامترسازی[1] مدل BEKK متضمن آن است که ماتریس H_t به ازای تمامی مقادیر ε_t، مثبت معین باشد. از سوی دیگر این مدل شامل شاخص‌های زیادی است که مستقیماً تأثیر H_{t-1} و یا ε_{t-k} را بر روی عناصر H_t نشان می‌دهد. در این مدل اطلاعات در دورهٔ t-1 قابل دسترس می‌باشد و تعیین عناصر با وقفه ماتریس واریانس – کوواریانس شرطی، متناظر با مقادیر غیرشرطی آن می‌باشد ($h_{Y,t}=\sigma^2_Y$). بنابراین مدل فوق بر روی اثر نوسانات دورهٔ t-1 بر دورهٔ t متمرکز می‌باشد (انگل و کرانر، ۱۹۹۵).

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

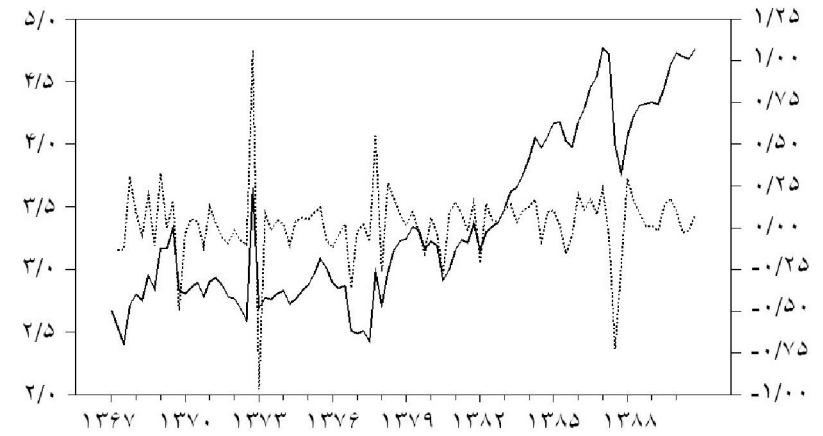
متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل تولید ناخالص داخلی[2] (GDP) با تواتر فصلی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۹۰:۴ از حساب‌های ملی فصلی[3] بانک مرکزی استخراج شده‌است، داده‌های قیمت نفت نیز برگرفته از سایت اوپک[4] می‌باشد، که به صورت لگاریتمی در مدل لحاظ می‌گردند. در نمودارهای ۱ و ۲ به ترتیب لگاریتم تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت و همچنین لگاریتم تفاضل مرتبهٔ اول آنها طی دورهٔ مذکور رسم گردیده‌است.

1. Parameterization
2. Gross Domestic Product
۳. داده‌های سال ۹۰ از نماگر اقتصادی شمارهٔ ۶۸ جمع‌آوری گردیده‌است.
4. www.opec.org

نمودار ۱. تولید ناخالص داخلی ـــــ، میزان رشد تولید ناخالص داخلی .....



نمودار ۲. قیمت نفت ـــــ، میزان رشد قیمت نفت .....



نتایج حاصل از آزمون مانایی برای سری‌های زمانی فصلی لگاریتم قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی، حاکی از پایایی متغیرهای فوق با یک مرتبه تفاضل می‌باشد. از این رو برای بررسی نوسانات و نااطمینانی قیمت نفت بر رشد اقتصادی، Y_t به عنوان لگاریتم تفاضل مرتبهٔ اول تولید ناخالص داخلی و O_t به عنوان لگاریتم تفاضل مرتبهٔ اول قیمت نفت

در نظر گرفته می‌شود.

جدول (۱) خواص آماری متغیرهای Y_t و O_t و آزمون‌های مرتبط را ارائه می‌نماید. Sk و Ku آماره‌های مربوط به چولگی و کشیدگی مازاد می‌باشند. B-J آمارهٔ آزمون نرمال بودن سری‌هاست که دارای توزیع χ^2 می‌باشد. مطابق با نتایج، سری Y_t دارای چولگی راست و کشیدگی کمتر از توزیع نرمال و سری O_t دارای چولگی چپ و کشیدگی مازاد (در مقایسه با توزیع نرمال) است.

جدول 1. آماره‌های مربوط به متغیرهای Y_t و O_t

متغیر	Mean	Var	Sk	Ku	B-J
Y_t	۰/۰۱۱۹	۰/۰۰۱۲	۰/۴۰۷۷	۰/۷۸۸۶	۵/۰۹۱۴ (۰/۰۷۸)
O_t	۰/۰۲۱۹	۰/۰۴۹۳	-۰/۲۷۴۶	۰/۳۷۲۰	۳۴۸/۸۷۸۵ (۰/۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق.

