تغییر در سازوکار انتقال تکانه‌های نفتی در بازار نفت‌خام: رهیافت الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری همراه با تغییر پارامترها[1]

ناصر خیابانی[2]، محمدامین نادریان[3]

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۱۹ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۱۹

چکیده

در این مقاله با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان به بررسی تغییر ساختار بازار نفت در بازه زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۵ پرداخته شده است. در این الگوی ساختاری مقدار عرض از مبدأ و شیب توابع عرضه و تقاضای نفت در طول زمان تغییر می‌کند و یکی از عوامل تغییر تقاضا علاوه بر رشد اقتصاد جهانی، ناشی از انتظارات عرضه و تقاضای آینده در قالب تقاضای سفته‌بازی است. در این چارچوب فرض بر این است که انتظارات جلونگر نسبت به تغییرات متغیرهای بنیادین عرضه و تقاضای نفت، در متغیر ذخیره‌سازی منعکس شده و از این طریق بر تعادل بازار نفت تأثیر می‌گذارد. بنابراین این امکان وجود دارد که علاوه بر تکانه‌های ساختاری عرضه و تقاضای جاری، تکانه تقاضای سفته‌بازی نفت نیز با استفاده از اضافه شدن متغیر ذخیره‌سازی به الگوی ساختاری بازار نفت شناسایی شود. تخمین الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری متغیر در زمان با استفاده از روش زنجیره‌های مارکوف مونت‌کارلو این امکان را ایجاد می‌کند تا علاوه بر بررسی تأثیر تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری بر متغیرهای درونزای الگو (تولید نفت‌خام، حجم فعالیت‌های اقتصادی حقیقی، قیمت حقیقی نفت‌خام و ذخیره‌سازی نفت) امکان ارزیابی واکنش این متغیرها به تکانه تقاضای سفته‌بازی نفت نیز میسر گردد. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که واکنش همزمان تولید نفت خام به هر سه تکانه ساختاری در طول زمان روندی کاهنده را طی نموده است. بخش قابل توجه این کاهش مربوط به دوره قبل از سال ۱۹۹۵ است که بازار دارای مازاد عرضه نفت بیشتری بود. پس از این دوره، مقدار واکنش همزمان تولید نفت‌خام به هر سه تکانه ساختاری شناسایی شده،

---

۱. مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری آقای محمد امین نادریان به راهنمایی آقای دکتر ناصر خیابانی در دانشگاه علامه‌طباطبائی است.

۲. دانشیار دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول) مکاتبات Email: naskhiabani@gmail.com

۳. دانشجوی دکترای دانشگاه علامه طباطبائی Email:ma.naderian@mop.ir

دامنه تغییرات محدودی را داشته و تقریباً ثابت بوده است. علاوه بر این، تکانه‌های عرضه جاری نفت، تقاضای سفته‌بازی و تقاضای جاری نفت به ترتیب در همه دوره‌ها تأثیر همزمان بیشتری را بر تولید نفت داشته‌اند. واکنش همزمان قیمت حقیقی نفت به تکانه‌های ساختاری بازار نفت دارای جهش‌هایی بوده که مربوط به دوره‌های بحران بازار نفت و افزایش درجه ریسک‌گریزی کارگزاران اقتصادی است. اهمیت تکانه عرضه جاری نفت تا قبل از سال ۲۰۰۰ بیشتر از تکانه‌های تقاضا بوده اما پس از آن تا ابتدای سال ۲۰۱۵ تکانه تقاضای جاری نفت تأثیر همزمان بیشتری را بر قیمت حقیقی نفت داشته است. پس از سال ۲۰۱۴، مقدار واکنش همزمان قیمت حقیقی نفت خام به تکانه عرضه جاری نفت بار دیگر بیشتر از تکانه تقاضای جاری نفت شده است. تأثیر همزمان تکانه سفته‌بازی نفت بر قیمت حقیقی نفت‌خام در دوره‌های بحران در بازار نفت همراه با افزایش درجه نااطمینانی از آینده بیشتر شده اما در مجموع مقدار این واکنش همزمان همواره کمتر از مقدار متناظر برای تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری نفت بوده است.

واژه‌های کلیدی: الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان، کشش قیمتی کوتاه‌مدت عرضه و تقاضا، تقاضای سفته‌بازی نفت خام، ذخیره‌سازی.

طبقه‌بندی JEL: E31، E32، Q43

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

ادبیات بازار نفت و سازوکارهای انتقال تکانه‌های نفتی در قریب به دو دهه گذشته پیشرفت قابل توجهی را شاهد بوده است. این روند باورهای سنتی نسبت به دلایل و پیامدهای تکانه‌های قیمت نفت را به چالش کشیده است. تا قبل از سال ۲۰۰۳ باور عمومی در بازار نفت این بود که تکانه‌های قیمت‌های نفت تحت تأثیر اختلالات تولید ناشی از رویدادهای سیاسی در خاورمیانه به عنوان عوامل برونزا است. مثال‌های این تحولات برونزای سیاسی جنگ اعراب و اسرائیل ۱۹۷۳، انقلاب ایران ۱۹۷۹، جنگ ایران و عراق در فاصله سال‌های ۸۸-۱۹۸۰، جنگ خلیج فارس ۱۹۹۰، بحران در ونزوئلا ۲۰۰۲، جنگ عراق در سال ۲۰۰۳ و ناآرامی‌های لیبی در سال ۲۰۱۱ بودند. با توجه به اینکه این رویدادها تحت تأثیر شرایط اقتصاد کلان اقتصادهای صنعتی واردکننده نفت صورت نمی‌گرفت، قیمت نفت برونزا درنظر گرفته می‌شد (همیلتون، ۲۰۰۳). اما مطالعات انجام شده توسط کیلیان[1] (۲۰۰۸) نشان داد که حداقل سه اشکال به این رویکرد وجود دارد. نخست آنکه با داده‌ها تطابق ندارد، دوم اینکه تحلیل‌های رگرسیونی نشان می‌داد که تکانه‌های عرضه برونزای مرتبط با رویدادهای سیاسی در خاورمیانه توان توضیح‌دهندگی خیلی محدودی را برای تغییرات قیمت حقیقی نفت دارند و سوم آنکه مطالعات انجام شده این موضوع را تأیید می‌کرد که همراه با جهانی شدن بازار نفت پس از سال ۱۹۷۳ یک رابطه معنادار بین قیمت نفت و شرایط اقتصاد کلان کشورهای صنعتی واردکننده نفت وجود دارد و بنابراین قیمت نفت خام یک متغیر برونزا نیست. در واقع همراه با تکامل الگوهای نظری و تجربی مورد استفاده اقتصاددانان، درک عوامل تعیین‌کنندهٔ تکانه‌های قیمت نفت و ارتباط بین بازار نفت و اقتصاد جهانی نیز بهبود یافت. نتایج این مطالعات جدید نشان می‌دهد که تغییر در قیمت‌های حقیقی نفت و عملکرد اقتصادی کشورهای واردکننده صنعتی نفت دارای یک رابطه دو طرفه است و از یکدیگر تأثیر می‌پذیرند. بنابراین شناسایی کانال‌های انتقال تکانه‌های قیمت نفت و به بیان دیگر شناسایی دلایل و پیامدها در رابطه بین قیمت نفت و

1. Lutz Killian

حجم فعالیت‌های اقتصادی کلان کشورهای واردکننده صنعتی نفت مستلزم به کارگیری الگوهای ساختاری برای اقتصاد جهان است که شامل بازار جهانی نفت نیز باشد. یکی از بهترین ابزارهای اقتصادسنجی برای پاسخ به این پرسش، الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری هستند که در دهه اخیر پیشرفت قابل‌توجهی را داشته است. نتایج بدست آمده از مدل‌سازی بازار نفت خام با ابزارهای نوین اقتصادسنجی مانند الگوهای خودرگرسیون برداری، نشان می‌دهد که نه تنها قیمت نفت یک متغیر درونزا بوده و دارای رابطه علیت دوطرفه با متغیرهای اقتصاد کلان و ادوار تجاری جهانی است، بلکه سازوکار انتقال[1] تکانه‌های ساختاری مختلف عرضه و تقاضا به متغیرهای کلیدی اقتصادی در کشورهای مختلف صادرکننده و واردکننده نفت متفاوت بوده و مدیریت این آثار منفی نیازمند سیاست‌های متفاوت پولی، مالی و تجاری و حتی ساختاری است. در حقیقت نتایج بدست آمده از واکنش متغیرهای تولید نفت، قیمت حقیقی نفت خام، حجم فعالیت‌های اقتصادی حقیقی[2] و سطح ذخیره‌سازی به تکانه‌های عرضه، تقاضای ناشی از رشد اقتصاد جهانی، تقاضای سفته‌بازی[3] و احتیاطی[4] نفت نشان می‌دهد که در ابعاد بازار جهانی نفت، سازوکارهای انتقال تکانه‌های نفتی تا حدود زیادی وابسته به منابع تغییر ناگهانی در قیمت نفت است. در ابعاد خردتر و ملی، سازوکار انتقال مستقیم و غیرمستقیم این تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم و اشتغال علاوه بر اینکه به واردکننده یا صادرکننده بودن نفت اقتصادها وابسته است، به درجه توسعه یافتگی و میزان یکپارچگی مالی این کشورها در بازارهای مالی جهانی[5] نیز وابستگی دارد.

شناسایی سازوکار انتقال تکانه‌های نفتی پس از بحران نفتی دهه ۱۹۷۰ میلادی همواره موضوع کلیدی برای سیاست‌گذاران و پژوهشگران بوده است. تا قبل از دهه اول قرن بیست و یکم باور عمومی در بازار نفت این بود که قیمت‌های نفت تحت تأثیر اختلالات

1. Transmission Mechanism
2. Real Economic Activity
3.Speculative Oil Demand Shock
4. Precautionary Oil Demand Shock
5. International Financial Integration

تولید ناشی از رویدادهای سیاسی خاورمیانه، عواملی برونزا هستند. با توجه به اینکه این رویدادها تحت تأثیر شرایط اقتصاد کلان کشورهای واردکننده صنعتی نبودند، این تغییرات قیمت نفت برونزا درنظر گرفته می‌شد. بنابراین تصور عمومی این بود که قیمت نفت اغلب تحت تأثیر تکانه‌های عرضه نفت برونزاست که باعث افزایش هزینه‌های وارداتی در اقتصادهای پیشرفته شده و با انتقال منحنی عرضه کل به سمت بالا موجبات شکل‌گیری تورم رکودی را فراهم می‌کنند. این تفسیر از سازوکارهای انتقال تکانه‌های نفتی به دنبال افزایش قیمت‌های نفت در سال‌های ۸-۲۰۰۳ مورد انتقاد قرار گرفت. اقتصاددانان متعددی به پیشتازی کیلیان[1] و باومیستر[2] با استفاده از ابزارهای اقتصادسنجی پیشرفته‌تر نشان دادند که فرضیه برونزایی قیمت نفت دارای پشتیبانی آماری و تجربی نیست. یافته‌های حاصل از تخمین الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری نشان می‌داد که یک رابطه دوطرفه بین وضعیت اقتصاد کلان کشورهای صنعتی واردکننده و قیمت‌های حقیقی نفت وجود دارد.