از آنجا که داده‌های فصلی علاوه بر داشتن ریشهٔ واحد معمولی (غیر فصلی) ممکن است دارای ریشهٔ واحد فصلی نیز باشند، در این مطالعه، با توجه به فصلی بودن داده‌ها از آزمون هگی[1] برای بررسی ایستایی متغیرها استفاده می‌شود. آزمون هگی، آزمونی است برای ریشه‌های واحد در هر فرکانس مجزا بدون حفظ اینکه ریشه‌های واحد در سایر تناوب‌ها حضور دارند. این آزمون برای شناسایی انواع ناایستایی که ممکن است مشکل‌های جدی برای استنباط‌های آماری ایجاد کنند، مفید است (پدرام و همکاران، ۱۳۹۱). نتایج حاصل از آزمون ریشهٔ واحد هگی در جدول (۲) نشان داده شده‌است.

1. HEGY

جدول ۲. نتایج آزمون ریشهٔ واحد هگی

متغیر	0 $\pi_1 = 0$	π $\pi_2 = 0$	$\pi/2$ $\pi_3 = \pi_4 = 0$
Y_t	-۳/۰۳۷	-۳/۱۶۴	۱۴/۷۵۵
O_t	-۴/۴۷۸	-۳/۴۹۳	۱۱/۳۳۲
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	-۲/۸۸	-۱/۹۵	۳/۰۸

منبع: محاسبات تحقیق.

نتایج حاصل از آزمون ریشهٔ واحد فصلی هگی نشان می‌دهد که برای متغیرهای الگو، فرضیهٔ $\pi_1 = 0$ مبنی بر وجود ریشهٔ واحد بلند مدت رد می‌شود، به عبارت دیگر وجود ریشهٔ واحد غیر فصلی در فرکانس صفر رد می‌شود. هم‌چنین نتایج حاکی از آن است که متغیرهای مورد استفاده دارای ریشهٔ واحد در فرکانس π نیستند؛ به عبارت دیگر فرضیهٔ $\pi_2 = 0$ به معنای وجود ریشهٔ واحد شش‌ماهه در داده‌ها، رد می‌شود. با توجه به آمارهٔ F، فرضیهٔ $\pi_3 = \pi_4 = 0$ مبنی بر وجود ریشهٔ واحد فصلی رد شده و بنابراین متغیرها در فرکانس فصلی دارای ریشهٔ واحدی نیستند. از این رو ایستایی داده‌ها با در نظر گرفتن آزمون ریشهٔ واحد فصلی تأیید می‌شود.

همان گونه که ذکر شد تخمین معادلات (۱) و (۲) با استفاده از روش‌های خطی امکان‌پذیر نمی‌باشد. معادلات فوق با استفاده از روش شبه حداکثر راست‌نمایی[1] برآورد گردیده‌است. نتایج حاصل از تخمین معادلات (۱) و (۲) در جدول ۳ ارائه گردیده‌است. در این مدل وقفهٔ بهینه به صورتی تعیین می‌گردد که همبستگی سریالی و اثرات ARCH در جملات اخلال استاندارد شده وجود نداشته باشد، برای این منظور p=q=2 تعیین می‌گردد. از آنجایی که در معادلات (۱) و (۲) تعداد شاخص‌های موجود برابر با [+ n] n2(p+q+1) + n(n+1)/2 + n2(f+g+1) می‌باشد، برای اجتناب مشکلات تصریح غلط و هم‌چنین کاهش درجهٔ آزادی ناشی از افزایش شاخص‌های مدل فرض می‌کنیم f=g=1 است.

1. Quasi Maximum Likelihood

جدول ۳. تخمین الگوی *VARMA, MV-GARCH*

$$z_t = a + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i z_{t-i} + \Psi\sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^{q} \Theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$a=\begin{bmatrix} ۰/۰۵۹ \\ (۰/۰۰۰) \\ ۰/۰۰۳ \\ (۰/۹۱۸) \end{bmatrix} \quad \Gamma_۱=\begin{bmatrix} ۰/۳۸۳ & ۰/۰۳۴ \\ (۰/۰۸۸) & (۰/۰۰۰) \\ ۰/۸۵۳ & ۰/۳۹۹ \\ (۰/۰۰۸) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix} \quad \Gamma_۲=\begin{bmatrix} -۰/۱۸۸ & -۰/۰۱۳ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۳۰۹) \\ -۱/۳۸۰ & -۰/۳۱۹ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix}$$