با وجود اینکه کیلیان و مورفی[3] و تا حدودی باومیستر و پیرسمن[4] در سری مقالات مورد بررسی خود تأکید دارند که تکانه‌های تقاضای نفت حاصل از چرخه‌های تجاری جهانی[5] مهمترین محرک نوسانات قیمت حقیقی نفت به ویژه در دوره ۸-۲۰۰۳ بوده و تقاضای سفته‌بازی نفت‌خام با تعبیر کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، تأثیر معناداری را بر تحولات قیمت نفت نداشته، اما این موضوعات از سوی دیگر پژوهشگران این حوزه به چالش کشیده شده است. محققینی همچون لمباردی و فن‌روبیس[6] (۲۰۱۱)، جوونال و پترلا[7] (۲۰۱۴) و بیداس اشتروم و پسکاتوری[8] (۲۰۱۴) تلاش کردند تا با تجزیه مفهوم تقاضای سفته‌بازی کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) و ارائه فروض شناسایی کامل‌تر، اهمیت فعالیت‌های

1. Killian
2. Baumeister
3. Killian and Murphy
4. Baumeister and Peersman.
5. Global Business Cycles
6. Lombardi and Van Robays
7. Juvenal and Petrella
8. Beidas-Strom and Pescatori

سفته‌بازانه را برای تعیین قیمت در بازار نفت بیشتر توضیح دهند. اکونومو و اگنولوچی[1] (۲۰۱۷) نیز با تفکیک تکانه عرضه جاری به دو تکانه جداگانه عرضه درون‌زا و برون‌زا تلاش می‌کنند تا نقش بخش عرضه در تغییرات قیمت حقیقی را بیش از پیش پررنگ نمایند. مطالعات کالدارا، کاوالو و یاکوویلو[2] (۲۰۱۷) و باومیستر و همیلتون[3] (۲۰۱۷) با روش‌های شناسایی پیشرفته‌تر و جامع‌تر نیز نشان‌دهنده پراهمیت‌تر شدن تکانه‌های بخش عرضه در تعیین قیمت نفت در بازار جهانی به ویژه در دهه اخیر است.

یکی از نتایج مهمی که در این دوره زمانی حاصل گردید این بود که سازوکار انتقال تکانه‌های ساختاری بازار نفت به منابع محرک آنها بستگی دارد. مطالعات بیشتر در این زمینه در ابعاد ملی و خردتر با استفاده از الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری پیشرفته‌تر نشان می‌داد که سازوکارهای انتقال مستقیم و غیرمستقیم تکانه‌های ساختاری بر متغیرهایی مانند تولید ملی، تورم و بیکاری علاوه بر اینکه به واردکننده یا صادرکننده بودن نفت در اقتصادهای هدف مطالعه وابسته است، به درجهٔ توسعه‌یافتگی و میزان یکپارچگی مالی این کشورها در بازارهای مالی جهانی وابسته است.

در الگوهای اولیه، این فرض ضمنی وجود داشت که بازار نفت طی زمان تغییر ساختاری نداشته و پارامترهای ثابتی برای کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا و اندازه واریانس تکانه‌های ساختاری وجود دارد. اما تغییر در شیوه قیمت‌گذاری نفت[4]، کاهش قابل ملاحظه شدت انرژی[5]، تغییر در سیاست‌های پولی[6]، تحولات جدید بازارهای مالی

1. Economuou and Agnolucci
2. Caldara, D., Cavallo, M., and Iacoviello, M.
3. Baumeister and Hamilton

۴. قیمت گذاری نفت در دهه های گذشته از قیمت های اعلامی به قیمت گذاری مبتنی بر بازار و فرمولی (Formula Based Oil Pricing) تغییر کرده است.

۵. کاهش سهم نفت در اقتصادهای صنعتی به دلیل افزایش کارایی مصرف نفت و جایگزینی آن با انرژی‌های دیگر باعث شده تا ارتباط میان تورم و رشد اقتصادی با قیمت نفت در طی زمان کمتر شود.

۶. تعهد پایدارتر بانک های مرکزی به حفظ تورم در سطوح پایین و کنترل انتظارات تورمی با استفاده از رویکرد سیاست پولی هدف گذاری تورمی باعث شده تا تأثیر منفی افزایش قیمت نفت بر تورم و تولید به طور همزمان کاهش یابد.

نفت[۱]، ظهور نفت‌خام شیل[۲] و همچنین کاهش ظرفیت‌های مازاد تولید در جهان در دوره‌های مختلف باعث شد تا این فرضیه در میان اقتصاددانان مطرح شد که آیا سازوکارهای انتقال تکانه‌های نفتی علاوه بر تفاوت از منظر منبع (نوع تکانه‌های ساختاری) و مکان (اقتصادهای واردکننده و صادرکننده نفت) از منظر زمانی نیز دچار تغییر شده‌اند؟ به بیان فنی‌تر، آیا بازار نفت خام با تغییر ساختار روبه‌رو شده و بنابراین پارامترهایی مانند کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا (شیب تابع عرضه و تقاضا) و اندازه واریانس تکانه‌های ساختاری (عرض از مبدأ تابع عرضه و تقاضا) طی زمان دستخوش تغییر شده است؟

در این مقاله مسأله تغییر سازوکار انتقال تکانه‌های نفتی در بازار نفت خام با رویکردی جدید و با در نظر گرفتن انتظارات جلونگر بازیگران فعال در بازار نفت بررسی شده است. در ابتدا برای تغییر ساختار بازار نفت از روش خودرگرسیون برداری ساختاری همراه با پارامترهای متغیر در زمان استفاده شد. اما در ادامه برای درنظر گرفتن کانال انتظارات، از روش ارائه شده توسط کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) برای شناسایی تکانه‌های ساختاری استفاده کردیم. در این چارچوب همان‌طور که اشاره شد متغیر ذخیره‌سازی نفت‌خام نیز به مجموعه متغیرهای درونزا اضافه می‌گردد و لذا در کنار تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری، تکانه تقاضای سفته‌بازی نیز با فروض شناسایی تعیین علامت معرفی شده توسط کیلیان و

۱. رشد قابل‌توجه حجم فعالیت‌های تجاری و رشد بی‌سابقه قراردادهای فعال در بازارهای مالی نفت پس از سال ۲۰۰۳ که عمدتاً ناشی از مشارکت بیشتر صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازنشستگی، شرکت‌های بیمه، بانک‌های تجاری و سرمایه‌گذاری و همچنین سرمایه‌گذاران خرد در بازار مالی بوده، یکی از مهمترین تغییرات ساختاری بازار نفت پس از سال ۲۰۰۰ محسوب می‌شود. توسعه ابزارهای مالی جدید این امکان را به معامله‌گران غیرتجاری می‌دهد تا از طریق موافقت‌نامه‌های سوآپ خارج از بورس یا قراردادهای ای‌تی‌اف (Exchange traded funds) اقدام به سرمایه‌گذاری با اهداف سودآوری در بازار مالی کالاهای خام نمایند. در ساختار جدید، نفت دیگر به عنوان یک کالای صنعتی محسوب نمی‌شود بلکه کارکرد یک دارایی مالی را نیز دارد.

۲. شیوه بهره برداری نفت شیل با نفت خام متعارف متفاوت بوده و چرخه سرمایه‌گذاری و توسعه این نوع از میادین نفتی بسیار کوتاه‌تر از میادین نفت خام متعارف است.

مورفی (۲۰۱۴) استخراج می‌گردد و نحوه تأثیرگذاری آن بر متغیرهای کلیدی بررسی می‌شود.

برای بررسی تغییرات مکانیزم‌های انتقال تکانه‌های نفتی در بازار نفت که دربرگیرنده رفتارهای غیرخطی متغیرهای بازار نفت است، یکی از رایج‌ترین ابزارهای اقتصادسنجی الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری همراه با پارامترهای متغیر است. در یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری همراه با پارامترهای متغیر اجازه داده می‌شود تا ضرایب و اندازه واریانس تکانه‌های ساختاری از یک فرآیند تصادفی تبعیت کند و لذا در طول زمان تغییر نمایند. معمولاً در اغلب کاربردها فرض می‌شود که ضرایب به ویژه پارامترهای عرض از مبدأ، ضرایب متغیرهای باوقفه و واریانس و کوواریانس جمله‌های خطا از یک الگوی گام تصادفی[1] پیروی می‌کنند. تخمین الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری همراه با پارامترهای متغیر در چارچوب رویکرد کلاسیک حداکثرسازی مقدار تابع راستنمایی با توجه به تعداد بسیار زیاد پارامترها امری پیچیده و به لحاظ محاسباتی ناکاراست. راه‌حل جایگزین به کارگیری رویکرد بیزین با استفاده از روش زنجیره‌های مارکوف مونت‌کارلو است. هدف از این روش ارزیابی توزیع پسین پارامترها با توجه به توزیع‌های پیشینی است که محقق در خصوص پارامترها به الگو اضافه می‌کند. با توجه به داده‌های موجود، یک زنجیره مارکوف به صورت تکراری از توزیع‌های شرطی نمونه‌گیری می‌کند تا به توزیع احتمال نهایی پسین همگرا شود.