$$\Psi=\begin{bmatrix} -۰/۱۴۲ & -۰/۱۲۱ \\ (۰/۱۲۴) & (۰/۰۰۰) \\ -۰/۵۴۱ & ۰/۴۳۵ \\ (۰/۳۵۷) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix} \quad \Theta_۱=\begin{bmatrix} -۰/۰۳۱ & -۰/۰۶۲ \\ (۰/۷۳۵) & (۰/۰۰۰) \\ ۰/۳۶۱ & ۰/۱۱۴ \\ (۰/۳۰۹) & (۰/۰۲۱) \end{bmatrix} \quad \Theta_۲=\begin{bmatrix} ۰/۱۰۱ & ۰/۰۲۹ \\ (۰/۱۳۳) & (۰/۰۳۰) \\ ۲/۲۲۶ & ۰/۹۷۵ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix}$$

منبع: محاسبات تحقیق

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می‌باشند.

بررسی اثرات نااطمینانی قیمت نفت بر قیمت نفت و همچنین نااطمینانی قیمت نفت بر رشد اقتصادی به‌وسیلهٔ ضرایب ماتریس Ψ مورد آزمون قرار می‌گیرد. اثر نااطمینانی قیمت نفت بر رشد اقتصادی به‌وسیلهٔ ضریب Ψ_{12} در جدول ۴ نشان داده شده‌است. این ضریب معنادار و برابر، ۰/۱۲۱- می‌باشد. به بیان دیگر نوسانات شرطی قیمت نفت طی سال‌های مورد مطالعه تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته‌است و با توجه به وابستگی بالای اقتصاد ایران به نفت، می‌توان انتظار داشت که افزایش نااطمینانی قیمت نفت تأثیر منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی کشور داشته باشد. نوسانات شدید قیمت نفت منجر به ایجاد نوعی نااطمینانی در اقتصاد داخلی می‌شود و با توجه به وابستگی بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی به قیمت نفت، نااطمینانی این متغیر سبب تأثیر منفی بر این متغیرها و تولید ناخالص داخلی می‌شود. این نتیجه سازگار با یافته‌های الدر و سرلتیس (۲۰۱۰)، رحمان و سرلتیس (۲۰۱۲) و بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) می‌باشد. اثرات نااطمینانی قیمت نفت بر قیمت این محصول به‌وسیلهٔ ضریب Ψ_{22} نشان داده شده‌است. این ضریب مثبت و برابر با

۰/۴۳۵ بوده بدین معنا که نوسانات شرطی قیمت نفت اثر مثبت و معناداری بر روی قیمت این محصول طی دورهٔ مورد بررسی می‌باشد. معناداری نبودن ضریب Ψ_{21} بیانگر تأثیرناپذیری قیمت نفت از نااطمینانی رشد اقتصادی ایران است که منطقی هم به نظر می‌رسد و انتظار نمی‌رود که قیمت جهانی نفت از نااطمینانی رشد اقتصادی کشور تأثیرپذیر باشد.

در جدول ۴ آزمون‌های تشخیص برای پسماندهای استاندارد شده، و توان دوم آنها ارائه شده‌است. پسماندهای استانداردشده هر یک از سری‌ها به صورت رابطهٔ (۴) تعریف می‌شود:

$$Z_{j,t}=\frac{\varepsilon_{j,t}}{\sqrt{h_{j,t}}} \quad , \quad j=Y,O \qquad (۴)$$

نتایج جدول (۴) نشان‌دهندهٔ نبود همبستگی سریالی در پسماندهای استانداردشده و مربع آنهاست؛ لذا فرضیهٔ صفر مبنی بر نبودهمبستگی سریالی بین جملات اخلال برای همبستگی مرتبهٔ چهارم ($Q^2(4)$ و $Q(4)$) رد نمی‌شود. به طور مشابه استقلال خطی جملات اخلال استاندارد شده و توان دوم آنها از مرتبهٔ دوازدهم در سطح معناداری ۰/۰۵ رد نمی‌شود.

جدول ۴. آزمون‌های تشخیص خطا مبتنی بر پسماندهای استانداردشده

متغیر	mean	Var	Q(4)	$Q^2(4)$	Q(12)	$Q^2(12)$
$Z_{Y,t}$	۰/۱۹۸	۰/۹۷۰	۵/۷۷۲ (۰/۲۱۶)	۸/۲۱۶ (۰/۰۸۳)	۱۳/۵۶۳ (۰/۳۲۹)	۱۲/۱۷۳ (۰/۴۳۱)
$Z_{O,t}$	۰/۰۰۵	۰/۰۰۹	۱/۱۶۵ (۰/۸۸۳)	۱/۳۹۴ (۰/۸۴۵)	۷/۲۱۸ (۰/۸۴۲)	۱۱/۵۱۱ (۰/۴۸۵)

منبع: محاسبات تحقیق.