در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر منبع تغییرات متغیرهای درونزا علاوه بر تکانه‌های ساختاری، امکان دارد از محل تکانه‌های پارامترهای ساختاری باشد. بنابراین اگر بخواهیم از روش مورد استفاده در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای ثابت برای محاسبه توابع عکس‌العمل آنی استفاده کنیم، مقدار تغییر در پارامترها در افق موردنظر ثابت بوده و تنها یک تابع عکس‌العمل آنی وجود خواهد داشت. برای حل این مسئله در چارچوب الگوهای خودرگرسیون برداری با

1. Random Walk.

پارامترهای متغیر در زمان، از توابع توابع عکس‌العمل آنی عمومی برای محاسبه واکنش متغیرهای درونزا به تکانه‌های ساختاری استفاده می‌شود. توابع عکس‌العمل آنی عمومی برای هر چهار متغیر تولید نفت خام، تولید صنعتی جهانی، قیمت حقیقی نفت خام و سطح ذخیره‌سازی‌های نفت خام در پاسخ به تکانه‌های ساختاری عرضه جاری نفت، تقاضای جاری نفت و تقاضای سفته‌بازی نفت در این مقاله محاسبه و نشان داده شده است. نتایج تجربی به دست آمده نشان می‌دهد که واکنش همزمان تولید نفت خام به تکانه‌های ساختاری عرضه جاری، تقاضای جاری و تقاضای سفته‌بازی نفت در طول زمان روندی کاهشی را دنبال کرده است. البته این کاهش عمدتاً در اوایل دهه ۹۰ صورت گرفته و پس از آن تقریباً مقدار واکنش مقداری به تکانه‌های سه‌گانه اشاره شده تغییری نداشته است. مقایسه واکنش‌های همزمان قیمتی و مقداری به تکانه‌های ساختاری الگو نیز نشان می‌دهد که واکنش مقداری به تکانه عرضه نفت جاری بیشتر از تکانه‌های تقاضا است. جالب آنکه واکنش مقداری به تکانه تقاضای سفته‌بازی معمولاً بیشتر از تکانه تقاضای جاری است. برخلاف تولید، واکنش قیمت حقیقی نفت خام به تکانه تقاضای جاری بیشتر از تکانه تقاضای سفته‌بازی بوده است.

در بخش دوم این مقاله ادبیات پژوهش ارائه گردیده و سپس الگوی تجربی و روش تخمین آن به طور کامل در بخش سوم و چهارم تشریح شده است. در بخش پنجم روش شناسایی تکانه‌های ساختاری ارائه شده و در بخش ششم توابع عکس‌العمل آنی عمومی و نحوه محاسبه آن ارائه شده است. در ادامه در بخش هفتم متغیرهای درونزای الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری آورده شده است. بخش هشتم مربوط به ارائه نتایج تخمین و تحلیل آنها بوده و در پایان نتیجه‌گیری‌ها ارائه شده است.

۲. ادبیات پژوهش

در واکنش به موضوع تغییر زمانی تأثیر تکانه‌های ساختاری بر قیمت حقیقی نفت خام و تولید نفت، برخی از محققین به بررسی این موضوع در چارچوب تغییر سازوکار انتقال تکانه‌های نفتی در طول زمان پرداختند. یکی از نخستین مطالعات انجام شده در این

خصوص مطالعه بلانچارد و گالی (۲۰۰۷)[1] است. این محققین با اشاره به اینکه در دهۀ ۱۹۹۰ اقتصاد جهانی با دو تکانه نفتی با اندازه و ماندگاری قابل مقایسه با تکانه‌های نفتی دهه ۱۹۷۰ مواجه شده که منجر به رشد تولید ناخالص داخلی و تورم ثابتی در اقتصادهای صنعتی شده است، به دلایل این تفاوت در چارچوب تغییر ساختار رابطه تکانه‌های نفتی با اقتصاد کلان اقتصادهای پیشرفته می‌پردازد. آنها برای این پرسش چهار فرضیه فقدان تکانه منفی همزمان، سهم کمتر نفت در تولید، انعطاف‌پذیری بیشتر بازار کار و بهبود سیاست‌های پولی را آزمون می‌نمایند. گالی و بلانچارد (۲۰۰۷) با اشاره به همین شواهد تجربی به آزمون فرضیه‌های اشاره شده در بالا می‌پردازد و نشان می‌دهد که کلیه فرضیه‌ها در خصوص کشورهای صنعتی رد نمی‌شوند.

باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) مسأله تغییر ساختار بازار نفت را از یک زاویه جامع‌تر بررسی کرده‌اند. آنها با طرح این شاهد تجربی که نوسانات قیمت حقیقی نفت خام در دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۴ افزایش یافته اما نوسانات تولید نفت به طور همزمان کاهش معناداری را تجربه کرده است، فرضیۀ تغییر زمانی کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضای نفت و اندازه واریانس تکانه‌های ساختاری را برای توضیح این موضوع ارائه می‌کنند. باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) برای آزمون این فروض از یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان استفاده کردند. در چارچوب این الگو سه تکانه ساختاری عرضه نفت، تقاضای نفت ناشی از رشد فعالیت‌های اقتصادی جهانی و تقاضای مختص بازار نفت[2] از روش تعیین علامت کوتاه‌مدت شناسایی شده است. نتایج بدست آمده از این مقاله نشان می‌دهد که کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا در نیمه دوم دهه ۱۹۸۰ به شدت کاهش یافته است. با توجه به این نتایج، کاهش کشش‌پذیری عرضه و تقاضای نفت در طول زمان مهمترین دلیل توضیح‌دهنده حرکت متضاد نوسانات قیمت و تولید نفت بوده است. البته، تغییر در نوسانات متغیرهای کلیدی بازار نفت تنها تحت تأثیر کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت

1. Blanchard and Gali
2. Oil Specific Demand Shock

عرضه و تقاضا نبوده بلکه مقدار اختلالات ساختاری تأثیرگذار بر بازار نفت نیز در طی زمان تغییر کرده است. باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که واریانس هر سه تکانه ساختاری شناسایی شده در این الگو در طول زمان کاهش پیدا کرده است.

لوتکپول و نتسوناجف (۲۰۱۴)[1] از زاویه دیگری به موضوع تغییر ساختار در بازار نفت نگاه کردند. آنها مسأله عدم امکان آزمون صحت محدودیت‌های علامت ارائه شده در مرحله شناسایی تکانه های ساختاری با استفاده از داده‌ها را مطرح می‌کنند. این محققین در واکنش به این مشکل پیشنهاد می‌کنند که از تغییر در واریانس تکانه‌ها برای آزمون صحت فروض شناسایی محدودیت علامت استفاده شود. به این مفهوم که ضرایب تخمین زده شده در الگوی خودرگرسیون برداری ثابت هستند اما اندازه واریانس تکانه‌های ساختاری به صورت درونزا و با استفاده از یک مکانیسم تغییر رژیم مارکوفی[2] مدلسازی شده و در طول زمان تغییر می‌کند. حال اگر واریانس به اندازه کافی نوسان داشته باشد، می‌توان تکانه‌های ساختاری یکتا را که با داده‌ها تناسب دارد به راحتی شناسایی کرد. لوتکپول و نتسوناجف (۲۰۱۴) برای آزمون روش خود از الگوی کیلیان و مورفی (۲۰۱۲) استفاده کرده‌اند که همان‌طور که در بالا اشاره شد معتقدند روش شناسایی محدودیت علامت به تنهایی برای شناسایی تکانه‌های ساختاری بازار نفت کفایت نمی‌کند. آنها علاوه بر این از اطلاعات به دست آمده در مقاله باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) در خصوص تغییر اندازه واریانس تکانه‌های ساختاری نیز برای نشان دادن اینکه آیا الگوی کیلیان و مورفی (۲۰۱۲) با روش تعیین علامت برای شناسایی تکانه‌های ساختاری این الگو کافی است، استفاده می‌کنند. نتایج بدست آمده از تخمین الگو نشان می‌دهد که روش شناسایی علامت برای شناسایی تکانه‌های سه گانه در مقاله کیلیان و مورفی (۲۰۱۲) کافی نیست و باید محدودیت‌های بیشتری در این چارچوب به الگو اضافه شود.

1. Lutkepohl and Netsunajev
2. Markov Regime Switching

علاوه بر روش استفاده شده توسط باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳)، برای بررسی تغییر ساختار در بازار نفت، باتا، عزالدین و آزبورن (۲۰۱۶)[1] نیز با اشاره به شواهدی از تغییر ساختار در بازار نفت به بررسی موضوعی مشابه با استفاده از روش آزمون شکست ساختاری بازگشتی[2] ضرایب متغیرها و واریانس جمله خطا در معادلات ساختاری الگوی خودرگرسیون مشابه کیلیان (۲۰۰۹) پرداخته‌اند. آنها معتقدند که استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری همراه با پارامترهای متغیر در شرایط زیاد بودن تعداد پارامترهای تخمینی منجر به افزایش نوسانات این پارامترها می‌شود و لذا روش مورد استفاده آنها در مقایسه با روش باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) از مزیت برخوردار است. نتایج بدست آمده از به‌کارگیری الگوریتم بازگشتی جهت آزمون شکست ساختاری نقطه به نقطه در ضرایب و واریانس‌های تکانه‌های ساختاری نشان می‌دهد که ضرایب معادلات تولید نفت و قیمت حقیقی نفت خام همراه با واریانس تکانه‌های کلیه معادلات الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری دچار شکست ساختاری شده است. به طور ویژه واکنش میان‌مدت تولید به تکانه تقاضای نفت پس از دهه ۱۹۸۱ مثبت و معنادار بوده است و واکنش قیمت نفت به تکانه عرضه از میانه دهه ۱۹۹۰ به بعد بسیار ماندگارتر شده و به طور همزمان واکنش نسبت به تکانه تقاضای مختص بازار نفت موقتی‌تر شده است. علاوه بر این در کلیه متغیرهای الگوی کیلیان (۲۰۰۹) اهمیت نسبی تکانه‌های ساختاری در تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی به طور معناداری تغییر کرده است. به عنوان مثال، سهم تکانه عرضه در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی قیمت حقیقی نفت پس از سال ۱۹۹۵ به شدت کاهش یافته است. باتا، عزالدین و آزبورن (۲۰۱۶) به این نتیجه می‌رسند که شکست ساختاری در واریانس تکانه تقاضای کل بیشتر به دلیل دوران مدرنیزاسیون بزرگ[3] و بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸ است. بر این اساس مقدار واریانس تکانه عرضه نفت در سال

1. Batta, Izzeldin, Osborn
2. Iterative Structural Breaks in Coefficients
۳ .منظور از مدرنیزاسیون بزرگ (Great Moderation) دوره پس از فروپاشی شوروی سابق در دهه ۱۹۹۰ است که رویکرد اقتصاد بازار در کشورهای بیشتری مورد استفاده قرار گرفت.

۲۰۰۴ به اوج خود رسیده و پس از آن تقریباً کم‌نوسان بوده که باعث شده تا تکانه‌های عرضه نفت پیش‌بینی‌پذیرتر باشد.