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می‌باشند.

نتایج جداول ۵ و ۶ حاکی از وجود واریانس ناهمسانی شرطی معناداری در نمونه مورد استفاده می‌باشد. واریانس ناهمسانی مستلزم آن است که ضرایب A_{11}، B_{11} و D_{11} مشترکاً

معنادار باشند ($A_{11}=B_{11}=D_{11}=0$). این ضرایب به صورت منفرد و مشترک معنادار می‌باشند. علاوه بر آن فرضیهٔ قطری بودن ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی می‌تواند آزموده شود. قطری بودن ماتریس واریانس-کوواریانس مستلزم عدم معناداری مشترک، مؤلفه‌های غیرقطری ماتریس های A، B و D می‌باشد. با توجه به جدول ۶ فرضیهٔ صفر این آزمون در سطح احتمال ۰/۰۱ درصد مبنی بر قطری بودن فرایند کوواریانس شرطی رد شده و فرضیهٔ مقابل پذیرفته می‌شود. معناداری ضرایب مؤلفه‌های غیرقطری ماتریس A بیانگر آن است که لحاظ کردن عناصر غیرقطری، پایداری[1] مدل را افزایش خواهد داد. معناداری عناصر غیرقطری ماتریس‌های B و D نیز نشان‌دهندهٔ اثرگذاری مربع پسماندهای هر یک از سری‌های Y_t و O_t بر واریانس شرطی یکدیگر است.

برای حصول اطمینان از این موضوع که آیا ماتریس کوواریانس شرطی دارای فرایندی متقارن می‌باشد یا خیر می‌توان فرضیهٔ متقارن بودن ماتریس کوواریانس شرطی را آزمود. چنانچه ماتریس کوواریانس شرطی از یک فرایند نامتقارن پیروی نماید، می‌بایست ضرایب ماتریس D مشترکاً معنادار باشند. با توجه به جداول ۵ و ۶ مؤلفه‌های ماتریس D به صورت مشترک و منفرد معنی‌دار بوده، از این رو فرضیهٔ صفر (متقارن بودن) رد و فرضیهٔ مقابل مبنی بر وجود الگوی نامتقارن در فرایند ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی پذیرفته می‌شود.

معناداری ضرایب a_{11} و d_{11} حکایت از آن دارد که رفتار متغیر رشد نشان‌دهندهٔ حالت واریانس نامتقارن درونی[2] است. بدین معنا که شوک‌های منفی رشد در مقایسه با شوک‌های مثبت به نسبت نااطمینانی را بیشتر افزایش می‌دهند. به شکل مشابه می‌توان اظهار داشت که معناداری ضریب a_{22} در ماتریس A و نیز معناداری ضریب d_{22} در ماتریس D بیانگر آن است که پسماندهای مثبت قیمت نفت، نااطمینانی این متغیر را بیش از پسماندهای منفی افزایش می‌دهند.

1. Persistence
2. Own Variance Asymmetry

جدول ۵. نتایج تخمین مدل نامتقارن BEKK

ساختار ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی
$H_t=C'C+\sum_{l=1}^{f} B_j' H_{t-1} B_j+\sum_{k=1}^{g} A_k' \varepsilon_{t-k}\varepsilon_{t-k}' A_k+D'\xi_{t-1}\xi_{t-1}' D$
$\varepsilon_{t-1}=\begin{bmatrix}\varepsilon_{Y,t-1}\\ \varepsilon_{O,t-1}\end{bmatrix}$; $\xi_{t-1}=\begin{bmatrix}\min\{\varepsilon_{Y,t-1},0\}\\ \min\{\varepsilon_{O,t-1},0\}\end{bmatrix}$
$C=\begin{bmatrix}۰/۰۱۶ & ۰/۰۵۳\\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰)\\ & ۰/۱۱۰\\ ۰ & (۰/۰۰۰)\end{bmatrix}$ $B=\begin{bmatrix}-۰/۰۵۷ & ۰/۰۹۲\\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰)\\ -۰/۰۴۴ & -۰/۰۰۴\\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰)\end{bmatrix}$ $A=\begin{bmatrix}۰/۶۲۸ & -۰/۳۰۷\\ (۰/۰۰۰) & (۰/۷۱۶)\\ -۰/۰۳۴ & ۰/۶۲۸\\ ۰/۰۰۳ & (۰/۰۰۰)\end{bmatrix}$ $D=\begin{bmatrix}۰/۵۷۶ & -۵/۶۶۶\\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰)\\ ۰/۰۳۸ & -۰/۴۸۵\\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰)\end{bmatrix}$

منبع: محاسبات تحقیق.

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می باشند.

جدول ۶. آزمون‌های فرضیه

نوع آزمون	فرضیهٔ صفر	سطح احتمال
Diagnal VARMA	$\Gamma_{12}^{i}=\Gamma_{21}^{i}=\theta_{12}^{j}=\theta_{21}^{j}=0$	(۰/۰۰۰)
عدم گارچ (No GARCH)	$a_{ij}=b_{ij}=d_{ij}=0$	(۰/۰۰۰)
عدم گارچ در میانگین (No GARCH-M)	$\Psi_{ij}=0, i,j=1,2$	(۰/۰۰۰)
عدم تقارن (No asymmetry)	$d_{i,j}=0, i, j=0$	(۰/۰۰۰)
گارچ قطری(Diagnal GARCH)	$a_{12}=a_{21}=b_{12}=b_{21}=d_{12}=d_{21}=0$	(۰/۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق.

۵-۱. بررسی اعتبار مدل

در این بخش به منظور ارزیابی اعتبار مدل از آزمون‌های عیب‌یابی ارائه شده از سوی انگل و ان جی[1] (۱۹۹۳) و همچنین انگل و کرانر (۱۹۹۸) استفاده می‌شود. این آزمون ها مبتنی بر مقایسه بین ماتریس حاصلضرب متقاطع[2] پسماندهای مدل تخمین زده‌شده با

1. Engle and Ng
2. Cross-Product Matrix

ماتریس کوواریانس تخمین زده‌شده، می‌باشد. یکی از نشانه‌های اینکه آیا مدل تخمین زده‌شده می‌تواند توصیف خوبی از داده‌ها را فراهم آورد یا خیر، بررسی نبود الگوهای سیستماتیک در فاصلهٔ عمودی بین عناصر $\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t}$ و $h_{ij,t}$ می‌باشد. این فاصله را پسماندهای تعمیم‌یافته $(U_{ij,t} = \varepsilon_{i,t}\ \varepsilon_{j,t} - h_{ij,t}\ ,\ i\ ,\ j = y,o)$ اندازه‌گیری می‌کند. پسماند تعمیم‌یافته فاصله بین نقطه‌ای روی نموادر پراکندگی $\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t}$ از نقطه‌ای متناظر روی منحنی سطح تأثیر اخبار[1] می‌باشد. چنانچه مدل به‌خوبی تصریح شده باشد آنگاه $E_{t-1}(U_{ij,t}) = 0$ است، که $U_{ij,t}$ می‌بایست با متغیرهای شناخته‌شده در زمان t-1 ناهمبسته باشد، به عبارت دیگر انتظارات غیرشرطی ماتریس کوواریانس $(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,})$ بایستی برابر با انتظار شرطی آن $(h_{ij,t})$ باشد. از این رو تعیین تصریح غلط مدل می‌تواند به‌وسیله بررسی همبستگی پسماندهای تعمیم‌یافته با متغیرهای شناخته‌شده در زمان t-1 آزموده شود. بررسی همبستگی موجود میان متغیرهای شناخته‌شده در زمان t-1 با پسماندهای تعمیم‌یافته این امکان را فراهم می‌آورد تا از تصریح صحیح مدل اطمینان حاصل شود. این متغیرها «شاخص‌های تصریح غلط[2]» نامیده می‌شوند. انتخاب مناسب شاخص‌های تصریح غلط از اهمیت بالایی برخوردار است، زیرا انتخاب نامناسب این شاخص‌ها، منجر به کاهش توانایی آزمون در شناسایی تصریح غلط خواهد شد. در حقیقت شاخص‌های تصریح غلط آزمون می‌کنند که آیا می‌توان مقادیر پسماندهای تعمیم‌یافته را به‌وسیله برخی از متغیرهای مشاهده‌شده در گذشته (که در مدل لحاظ نگردیده‌اند) را پیش‌بینی کرد یا خیر. برای این منظور پیرو انگل و کرانر (۱۹۹۸) و شیلدز و همکاران[3] (۲۰۰۵) دو مجموعه از عامل‌های تصریح غلط تعریف می‌شود. متغیرهای عامل مجموعه اول بر اساس علامت‌های احتمالی پسماندهای مدل $(\varepsilon_{y,t}\ ,\varepsilon_{o,t})$ به صورت رابطهٔ (۵) تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} M_1^Y &= I(\varepsilon_{y,t-1}<0) \\ M_1^O &= I(\varepsilon_{O,t-1}<0) \\ M_1^{\cdot\cdot} &= I(\varepsilon_{y,t-1}<0\ ,\ \varepsilon_{o,t-1}<0) \end{aligned} \qquad (۵)$$