همان‌طور که باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) در بخش نتیجه‌گیری مقاله خود اشاره می‌کنند، در چارچوب الگوی مورد استفاده آنها فرض بر این است که قیمت نفت خام از تعادل جزئی بازار نقدی نفت بدست می‌آید. در این حالت مقدار تولید و مصرف جاری نفت در هر دوره با هم برابر و ذخیره‌سازی حتی در کوتاه‌مدت تأثیری را بر قیمت‌های نفت‌خام ندارد. در این چارچوب معمولاً سه تکانه ساختاری تکانه عرضه جاری نفت، تکانه تقاضای نفت ناشی از فعالیت‌های اقتصادی حقیقی و تکانه تقاضای مختص بازار نفت برای بازار نفت قابل شناسایی است. اما در رویکرد جامع‌تر قیمت‌گذاری نفت خام که توسط پندایک (۲۰۰۱)[1] توسعه یافته، میزان نوسانات قیمت نفت به عنوان یک کالای خام قابل ذخیره از ارتباط بین بازارهای نقدی و بازار ذخیره‌سازی حاصل می‌شود. در این تفسیر، تغییر در انتظارات فعالان جلونگر[2] بازار در تغییر قیمت حقیقی نفت و ذخیره‌سازی انعکاس پیدا می‌کند. در بعد نظری، مقدار قیمت و تولید در بازار نفت خام در هر دوره از تقابل بازارهای نقدی و ذخیره‌سازی نفت حاصل می‌شود و بنابراین مقدار تولید و مصرف نفت در هر دوره با هم برابر نیست. کشش نسبتاً پایین عرضه و تقاضای نفت خام باعث می‌شود که معامله‌گران بازار نفت برای پوشش ریسک نوسانات ناگهانی قیمت نفت که ناشی از انتظارات کمبود عرضه نفت در آینده است نوعی تقاضای احتیاطی برای نفت داشته باشند. علاوه بر این، توسعه ابزارهای مالی جدید در بازارهای بورس کالاهای خام، این امکان را در اختیار سفته‌بازان قرار داده تا در شرایط پایین بودن بازدهی دارایی‌های رقیب از طریق ذخیره‌سازی احتکارانه نفت خام و خرید قراردادهای آتی‌ها و اختیارات نوعی تقاضای سفته‌بازانه برای نفت خام به عنوان یک دارایی داشته باشند. بنابراین، اضافه کردن متغیر ذخیره‌سازی به الگوی ساختاری بازار نفت که در آن معامله‌گران دارای انتظارات جلونگر

1. Pindyck
2. Foreward-Looking

بوده و تصمیمات جاری خود را با توجه به انتظارات عرضه و تقاضا اتخاذ می‌کنند، به تصریح بهتر ساختار بازار نفت‌خام کمک می‌کند. در حقیقت، اضافه کردن متغیر ذخیره‌سازی که انعکاس انتظارات جلونگر معامله‌گران بازار است می‌تواند تصریح جامع‌تری را از ساختار بازار نفت بدست دهد. البته در این الگوی جدید امکان شناسایی تکانه تقاضای سفته‌بازی نیز وجود دارد.

۳. الگوی تجربی

طبق نظریه پندیک (۲۰۰۱) قیمت‌ها و مقدار عرضه و تقاضای تعادلی در بازار نفت نه تنها از طریق عرضه و تقاضای جاری در بازار نقدی بلکه از طریق میزان ذخیره‌سازی تعادلی نیز متأثر می‌شوند. بنابراین برای درک ساختار بازار نفت خام، باید تعادل همزمان بازار نقدی و ذخیره‌سازی در نظر گرفته شود. با توجه به اهمیت این مطلب، کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری را ارائه نموده‌اند که در آن تعادل بازار ذخیره‌سازی نیز علاوه بر بازار نقدی در نظر قرار گرفته است. در این الگو تغییر در انتظارات در خصوص عرضه و تقاضا می‌تواند منجر به افزایش قیمت‌های انتظاری فعالان بازار گردد، این افزایش تقاضا از یک سو باعث می‌شود تا مصرف‌کنندگان نفت خام برای پوشش ریسک افزایش قیمت اقدام به تقاضای احتیاطی برای نفت خام نموده و برای پوشش ریسک افزایش قیمت‌ها اقدام به تقاضای ذخیره‌سازی نفت‌خام نمایند. علاوه بر این، تکانه‌های وارده به عرضه انبار که می‌تواند منجر به افزایش بازدهی نگهداری و احتکار[1] نفت خام شود، بنگاه‌های انباردار نفت خام را ترغیب می‌کند تا از این فرصت برای آربیتراژ و سود بهره برده و تقاضای سفته‌بازانه برای نفت خام به صورت افزایش تقاضای انبار داشته باشند. کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) برای لحاظ کردن این کانال انتظاری در چارچوب الگوی ساختاری بازار نفت‌خام، الگوی چهار متغیره خودرگرسیون برداری ساختاری را به صورت زیر ارائه نموده‌اند. شایان ذکر است که در این الگو، ذخیره‌سازی

1. Inventory Hoarding

نفت خام در برگیرنده کل تقاضای احتیاطی و سفته‌بازانه می‌باشد. به این مفهوم که هر گونه تقاضای برای نفت که به انگیزه‌ای غیر از مصرف دوره جاری باشد، تقاضای سفته‌بازانه محسوب گردیده که با متغیر سطح ذخیره‌سازی نفت توضیح داده شده است. این مدل به قرار زیر است:

$$Y_t = c + \sum_{j=1}^{p} B_j \, Y_{t-j} + \nu_t \qquad VAR(\nu_t) = R \tag{۱}$$

$$\beta = \{c, B_1, \dots, B_P\} \tag{۲}$$

در الگوی ساختاری خودرگرسیون برداری (۱)، Y_t یک بردار چهار بعدی از متغیرهای قابل مشاهده با متغیرهای تفاضل لگاریتمی تولید نفت خام جهانی ($\Delta prod_t$)، شاخص فعالیت اقتصادی حقیقی کیلیان (rea_t)، لگاریتم قیمت حقیقی نفت خام و تفاضل سطح ذخیره‌سازی‌های نفت خام در جهان[۱] است. در ادبیات الگوهای خودرگرسیون برداری فرض می‌شود که مجموعه اطلاعاتی مورد نیاز برای شناسایی تکانه‌ها در مقادیر باوقفه آنها خلاصه می‌شود که در اینجا فرض شده که این وقفه برابر با P است. متغیر u_t جمله خطا با میانگین صفر و ماتریس واریانس-کواریانس R است که در طی زمان تغییر نمی‌کند. باید توجه داشت که در ساختار فوق پارامترهای الگو و اندازه تکانه‌های ساختاری ثابت بوده و لذا تغییر ساختاری در این چارچوب موضوعیت ندارد.

علاوه بر اضافه شدن کانال ذخیره‌سازی، در این پژوهش تغییرات زمانی ساختار بازار نفت طی دهه‌های گذشته از نظر تغییر در پارامترها و اندازه تکانه‌ها نیز به تبعیت از باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) و لوتکپول و همکاران (۲۰۱۴) مدنظر قرار گرفته است. به همین منظور

۱. در الگوی کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) از تفاضل ذخیره‌سازی نفت به جای تفاضل لگاریتمی استفاده شده است زیرا تفاضل لگاریتمی این متغیر کوواریانس مانا نیست.

در این پژوهش یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان برای بازار نفت خام به فرم زیر طراحی می‌گردد:

$$\mathrm{Y_t} = c_t + \sum_{j=1}^{4} B_{j,t}\,\mathrm{Y_{t-j}} + \nu_\mathrm{t} \qquad \nu_\mathrm{t} \sim N(0, \mathrm{R}_t) \tag{۳}$$

$$\beta_t = \{c_t, B_{1,t}, \dots, B_{4,t}\} \tag{۴}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + e_t \qquad e_t \sim N(0, Q) \tag{۵}$$

در اینجا $\mathrm{Y_t}$ بردار متغیرهای درون‌زای الگو است که عبارتند از: تفاضل لگاریتمی تولید نفت خام جهانی ($\Delta prod_t$)، تفاضل لگاریتمی شاخص تولید صنعتی جهانی ($\Delta wind_t$)، تفاضل لگاریتم قیمت حقیقی نفت خام و تفاضل سطح ذخیره‌سازی‌های نفت خام در جهان (Δinv_t) می‌باشد. تعداد وقفه‌های بهینه این الگو به تبعیت از مطالعه باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) در اینجا ۴ درنظر گرفته شده است. در هر دوره t مقدار ضرایب $B_{\mathrm{j,t}}$ یک ماتریس ضرایب ۴×۴ و ماتریس عرض از مبدأ c_t ماتریس ۴×۱ در طول زمان تغییر می‌کند. بنابراین تعداد کل پارامترهای تخمینی در هر دوره تنها از محل تغییر ضرایب برابر با ۶۸ پارامتر است که در هر دوره تغییر می‌کند. این ماتریس ضرایب را می‌توان به صورت یک بردار $\beta_t = [c_t, B_{1,t}, \dots, B_{4,t}]'$ نوشت. در اینجا فرض می‌شود که ضرایب β_t از یک الگوی گام تصادفی به فرم (۵) تبعیت می‌کنند که دارای بردار جمله خطای e_t و ماتریس واریانس-کواریانس ثابت Q است. همان‌طور که مشخص است، الگوی خودرگرسیون برداری فرم خلاصه شده است و بنابراین ν_t که یک ماتریس ۴×۱ است ماتریس تکانه‌های فرم خلاصه شده با ماتریس واریانس-کواریانس متغیر در زمان R_t است که دارای ابعاد ۴×۴ است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mathrm{var}\,(\nu_t) = \mathrm{R}_t = \mathrm{A}_t^{-1}\mathrm{H}_t\mathrm{H}_t(\mathrm{A}_t^{-1})' \qquad (۶)$$

ماتریس A_t در رابطه (۱۷) ارتباط همزمان بین متغیرهای درونزا را در الگوی ساختاری خودرگرسیون برداری نشان می‌دهد و به ماتریس اثر موسوم است. در روش پریمیسری (۲۰۰۵)[1] فرض می‌شود که این ماتریس به صورت پایین مثلثی است به این مفهوم که متغیر تولید نفت خام و فعالیت‌های اقتصادی حقیقی فصلی با وقفه به تغییر قیمت حقیقی و سطح ذخیره‌سازی فصلی واکنش نشان می‌دهند اما سطح ذخیره‌سازی‌های فصلی به طور همزمان به قیمت نفت واکنش نشان می‌دهد. بنابراین ماتریس A_t یک ماتریس ۴×۴ است که دارای ۶ مؤلفه اصلی است که در هر دوره تغییر می‌کنند و بنابراین مقدار ارتباط همزمان بین متغیرها را تغییر می‌دهند.