1. News Impact Curve
2. Misspecifiction Indicators
3. Shields and et al(2005)

$$M_1^{-,+} = I(\varepsilon_{y,t-1} < 0 \, , \, \varepsilon_{o,t-1} > 0 \,)$$
$$M_1^{+,-} = I(\varepsilon_{y,t-1} > 0 \, , \, \varepsilon_{o,t-1} < 0)$$
$$M_1^{+,+} = I(\varepsilon_{y,t-1} > 0 \, , \, \varepsilon_{o,t-1} > 0)$$

چنانچه عبارت‌های داخل پرانتز صحیح باشد، $I(\cdot)$ مقدار یک را انتخاب خواهد کرد و در غیر این صورت مقدار آن برابر با صفر خواهد بود. معناداری هر یک از متغیرهای عامل بیانگر ناتوانی مدل در پیش‌بینی اثرات شوک‌ها به هر یک از متغیرهای Y_t و O_t است. از سوی دیگر با توجه به اینکه اثر احتمالی یک شوک می‌تواند تابعی از اندازه و علامت همان شوک و شوک‌های دیگر باشد، متغیرهای عامل، مجموعهٔ دوم به صورت رابطهٔ (۶) تعریف می‌شوند:

$$\begin{aligned} M_2^{Y,Y} &= \varepsilon_{Y,t-1}^2 \, I\left(\varepsilon_{Y,t-1} < 0\right) \\ M_2^{Y,O} &= \varepsilon_{Y,t-1}^2 \, I\left(\varepsilon_{O,t-1} < 0\right) \\ M_2^{O,Y} &= \varepsilon_{O,t-1}^2 \, I\left(\varepsilon_{Y,t-1} < 0\right) \\ M_2^{O,O} &= \varepsilon_{O,t-1}^2 \, I\left(\varepsilon_{O,t-1} < 0\right) \end{aligned} \qquad (۶)$$

همانند قبل $I(\cdot)$، برابر با یک خواهد شد در صورتی که استدلال ارائه‌شده صحیح باشد و در غیر این صورت برابر یا صفر خواهد شد. جدول ۷ آماره‌های آزمون پسماندهای مدل را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج، تمامی آماره‌های آزمون در سطح ۰/۰۵ بی‌معنی هستند؛ بر این اساس می‌توان اظهار داشت که مدل به‌خوبی تصریح گردیده‌است و مدل ارائه‌شده اثرات شوک‌های مثبت و منفی را برای پیش‌بینی نوسانات، در خود لحاظ می‌کند.

جدول ۷. آزمون‌های عیب‌یابی مبتنی بر سطح تأثیر اخبار

متغیر عامل	$U_{y,t}=\varepsilon_{y,t}^2-h_{y,t}$	$U_{yo,t}=\varepsilon_{y,t}\varepsilon_{o,t}-h_{yo,t}$	$U_{o,t}=\varepsilon_{o,t}^2-h_{o,t}$
M_1^Y	(۰/۳۲۳) −۰/۲۸۷	(۰/۲۸۵) ۰/۳۰۰	(۰/۵۲۷) ۰/۲۵۴
M_1^O	(۰/۶۹۳) ۰/۱۱۴	(۰/۹۸۹) −۰/۰۰۳	(۰/۸۱۰) −۰/۰۹۶
M_1^-	(۰/۹۶۲) ۰/۰۱۵	(۰/۵۹۶) ۰/۱۷۱	(۰/۸۸۵) −۰/۰۶۶
$M_1^{+,-}$	(۰/۶۸۳) ۰/۱۳۷	(۰/۵۸۶) −۰/۱۷۶	(۰/۸۹۳) −۰/۰۶۱
M_1^+	(۰/۲۶۱) −۰/۳۵۷	(۰/۵۰۸) ۰/۲۰۳	(۰/۴۰۸) ۰/۳۶۳
$M_1^{+,+}$	(۰/۴۳۶) ۰/۲۸۰	(۰/۴۶۴) −۰/۲۵۴	(۰/۵۲۴) −۰/۳۱۷
$M_2^{Y,Y}$	(۰/۴۷۷) ۰/۰۹۲	(۰/۱۰۹) ۰/۲۰۰	(۰/۹۵۴) −۰/۰۱۰
$M_2^{Y,O}$	(۰/۱۲۰) ۰/۲۱۵	(۰/۳۸۷) −۰/۱۱۶	(۰/۶۶۷) ۰/۰۸۲
$M_2^{O,Y}$	(۰/۸۷۴) ۰/۰۱۵	(۰/۱۰۷) ۰/۱۴۶	(۰/۸۵۷) ۰/۰۲۳
$M_2^{O,O}$	(۰/۱۸۸) −۰/۱۳۱	(۰/۴۱۸) ۰/۰۷۸	(۰/۳۷۱) −۰/۱۲۳

منبع: محاسبات تحقیق.