$$\mathrm{A}_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \mathrm{a}_{12,t} & 1 & 0 & 0 \\ \mathrm{a}_{13,t} & \mathrm{a}_{23,t} & 1 & 0 \\ \mathrm{a}_{14,t} & \mathrm{a}_{24,t} & \mathrm{a}_{34,t} & 1 \end{bmatrix} \qquad (۷)$$

ماتریس A_t فوق را می‌توان به فرم برداری $a_t = \left[\mathrm{a}_{12,t}, \mathrm{a}_{13,t}, \mathrm{a}_{14,t}, \mathrm{a}_{23,t}, \mathrm{a}_{24,t}, \mathrm{a}_{34,t}\right]'$ نوشت. هر یک از این مؤلفه‌ها از یک الگوی گام تصادفی به صورت زیر تبعیت می‌کنند.

$$\mathrm{a}_{\mathrm{ij,t}} = \mathrm{a}_{\mathrm{ij,t-1}} + \mathrm{V}_{ij,\mathrm{t}} \qquad \mathrm{V}_{ij,\mathrm{t}} \sim N(0, D) \qquad (۸)$$

پریمیسری (۲۰۰۵) برای تسهیل در تخمین الگو پیشنهاد می‌کند که رابطه بین پارامترهای بردار a_t تنها در درون معادلات ساختاری باشد و بین پارامترهای معادلات

1. Primiceri

ساختاری مختلف هیچ‌گونه همبستگی وجود نداشته باشد[۱]. بنابراین ماتریس واریانس-کواریانس متناظر با a_t که دارای ابعاد ۶×۶ است به صورت بلوک-قطری زیر درمی‌آید:

$$VAR(\mathrm{V_t}) = \mathrm{D} = \begin{bmatrix} \mathrm{D_1} & 0_{1\times2} & 0_{1\times3} \\ 0_{2\times1} & \mathrm{D_2} & 0_{2\times3} \\ 0_{3\times1} & 0_{3\times2} & \mathrm{D_3} \end{bmatrix} \qquad (۹)$$

در ماتریس فوق داریم:

$$\mathrm{D_1} = VAR(\mathrm{a_{12,t}}) \qquad (۱۰)$$

$$\mathrm{D_2} = VAR\left([\mathrm{a_{13,t}}, \mathrm{a_{23,t}}]'\right) \qquad (۱۱)$$

$$\mathrm{D_3} = VAR\left([\mathrm{a_{14,t}}, \mathrm{a_{24,t}}, \mathrm{a_{34,t}}]'\right) \qquad (۱۲)$$

همان‌طور که در بالا اشاره شده، در این الگو اندازه واریانس تکانه‌های ساختاری در طول زمان تغییر می‌کند. ماتریس $\mathrm{H_t}$ که یک ماتریس قطری ۴×۴ است، شامل انحراف معیارهای متغیر در زمان تکانه‌های ساختاری چهارگانه موجود در بردار $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \varepsilon_{3,t}, \varepsilon_{4,t}]'$ است که دارای توزیع نرمال به فرم $\varepsilon_t \sim N(0, \mathrm{H_t H_t})$ است. همان‌طور که مشخص است هیچ همبستگی متقابلی بین تکانه‌های ساختاری وجود ندارد. ماتریس $\mathrm{H_t}$ به قرار زیر است:

۱.پریمیسری (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که در مقایسه با حالت بدون محدودیت که همبستگی بین پارامترهای معادلات ساختاری مختلف نیز وجود دارد، هیچ تغییری در نتایج به لحاظ مقداری بوجود نمی‌آید. اضافه کردن این محدودیت به ماتریس واریانس-کوواریانس a_t علاوه بر تسهیل تخمین پارامترها، کارایی فرآیند نمونه‌گیری زنجیره مارکوف مونت‌کارلو را نیز بهبود می‌بخشد.

$$H_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{3,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{4,t} \end{bmatrix} \quad (۱۳)$$

با پیروی از روش پریمیسری (۲۰۰۵)، مقدار واریانس تکانه‌های ساختاری $h_{i,t}\ \forall i = 1 \dots 4$ تعریف می‌شود که $h_{i,t} = \sigma_{i,t}^2\ \forall i = 1 \dots 4$. بدین ترتیب، بردار $\Sigma_t = [h_{1,t}, h_{2,t}, h_{3,t}, h_{4,t}]'$ خواهد بود. در اینجا فرض می‌شود که واریانس تکانه‌های ساختاری از فرآیند گام تصادفی هندسی به شکل زیر تبعیت می‌کند:

$$ln\Sigma_t = \ln\Sigma_{t-1} + z_t\,, \qquad z_t \sim N(0, G) \quad (۱۴)$$

با توجه به تعریف ماتریس اثر A_t و ماتریس انحراف معیار تکانه‌های ساختاری H_t، از رابطه (۶) می‌توان ارتباط میان بردار تکانه‌های ساختاری ε_t و بردار تکانه‌های فرم خلاصه شده ν_t را به قرار زیر بدست آورد:

$$\nu_t = A_t^{-1}\varepsilon_t \quad (۱۵)$$

بنابراین فرم ساختاری الگوی خودرگرسیون برداری (۳-۵) با ضرب کردن ماتریس A_t از سمت راست در رابطه (۳) به صورت زیر بدست می‌آید:

$$A_tY_t = c_t + F_{1,t}Y_{t-1} + F_{2,t}Y_{t-2} + \cdots + F_{4,t}Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (۱۶)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, H_tH_t) \quad (۱۷)$$

در معادله (۱۶) هر یک از ماتریس‌های ضرایب از $F_{i,t} = A_t^{-1}B_{j,t}$ بدست می‌آید. برای سادگی بیشتر در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر که در آنها اندازه واریانس تکانه‌های ساختاری نیز تغییر می‌کند، مقدار واریانس تکانه‌های ساختاری

در هر دوره به یک نرمال شده و بنابراین داریم $VAR(\varepsilon_t) = I_N$. در این حالت الگوی ساختاری (۳-۵) را به صورت زیر بازنویسی می‌کنند:

$$Y_t = c_t + B_{1,t}Y_{t-1} + B_{2,t}Y_{t-2} + \cdots + B_{4,t}Y_{t-k} + A_t^{-1}H_t\varepsilon_t \qquad (۱۸)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, I_4) \qquad (۱۹)$$

با توجه به طراحی الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری فوق، تکانه‌هایی که این الگو را به صورت برونزا تحت تأثیر قرار می‌دهند در ماتریس (۲۰) خلاصه شده‌اند:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ e_t \\ z_t \\ V_t \end{bmatrix} \sim N\left(0, \begin{bmatrix} I_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & G & 0 \\ 0 & 0 & 0 & D \end{bmatrix}\right) \qquad (۲۰)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیرهای مختلف در معادلات ساختاری چهارگانه مانند الگوهای ثابت خودرگرسیون برداری تنها تحت تأثیر تکانه‌های ساختاری ε_t نیستند. بلکه تغییرات غیرمنتظره در متغیرها در معادلات مختلف امکان دارد به دلیل تکانه‌های اصابت کرده به پارامترهای $\beta_t = \beta_{t-1} + e_t$ با اندازه واریانس ثابت Q یا پارامترهای $a_{ij,t} = a_{ij,t-1} + V_{ij,t}$ با اندازه واریانس D نیز باشد. به عنوان مثال در معادله ساختاری تقاضای مختص بازار نفت، قیمت‌های حقیقی نفت خام علاوه بر متأثر شدن از تکانه‌های ساختاری عرضه جاری نفت، تقاضای جاری نفت، تقاضای سفته‌بازی نفت و تقاضای باقیمانده از تکانه وارد شده به میزان هم‌بستگی همزمان با متغیرهای مقدار تولید نفت‌خام ($a_{13,t}$) و فعالیت‌های اقتصادی حقیقی ($a_{23,t}$) نیز در هر دوره تأثیر می‌پذیرد. این موضوع در خصوص تکانه‌های وارد شده به ضرایب متغیرهای باوقفه (β_tها) نیز مصداق دارد. علاوه بر این همان‌طور که اشاره شد اندازه واریانس (انحراف معیار) تکانه‌های ساختاری نیز در این الگو در طول زمان تغییر می‌کند.

٤. روش تخمین

اگر الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (۳-۵) را به صورت زیر همراه با معادلات حرکت برای $\beta_t = [c_t, B_{1,t}, \dots, B_{4,t}]'$ و $a_t = [\mathrm{a_{12,t}}, \mathrm{a_{13,t}}, \mathrm{a_{14,t}}, \mathrm{a_{23,t}}, \mathrm{a_{24,t}}, \mathrm{a_{34,t}}]'$ و $\Sigma_t = [\mathrm{h_{1,t}}, \mathrm{h_{2,t}}, \mathrm{h_{3,t}}, \mathrm{h_{4,t}}]'$ بازنویسی نماییم، الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری همراه با پارامترهای متغیر در زمان یک الگوی فضا-حالت را تشکیل می‌دهد.

$$\mathrm{Y_t} = X_t\beta_t + \mathrm{A_t^{-1}H_t\varepsilon_t} \quad (۲۱)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + e_t \qquad e_t \sim N(0, Q) \quad (۲۲)$$

$$\mathrm{a_t} = \mathrm{a_{t-1}} + \mathrm{V_t} \qquad \mathrm{V_t} \sim N(0, D) \quad (۲۳)$$

$$ln\Sigma_t = \mathrm{ln\Sigma_{t-1}} + \mathrm{z_t}\,, \qquad \mathrm{z_t} \sim N(0, G) \quad (۲۴)$$

در اینجا $X_t = I_4 \otimes [Y'_{t-1}, Y'_{t-2}, Y'_{t-3}, Y'_{t-4}]$ می‌باشد. این الگو دارای تعداد زیادی پارامتر است. در هر دوره ۶۸ پارامتر مربوط به ضریب متغیرهای باوقفه و عرض از مبدأ در بردار β_t، ۶ پارامتر بردار a_t و ۴ پارامتر بردار Σ_t باید تخمین زده شود. بنابراین در چارچوب رویکرد کلاسیک تخمین الگوهای فضا-حالت، حداکثرسازی مقدار تابع راستنمایی[1] با توجه به این تعداد بسیار زیاد پارامترها امری پیچیده و به لحاظ محاسباتی ناکاراست (هارون ممتاز، ۲۰۱۲[2]). راه‌حل جایگزین به کارگیری رویکرد بیزین با استفاده از روش زنجیره‌های مارکوف مونت‌کارلو است. الگوریتم زنجیره‌های مارکوف مونت‌کارلو[3] برای الگوی فضا-حالت (۲۱-۲۴) دارای ۱۰ مرحله به قرار زیر است:

مرحله اول: تعیین توزیع پیشین[4] برای β و Q.