توضیح: تمامی آزمون‌ها دارای توزیع $\chi^2(1)$ می‌باشند. اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح معناداری می‌باشند.

٦. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش بررسی اثرات نااطمینانی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی ایران با رویکرد نامتقارن طی دورهٔ ۱۳۹۰:۴-۱۳۶۷:۱ و با استفاده مدل VARMA, GARCH-Mمی‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که شاخص نااطمینانی قیمت نفت طی دورهٔ مورد بررسی تأثیر منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته‌است، که با در نظر گرفتن وابستگی بالای اقتصاد کشور به نفت، نتیجه موجهی محسوب می‌گردد. به دلیل وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، وجود نوسانات شدید در قیمت این محصول و نااطمینانی حاصل از آن، سبب کاهش رشد تولید می‌گردد. این نتیجه با مطابق انتظار بوده و با مبانی نظری سازگار می‌باشد.

ساختار وابستهٔ اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و نوسانات توأم با نااطمینانی قیمت نفت، لزوم استفاده صحیح و بهینه از درآمدهای نفتی را بیش از پیش آشکار می‌نماید. نااطمینانی

قیمت نفت که به دلایل مختلفی به وجود می‌آید، امری اجتناب‌ناپذیر است، به همین دلیل کشورهای مختلف صادرکنندهٔ نفت بنا به اهداف مورد نظر خود اقدام به ایجاد صندوقی برای تعدیل نوسانات قیمت نفت و ثبات درآمدهای نفتی نموده‌اند. در این مسیر دولت می‌تواند با اعمال ساز و کارهای تثبیتی همچون صندوق توسعهٔ ملی ارتباط هزینه‌های خود را با نوسانات بازار نفت تعدیل نماید. استفادهٔ مؤثر از صندوق توسعهٔ ملی برای اجتناب از انتقال نوسانات قیمت نفت به سایر بخش‌های اقتصاد، می‌تواند نقش مؤثری در تثبیت شرایط اقتصادی کشور ایفا نموده، موجبات رشد اقتصادی بالاتری را فراهم آورد. این مهم مستلزم استقلال نسبی صندوق و ساختار حقوقی روشن و دقیق آن است تا با اعمال سیاست‌های ارزی، مالی و تجاری صحیح و هماهنگ موجبات ذخیره‌سازی مازاد درآمدهای نفتی، سرمایه‌گذاری‌های مولد و کاهش آسیب‌پذیری اقتصاد کشور را در مواجه با نوسانات قیمت نفت، فراهم آورد.

منابع و مآخذ

- ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۰)، اثر شوک‌های قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی حاصل از آنها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب، *فصلنامهٔ پژوهشنامهٔ بازرگانی*، شمارهٔ ۵۳، صص ۱۰۵-۸۳.
- ابراهیمی، محسن و علی سوری (۱۳۸۴)، زیان ناشی نااطمینانی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی و ضرورت حساب ذخیرهٔ ارزی، نامهٔ *مفید*، شمارهٔ ۴۸، صص ۵۴-۴۳.
- ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، غنیمی‌فرد، حجت اله و مریم کشاورزیان (۱۳۸۷)، اثرات نامتقارن قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای OECD، *فصلنامهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۴۳، شماره ۸۳، صص: ۱۶-۱.
- ابونوری، اسمعیل و امیر علیخانعلی پور (۱۳۸۹)، آیا نااطمینانی حاصل نوسانات قیمت نفت خام بر عرضهٔ آن مؤثر است؟ کاربردی از GARCH و ARDL، *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۱، صص: ۴۸-۲۱.
- اسماعیل‌نیا، علی‌اصغر و سعیده شفیعی (۱۳۸۸)، ارزیابی تفاوت‌های آثار افزایش اخیر قیمت نفت با شوک‌های دهه ۱۹۷۰، *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵۰، صص: ۷۶-۵۳.
- بهبودی، داود، متفکرآزاد، محمدعلی و علی رضازاده (۱۳۸۸)، اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران، *فصلنامهٔ مطالعات انرژی*، سال ششم، شماره ۲۰، صص:۳۳-۱.
- بیدآباد، بیژن و کامبیز پیکارجو (۱۳۸۶)، شبیه سازی و پیش بینی قیمت جهانی نفت، *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، شماره ۴(پیاپی ۲۷)، صص: ۱۱۷-۸۳.
- پدرام، مهدی، شیرین‌بخش، شمس‌الله و بهاره رضایی ابیانه (۱۳۹۱)، بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی، فصلنامهٔ تحقیقات و مدلسازی اقتصادی، شماره ۹، صص: ۱۶۶-۱۴۳.
- جان‌نثاری لادانی، مریم، رجبی، مصطفی و سید کمیل طیبی (۱۳۹۱)، تاثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی، *اولین همایش بین المللی اقتصاد سنجی، روش‌ها و کاربردها*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج، سنندج.