1. Likelihood Function.
2. Mumtaz Harron
3. Markov Chain Monte Carlo Method (MCMC)
4. Prior Distribution

مرحله دوم: تعیین توزیع پیشین برای D_1، D_2 و D_3.

مرحله سوم: تعیین مقادیر اولیه برای a_t.

مرحله چهارم: تعیین مقادیر اولیه برای $h_{i,t}$ و توزیع پیشین برای G.

مرحله پنجم: مشروط به Q، a، Σ و Y از β با استفاده از روش کارتر-کوهن (۱۹۹۴)[1] نمونه‌گیری می‌شود.

مرحله ششم: با استفاده از نمونه‌های $\hat{\beta}_t$ بدست آمده در مرحله قبل، از Q_t با توزیع معکوس ویشارت[2] نمونه‌گیری می‌کنیم.

مرحله هفتم: مشروط به β، Σ ، D و Y از a با استفاده از روش کارتر-کوهن (۱۹۹۴) نمونه‌گیری می‌شود.

مرحله هشتم: با استفاده از نمونه‌های به دست آمده در مرحله قبل برای D_1 با توزیع معکوس گاما ، برای D_2 و D_3 با توزیع معکوس ویشارت نمونه‌گیری می‌شود.

مرحله نهم: مشروط به β، a ، G و Y از Σ با استفاده از الگوریتم متروپلیس-هستینگ مستقل[3] پیشنهادی جاکوئر (۲۰۱۴) نمونه‌گیری می‌شود.

مرحله دهم: مشروط به نمونه استخراج شده برای Σ_t، برای G_t با توزیع معکوس گاما نمونه‌گیری می‌شود.

مرحله پنجم تا دهم به تعداد زیاد تکرار می‌شود و آخرین نمونه‌های بدست آمده تقریبی را از توزیع پسین نهایی[4] پارامترهای الگو ارائه می‌دهد.

1.Carter and Kohn
2. Inverse Wishart Distribution
3. Independent Metropolis Hasting Algorithm
4. Marginal Distribution Function

۵. شناسایی تکانه‌های ساختاری

روشی که در بخش قبل توضیح داده شد اجازه می‌دهد تا فرم خلاصه شده الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان تخمین زده شود. با توجه به اینکه ما به دنبال بررسی تأثیر تکانه‌های ساختاری عرضه جاری نفت، تقاضای جاری نفت و تقاضای سفته‌بازی نفت هستیم. باید با استفاده از یک سری فروض شناسایی و در چارچوب یک روش مناسب این تکانه‌های ساختاری را استخراج نماییم.

در اینجا برای شناسایی تکانه‌های ساختاری از روش محدودیت علامت کوتاه‌مدت[1] استفاده می‌شود. فرض کنید که فرم خلاصه شده یک الگوی خودرگرسیون برداری به صورت $A(L)y_t = \nu_t$ باشد که y_t در آن یک بردار N بعدی متغیرهای درونزا و $A(L)$ چندجمله‌ای وقفه خودرگرسیون با درجه محدود و ν_t بردار جملات خطای گام تصادفی فرم خلاصه شده الگوی خودرگرسیون برداری با ماتریس واریانس کوواریانس Σ_ν است. اگر ε_t تکانه‌های الگوی ساختاری باشد، محاسبه توابع عکس‌العمل آنی نیازمند تخمین یک ماتریس N×N مانند $\tilde{S}$ است که $\nu_t = \tilde{S}\varepsilon_t$. در این حالت $\Sigma_\nu = P\Omega P'$ و $S = P\Omega^{0.5}$ و $\Sigma_\nu = SS'$ نیز در رابطه $\tilde{S} = SD$ می‌باشد. بنابراین $\Sigma_\nu = \tilde{S}\tilde{S}'$ صادق است به شرط آنکه ماتریس D یک ماتریس N×N متعامد[2] باشد. با این تفصیل، می‌توان دامنه گسترده‌ای از احتمالات را برای ماتریس $\tilde{S}$ از طریق نمونه‌گیری تکراری تصادفی ماتریس‌های D متعامد بدست آورد. از میان این ماتریس‌های $\tilde{S}$ با توجه به روش محدودیت علامت تنها ماتریس‌هایی مورد قبول هستند که دارای فروض شناسایی مشخص شده برای واکنش همزمان تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای درونزا باشند.

طبق تعریف کیلیان و موورفی (۲۰۱۴) درک اقتصادی از تکانه‌های ساختاری در چارچوب محدودیت علامت به قرار زیر است:

1. Short-term Sign Restriction
2. Orthogonal

- تکانه عرضه جاری[1] غیرمنتظره منجر به واکنش منفی تولید نفت، واکنش مثبت قیمت حقیقی نفت و کاهش فعالیت اقتصادی حقیقی در فصل اول می‌شود. بنابراین یک تکانه عرضه نفت جاری منحنی عرضه نفت را به سمت چپ منتقل کرده، مقدار نفت عرضه شده به بازار را کاهش می‌دهد و مقدار قیمت حقیقی را به طور همزمان بالا می‌برد. بنابراین فعالیت اقتصادی حقیقی افت می‌نماید. در این حالت محدودیتی برای واکنش سطح ذخیره‌سازی وجود ندارد.
- تکانه تقاضای نفت جاری[2] منجر به واکنش مثبت فعالیت اقتصادی حقیقی می‌شود که منحنی تقاضای نفت را به سمت راست منتقل کرده و باعث افزایش قیمت حقیقی نفت و میزان تولید نفت می‌شود. هیچ محدودیتی برای واکنش ذخیره‌سازی به این تکانه وجود ندارد.
- تکانه تقاضای سفته‌بازی نفت[3] به هر انگیزه‌ای که باشد منجر به منتقل شدن منحنی تقاضای ذخیره‌سازی نفت خام به سمت راست شده و بنابراین تقاضای ذخیره‌سازی نفت و قیمت‌های حقیقی نفت را افزایش می‌دهد. این افزایش در سطح ذخیره‌سازی نفت مستلزم افزایش تولید و کاهش مصرف (افت فعالیت اقتصادی حقیقی) است.
- علاوه بر این، تکانه تقاضای نفت باقیمانده[4] نیز وجود دارد که دربرگیرنده تکانه‌های خاص[5] بازار نفت مانند تغییر در فناوری ذخیره‌سازی، تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان و یا تخلیه ذخیره‌سازی‌های استراتژیک آمریکا به دلایل سیاسی است. شایان ذکر است که این دسته از عوامل در سه تکانه قبلی توضیح داده نمی‌شود.

1. Flow Oil Supply Shock
2. Flow Oil Demand Shock
3. Speculative Oil Demand Shock
4. Residual Oil Demand Shock
5. Idiosyncratic

- بنابر فروض اشاره شده در بالا ماتریس اثر مربوط به تعیین علامت تکانه‌ها به قرار زیر خواهد بود:

$$v_t = \tilde{S}\varepsilon_t$$

$$v_t = \begin{bmatrix} v_t^{\Delta prod} \\ v_t^{rea} \\ v_t^{rpo} \\ v_t^{\Delta \text{inv}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} - & + & + & NA \\ - & + & - & NA \\ + & + & + & NA \\ NA & NA & + & NA \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\text{Flow oil supply shock}} \\ \varepsilon_t^{Flow\ demand\ shock} \\ \varepsilon_t^{Speculative\ demand\ shock} \\ \varepsilon_t^{Residual\ shock} \end{bmatrix} \quad (۲۵)$$

در قسمت بعدی شیوه محاسبه تأثیر این تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای درونزا در چارچوب الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری همراه با پارامترهای متغیر توضیح داده خواهد شد. شایان ذکر است که به دلیل منابع مختلف اختلال، توابع عکس‌العمل آنی در ساختار این دسته از الگوها غیرخطی خواهد بود.

٦. توابع عکس‌العمل آنی عمومی[1]

الگوی ساختاری فضا حالت (۲۱-۲۴) دارای دو دسته تکانه معادله مشاهده[2] ε_t و تکانه‌های معادلات انتقال[3] یا پارامترهای ساختاری e_t و V_t است. تکانه‌های معادله مشاهده همان تکانه‌های ساختاری چهارگانه معرفی شده در قسمت قبل است. این تکانه‌ها در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای ثابت نیز وجود داشت. اما تکانه‌های معادلات انتقال یا پارامترهای ساختاری در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای ثابت وجود نداشت. ما در این مقاله به دنبال بررسی تغییر ساختار در چارچوب تغییر در سازوکار انتقال تکانه‌های ساختاری هستیم. یکی از رایج‌ترین ابزارها برای بررسی این مسأله در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای ثابت توابع عکس‌العمل آنی هستند که واکنش متغیرهای درونزای الگو به اصابت یک تکانه

1. Generalized Impulse Response Function
2. Observation Equation
3. Transition Equation

ساختاری در افق مشخص را نشان می‌دهند. در صورت ثابت بودن پارامترها، تنها یک تابع عکس‌العمل آنی وجود دارد که نشان‌دهنده واکنش ثابت هر متغیر درونزا به هر تکانه ساختاری است. در این حالت تنها منبع اختلال در متغیرهای درونزا ناشی از تکانه‌های ساختاری است و منبع عدم‌اطمینان برونزای دیگری وجود ندارد. مقدار تابع عکس‌العمل آنی برای هر متغیر درونزا تفاوت بین واکنش یک متغیر درونزا به شرط اصابت تکانه ساختاری در مقایسه با عدم اصابت آن در افق مشخص‌شده است.

در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر موضوع قدری پیچیده‌تر است. همان‌طور که در بالا اشاره شد منبع تغییرات متغیرهای درونزا علاوه بر تکانه‌های ساختاری، امکان دارد از محل تکانه‌های پارامترهای ساختاری نیز باشد. بنابراین اگر بخواهیم از روش مورد استفاده در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای ثابت استفاده کنیم، مقدار تغییر در پارامترها در افق موردنظر را درنظر نگرفته‌ایم. بنابراین توابع عکس‌العمل آنی در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر باید در شرایطی اندازه‌گیری شوند که تکانه‌های آتی به پارامترها برابر صفر فرض نشود. به همین دلیل توابع عکس‌العمل آنی از تفاوت بین دو مقدار انتظاری مشروط برای متغیر درونزای مورد نظر حاصل می‌شود. در هر دو حالت مقدار انتظاری متغیر درونزا به روند تاریخی آن، بردار پارامترهای ساختاری و کلیه تکانه‌های آتی مشروط می‌شود. حال مشابه الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای ثابت، در حالت اول مقدار انتظاری متغیر درونزا مشروط به یک نمونه بدست آمده برای تکانه ساختاری جاری محاسبه و مقدار انتظاری همان متغیر مشروط به عدم اصابت تکانه ساختاری از آن کاسته می‌شود. نتیجه حاصله نشان‌دهنده واکنش متغیر تابع عکس‌العمل آنی برای متغیرهای درونزا در واکنش به تکانه ساختاری در چارچوب الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر است. به این توابع، توابع عکس‌العمل آنی عمومی گفته می‌شود.

در چارچوب الگو فرض کنید $Y^t=[y_1',\dots,y_t']'$ روند تاریخی $\mathrm{Y_t}$، $\beta^t=[\beta_1',\dots,\beta_t']'$ روند تاریخی پارامتر β_t، $a^t=[a_1',\dots,a_t']'$ روند تاریخی پارامتر $\mathrm{a_t}$، $\Sigma^t=[\Sigma_1',\dots,\Sigma_t']'$ روند تاریخی پارامتر Σ_t، $e^t=[e_1',\dots,e_t']'$روند تاریخی تکانه پارامتر ساختاری β_t، $V^t=[V_1',\dots,V_t']'$ روند تاریخی تکانه پارامتر $\mathrm{a_t}$ و $z^t=[z_1',\dots,z_t']'$ روند تاریخی تکانه پارامتر Σ_t باشد و دو مجموعه اطلاعاتی را به قرار زیر تعریف کنیم:

$$\mathrm{I}_t^1=\left\{Y^t,\beta^t,a^{t+1},\Sigma^{t+1},\varepsilon_{j,t+1}^{\delta},\varepsilon_{-j,t+1},e^t,V^{t+1},z^{t+1}\right\} \qquad (۲۶)$$

$$\mathrm{I}_t^2=\left\{Y^t,\beta^t,a^{t+1},\Sigma^{t+1},,\varepsilon_{-j,t+1},e^t,V^{t+1},z^{t+1}\right\} \qquad (۲۷)$$

در اینجا $\varepsilon_{-j,t+1}$ تکانه‌های ساختاری موجود در ستون‌های غیر از j است. مقدار تابع عکس‌العمل متغیر درونزای $\mathrm{y_t}$ به تکانه ساختاری (معادلات مشاهده) $\varepsilon_{j,t+1}^{\delta}\ \forall j=1..4$ به اندازه δ در دوره $t+1$ و در افق k به قرار زیر خواهد بود:

$$IR_y(t,k)=E(\mathrm{y_{t+k}}|\mathrm{I}_t^1)-E(\mathrm{y_{t+k}}|\mathrm{I}_t^2) \qquad (۲۸)$$

با توجه به محاسبات کانوا و گامبتی (۲۰۰۵) در چارچوب الگوی موجود رابطه (۲۸) به صورت زیر بدست می‌آید:

$$IR_y(t,1)=\mathrm{A_t^{-1}H_t}\varepsilon_{j,t+1}^{\delta} \qquad (۲۹)$$

$$IR_y(t,k)=\Psi_{t+k,k-1}^{j}\varepsilon_{j,t+1}^{\delta} \qquad k=2,3,\dots \qquad (۳۰)$$

در اینجا $\Psi_{t+k,k-1}^{j}=(\prod_{h=0}^{k-1}B_{t+k-h})\times\mathrm{A_{t+k-(k-1)}^{-1}}\times\mathrm{H_{t+k-(k-1)}}$. اگر پارامترها ثابت باشند $\prod_{h=0}^{k-1}B_{t+k-h}=B^k$ و $\Psi_{t+k,k-1}^{j}=B^kA^{-1}H$ که برابر با همان توابع عکس‌العمل آنی در حالت ثابت بودن پارامترها در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری است. همان‌طور که مشخص است مقدار $IR_y(t,k)$ تا حدود زیادی به ماتریس شناسایی به کار رفته در الگو وابسته است.

برای به دست آوردن ماتریس اثر ساختاری متغیر در زمان ($S_{0,t}$) از دستورالعمل پیشنهادی رابیو-رامیرز، واگونر و ژا (۲۰۱۰) استفاده می‌شود. با توجه به وضعیت جاری اقتصاد $R_t = P_t\Omega_t P_t'$ تجزیه مقدار ویژه-بردار ویژه[1] ماتریس واریانس-کوواریانس R_t در زمان t است. یک ماتریس K با ابعاد ۴×۴ از توزیع نرمال N(0,1) نمونه‌گیری می‌شود. سپس تجزیه QR ماتریس k بدست می‌آید که ماتریس R یک ماتریس قطری است که عناصر آن به نحوی نرمال می‌شود که مثبت معین باشد. ماتریس Q نیز ماتریسی است که ستون‌های آن بر هم متعامد هستند. به این ترتیب مقدار ماتریس اثر به صورت $S_{0,t} = P_t\Omega_t^{0.5}Q'$ به دست می‌آید. با استفاده از این ماتریس اثر همزمان مقدار جملات خطای فرم خلاصه شده با استفاده از رابطه $\nu_t = S_{0,t}\varepsilon_t$ بدست می‌آید. ε_t تکانه‌های ساختاری چهارگانه است که از طریق نمونه‌گیری از یک توزیع نرمال بدست می‌آید. سپس توابع عکس‌العمل آنی از طریق مقایسه تأثیر هر تکانه بر روند حرکتی متغیرهای درونزا در مقایسه با حالتی که هیچ تکانه‌ای به الگو اصابت نمی‌کند محاسبه می‌شود. معمولاً در این محاسبه در حالت اول اندازه تکانه مدنظر $\varepsilon_{i,t} + 1$ لحاظ می‌شود و در حالت دوم $\varepsilon_{i,t}$ خواهد بود. هدف از این اقدام بررسی تأثیر نحوه انتشار تکانه ساختاری موردنظر در الگوست. از میان مجموعه توابع عکس‌العمل حاصله تنها آن توابعی انتخاب می‌شوند که فروض شناسایی محدودیت علامت اشاره شده در بخش گذشته را داشته باشند. این الگوریتم ۱۰۰ بار تکرار می‌شود تا محدودیت‌های علامت محقق شده و میانه واکنش‌ها برای ۴ متغیر درونزای الگو اندازه‌گیری شود. در هر دوره از وضعیت جاری اقتصادی ۵۰۰ بار نمونه‌گیری می‌شود تا توزیع توابع عکس‌العمل آنی را لحاظ نماید.

۷. معرفی متغیرها

در این مطالعه از چهار متغیر تولید نفت خام جهان، تولید صنعتی جهان، ذخیره‌سازی نفت خام جهان و هزینه حقیقی تملک نفت‌خام وارداتی برای پالایشگران آمریکا استفاده

1. Eigen Value-Eigen Vector Decomposition

شده است. داده‌های مورد بررسی مربوط به دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۵ در تواتر فصلی است. تولید نفت خام جهان بر حسب هزار بشکه در روز از نشریه "مرور ماهانه انرژی"[1] اداره اطلاعات انرژی آمریکا[2] گرفته شده است. این داده مربوط به نفت‌خام و میعانات است اما مایعات گازی استحصال شده در پالایشگاه‌های گاز را شامل نمی‌شود. تولید نفت خام جهان شامل تولید کشورهای عضو اوپک و سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه به علاوه بقیه کشورهاست.

تولید صنعتی جهان به عنوان شاخص معرف حجم فعالیت‌های اقتصادی حقیقی جهان در تواتر فصلی از پایگاه داده‌های شاخص‌های اصلی اقتصادی سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه[3] برای کلیه کشورهای عضو سازمان به علاوه شش اقتصاد مهم برزیل، چین، هند، اندونزی، فدراسیون روسیه و آفریقای جنوبی گرفته شده است. بنابراین، این شاخص دربرگیرنده ۴۱ کشور مهم صنعتی جهان می‌باشد. در مجموع این متغیر بخش اعظم نوسانات اقتصاد جهانی را پوشش می‌دهد.

با توجه به اینکه برای ذخیره‌سازی نفت‌خام جهانی داده ثبت شده مناسبی وجود ندارد، در اینجا از روش معرفی شده توسط کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) استفاده شده است. در این روش یک متغیر جایگزین با استفاده از اطلاعات موجود در خصوص حجم ذخیره‌سازی نفت و نفت‌خام آمریکا و کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه طراحی شده است. داده‌های مربوط به ذخیره‌سازی‌ها توسط اداره اطلاعات انرژی آمریکا به طور عمومی منتشر می‌شود. بر این پایه، ذخیره‌سازی نفت خام جهان با ضرب حجم ذخیره‌سازی‌های نفت خام آمریکا در نسبت ذخیره‌سازی نفت کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه به ذخیره‌سازی نفت آمریکا بدست می‌آید. نسبت مزبور برای دوره مورد بررسی در این مطالعه در دامنه ۲/۵۹-۲/۲۳ می‌باشد. مقدار ذخیره‌سازی نفت‌خام بر حسب هزار بشکه گزارش می‌شود. اگرچه امکان دارد دقت این روش مورد

1. Monthly Energy Review
2. Energy Information Administration
3. OECD Main Economic Indicators (MEI) Database

سؤال باشد، اما کیلیان و لی (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های جایگزین ذخیره‌سازی نفت‌خام جهانی سطح‌الارضی توسط گروه انرژی اینتلیجنس[1] به نتایج مشابهی رسیده‌اند. بنابراین به نظر می‌رسد این متغیر جایگزین می‌تواند معرف نوسانات سطح ذخیره‌سازی نفت‌خام جهانی باشد. لازم به ذکر است که مقدار ذخیره‌سازی نفت گزارش شده توسط اداره اطلاعات انرژی آمریکا شامل ذخایر استراتژیک نفت‌خام، فرآورده‌های نفتی و مایعات گازی نیز می‌شود. تا کنون اطلاعات قابل وثوقی از سطح ذخیره‌سازی‌های نفت کشورهای غیر عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه منتشر نشده است.

قیمت‌های اسمی نفت‌خام برابر با هزینه تملک نفت‌خام وارداتی برای پالایشگران آمریکایی[2] است که بر حسب دلار در هر بشکه توسط اداره اطلاعات انرژی آمریکا منتشر می‌شود. این متغیر در حقیقت یک متوسط وزنی از کل نفت‌خام‌های وارداتی به آمریکا است و بنابراین شاخص مناسبی برای قیمت جهانی نفت خام محسوب می‌شود. قیمت نفت خام اسمی با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده برای کلیه خانوارهای شهری آمریکا تعدیل و حقیقی شده است. این داده از پایگاه داده‌های فدرال رزرو سنت‌لوئیس موسوم به "پایگاه داده فرد[3]" اخذ شده است.