- شکری، نوشین (۱۳۹۰)، تکانهٔ قیمتی نفت، سیاست پولی و بازار سهام در ایران ۱۳۸۷-۱۳۷۸، *پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد علوم اقتصادی*، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان.
- طیبی، سیدکمیل، خوش اخلاق، رحمان و مریم فراهانی (۱۳۹۰)، برآورد نااطمینانی در قیمت نفت سنگین ایران و سبد اوپک: کاربرد معادلات دیفرانسیل تصادفی، *فصلنامهٔ مطالعات انرژی*، سال هشتم، شماره ۳۱، صص: ۲۳-۱.
- نیکی اسکویی، کامران (۱۳۸۴)، تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از رویکرد خود توضیح برداری ساختار (SVAR)، *پایان نامهٔ کارشناسی ارشد اقتصاد*، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران.
- Aliyu, Shehu Usman Rano. (2009). Impact of oil price shock and exchange rate volatility on economic growth in Nigeria: an empirical investigation. *Research Journal of International Studies*, 11: 4-15.
- Bredin, Don, Elder, John, Fountas, Stilianos, & Schools, UCD Business. (2010). The Effects of Uncertainty about Oil Prices in G-7. *Working Papers series*, No.200840, Geary Institute, University College Dublin.
- Dufour, Jean-Marie, & Pelletier, Denis. (2011). Practical Methods for Estimating VARMA Models with a Macroeconomic Application, *working paper*, NCSU working paper.
- Elder, John, & Serletis, Apostolos. (2010). Oil price uncertainty. Journal of Money, *Credit and Banking*, 42(6), 1137-1159.
- Eltony, M Nagy, & Al-Awadi, Mohammad. (2001). Oil price fluctuations and their impact on the macroeconomic variables of Kuwait: a case study using a VaR model. *International Journal of Energy Research*, 25(11), 939-959.
- Engle, Robert F, & Kroner, Kenneth F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric theory*, 11(01), 122-150.
- Engle, Robert F, & Ng, Victor K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- Glosten, Lawrence R, Jagannathan, Ravi, & Runkle, David E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
- Grier, Kevin B, Henry, Ólan T, Olekalns, Nilss, & Shields, Kalvinder. (2004). The asymmetric effects of uncertainty on inflation and output growth. *Journal of Applied Econometrics*, 19(5), 551-565.
- Jawad, Muhammad. (2012). Oil Price Volatility and its Impact on Economic Growth in Pakistan.
- *Journal of Finance and Economics*, 1(4), 62-68.

- Jin, Guo. (2008). The Impact of Oil Price Shock and Exchange Rate Volatility on Economic Growth: A comparative analysis for Russia, Japan, and China. *Research Journal of International Studies*, 8(11), 98-111.
- Kroner, KE, & Ng, Victor K. (1998). Modeling asymmetric comovements of asset returns. *Review of Financial Studies*, 11(4), 817-844.
- Mork, Knut Anton. (1989). Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's results. *The Journal of Political Economy*, 97(3), 740-744.
- Nelson, Daniel B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. Econometrica: *Journal of the Econometric Society*, 347-370.
- Rahman, Sajjadur, & Serletis, Apostolos. (2010). The asymmetric effects of oil price and monetary policy shocks: A nonlinear VaR approach. *Energy Economics*, 32(6), 1460-1466.
- Rahman, Sajjadur, & Serletis, Apostolos. (2012). Oil price uncertainty and the Canadian economy: Evidence from a VARMA, GARCH-in-Mean, asymmetric BEKK model. *Energy Economics*, 34(2), 603-610.
- Shields, Kalvinder, Olekalns, Nilss, Henry, Ólan T, & Brooks, Chris. (2005). Measuring the response of macroeconomic uncertainty to shocks. *Review of Economics and Statistics*, 87(2), 362-370.