با توجه به اینکه متغیرها در الگوی سری زمانی این پژوهش باید به صورت مانا باشند، قبل از به کارگیری آنها در الگوی تجربی باید مانایی آنها مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر کلیه سری‌های زمانی بررسی شده‌اند. نتایج آزمون ریشه واحد انجام شده برای لگاریتم متغیرهای تولید نفت خام، تولید صنعتی جهان و قیمت حقیقی نفت‌خام و همچنین سطح ذخیره‌سازی غیرلگاریتمی معرفی‌شده در بالا در سطح و تفاضل اول در جدول (۱) آمده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که لگاریتم تولید نفت، لگاریتم تولید صنعتی جهان، لگاریتم قیمت حقیقی نفت و سطح

1. Energy Intelligence Unit (EUI)
2. US Refiners' Acquisition Cost for Imported Crude Oil
3. FRED Database

ذخیره‌سازی‌های نفت نامانا می‌باشند. بنابراین، این متغیرها در الگوی خودرگرسیون برداری همراه با پارامترهای متغیر به صورت درصد تغییر آورده شده‌اند[۱].

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای الگو

متغیرها	آماره آزمون دیکی‌فولر		نتیجه آزمون
	سطح	تفاضل اول	
لگاریتم تولید نفت خام	-۳/۹۱۱	-۶/۴۵۷	I(1) با عرض از مبدأ و روند
لگاریتم تولید صنعتی جهان	-۰/۴۵۹	-۵/۵۷۵	I(1) با عرض از مبدأ و روند
لگاریتم قیمت حقیقی نفت خام	-۱/۸۳۱	-۹/۸۳۹	I(1)
سطح ذخیره‌سازی نفت‌خام جهان	-۲/۹۹۳	-۴/۱۳۸	I(1) با عرض از مبدأ و روند

*مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر در سطح برای ۱، ۵ و ۱۰ درصد در شرایط وجود روند و عرض از مبدأ به ترتیب برابر ۳/۹۹-، ۳/۴۳- و ۳/۱۳- است. مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر در سطح برای ۱، ۵ و ۱۰ درصد در شرایط عدم وجود روند و عرض از مبدأ به ترتیب برابر ۳/۴۳-، ۲/۸۶- و ۲/۵۶- است.

۸. ارائه نتایج

تغییر در سازوکار انتقال تکانه‌های ساختاری در چارچوب الگوی تجربی این مقاله با استفاده از محاسبه واکنش متغیرهای درونزای تولید نفت خام، تولید صنعتی جهانی، قیمت حقیقی نفت خام و سطح ذخیره‌سازی نفت‌خام به تکانه‌های عرضه جاری نفت، تقاضای جاری نفت و تقاضای سفته‌بازی نفت بررسی شده است. با توجه به اینکه مقدار ماتریس اثر در این الگو در زمان تغییر می‌کند، در هر دوره مقدار واکنش متغیرهای درونزا امکان تغییر دارد و بنابراین با توابع عکس‌العمل آنی عمومی سه‌بعدی مواجه هستیم که علاوه بر دو بعد افق و اندازه واکنش متغیر درونزا به تکانه ساختاری، دارای بعد زمان هم هستند. دوازده تابع عکس‌العمل آنی در نمودارهای پیوست (الف) گزارش شده است. برای بررسی این توابع عکس‌العمل آنی عمومی، تغییرات زمانی واکنش همزمان متغیرها به تکانه‌های ساختاری

۱.همان‌طور که کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) اشاره می‌کند، متغیر تفاضل لگاریتمی ذخیره‌سازی نفت خام جهانی کواریانس مانا نمی‌باشد و به همین دلیل از تفاضل غیرلگاریتمی آن در الگو استفاده شده است.

جهت شناخت تغییر کوتاه‌مدت در سازوکار انتقال تکانه‌های ساختاری بازار نفت تحلیل گردیده است.

همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، واکنش همزمان متغیرهای درونزا به تکانه‌های ساختاری به خوبی نشان می‌دهد که سازوکار انتقال تکانه‌های نفتی در طول زمان تغییر داشته است. واکنش همزمان تولید نفت خام به یک انحراف معیار تکانه منفی عرضه جاری نفت نشان می‌دهد که این واکنش بین سال‌های ۹۰-۱۹۸۵ به طور نسبی بیشتر بوده و به تدریج تا سال ۱۹۹۷ و قبل از بحران اقتصادی آسیای جنوب شرقی در سال ۱۹۹۸ روندی کاهنده را دنبال کرده است. در این فاصله زمانی مقدار واکنش همزمان تقریباً ۱/۵ برابر کاهش یافته است. پس از افزایش محدود واکنش همزمان تا سال ۲۰۰۱، مقدار کاهش تولید نفت خام جهانی به تکانه جاری عرضه نفت تا سال ۲۰۰۸ کاهش یافته است. کاهش ظرفیت مازاد اوپک در این دوره زمانی یکی از مهمترین دلایل کاهش توان عکس‌العمل کشورهای صادرکننده نفت به تکانه‌های عرضه بوده است. مقدار واکنش همزمان تولید نفت خام به تکانه جاری عرضه پس از سال ۲۰۰۸، به دلیل خروج برخی از صادرکنندگان مهم مانند ایران و لیبی از بازار و رشد همزمان تولید نفت شیل در آمریکا تقریباً بدون تغییر بوده است. لازم به ذکر است که کشورهای عضو اوپک در واکنش به کاهش قیمت‌های نفت خام در سال ۲۰۱۴، حاضر به تغییر سطح تولید نشدند و این روند تا پایان سال ۲۰۱۶ ادامه داشت. اگرچه از ژانویه ۲۰۱۷ کشورهای اوپک و برخی از کشورهای داوطلب غیراوپک اقدام به کاهش تولید نفت خام در بازار کردند که تأثیر مثبتی را بر قیمت‌های نفت خام نیز داشت.

واکنش همزمان قیمت‌های حقیقی نفت خام به یک انحراف معیار تکانه منفی عرضه جاری نفت در فاصله سال‌های ۱۹۸۵-۹۰ به طور نسبی بالا بوده اما پس از آن تا سال ۲۰۰۸ نوسانات محدودتری را داشته و کاهش یافته است. مقدار واکنش همزمان قیمت حقیقی نفت به تکانه منفی عرضه نفت جاری در دهه ۱۹۹۰ تقریباً نصف دهه ۱۹۸۰ بوده است. مقدار واکنش قیمت حقیقی نفت خام به تکانه عرضه جاری نفت پس از سال ۲۰۱۲ روند

افزایشی داشته که تا سال ۲۰۱۶ نیز ادامه داشته و به بیشترین مقدار خود رسیده است. بیشترین مقدار واکنش همزمان قیمت‌های حقیقی نفت به تکانه عرضه جاری نفت مربوط به فصل دوم سال ۲۰۱۶ بوده که در مقایسه از واکنش قیمت‌های نفت خام حقیقی به تکانه عرضه نفت فصل چهارم ۱۹۹۰ و در جریان جنگ خلیج‌فارس نیز بیشتر بوده است. یکی از دلایل عمده این مشاهده، عدم کاهش تولید اوپک در واکنش به افزایش عرضه نفت شیل در سال ۲۰۱۴ بود که تا سال ۲۰۱۶ نیز ادامه داشت. شایان ذکر است که در این دوره زمانی علیرغم کاهش قیمت‌های نفت خام، مقدار تولید نفت شیل افت چندانی را نداشت و عراق، عربستان و ایران به تولید خود اضافه کردند. این مسأله در مجموع باعث شد تا تکانه مثبت عرضه نفت تأثیر بیشتری را بر قیمت‌های حقیقی نفت خام داشته باشد. ترکیب نتایج بدست آمده برای واکنش همزمان قیمت نفت خام حقیقی و تولید نفت خام جهانی به تکانه عرضه به خوبی مؤید این مطلب است که شیب تابع تقاضای نفت در کوتاه‌مدت طی زمان کاهش یافته است. به این مفهوم که به ازاء یک تکانه عرضه نفت یکسان، مقدار واکنش همزمان تولید نفت خام کاهش یافته و مقدار واکنش قیمت نفت‌خام به تدریج افزایش یافته است. البته نباید از نظر دور داشت که در دوره‌های بحرانی بازار نفت واکنش‌های متغیرهای درونزا با دوره‌های دیگر به طور کلی متفاوت بوده است.

واکنش همزمان تولید صنعتی جهان به یک انحراف معیار تکانه منفی عرضه جاری نفت تا قبل از سال ۱۹۹۸ تقریباً مقدار ثابتی بوده و نوسانات محدودی را تجربه کرده است. اما پس از سال ۱۹۹۸ تا پایان سال ۲۰۰۸ روندی افزایشی را داشته و در فصل چهارم ۲۰۰۸ تقریباً به دو برابر سال ۱۹۹۸ نیز رسیده است. پس از آن واکنش همزمان تولید صنعتی جهانی بار دیگر کاهش یافته و این روند تا ابتدای سال ۲۰۱۵ ادامه داشته است. در جریان کاهش قیمت‌های نفت پس از سال ۲۰۱۴ مقدار واکنش به تدریج افزایش یافته است. در مجموع بیشترین واکنش همزمان تولید صنعتی جهانی به تکانه عرضه نفت مربوط به فصل چهارم ۲۰۰۸ و در نتیجه تبعات بحران جهانی اقتصادی بوده است.

واکنش همزمان سطح ذخیره‌سازی‌های نفت خام به یک انحراف معیار تکانه عرضه جاری نفت همواره منفی بوده که نشان‌دهنده استفاده از ذخیره‌سازی برای اهداف احتیاطی در بازار نفت است. اندازه واکنش تغییر ذخیره‌سازی به تکانه منفی عرضه جاری نفت در طول زمان کاهش یافته اما این افت عمدتاً مربوط به دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ است. پس از این دوره مقدار واکنش ذخیره‌سازی به تکانه‌سازی منفی عرضه نفت یکسان تقریباً ثابت بوده است. نکته قابل توجه آنکه، از سال ۲۰۱۴ به بعد شاهد افزایش واکنش منفی ذخیره‌سازی نفت خام به تکانه‌های منفی عرضه جاری نفت بوده‌ایم. در این دوره در واقع افزایش تولید نفت خام به ویژه از سوی کشورهای صادرکننده نفت اوپک (عراق و عربستان) باعث گردیده تا سطح ذخیره‌سازی‌های نفت خام در بازار نفت به شدت افزایش یابد. به همین دلیل شاهد واکنش منفی و بزرگتر ذخیره‌سازی‌های نفت خام به تکانه عرضه جاری نفت هستیم.

واکنش تولید نفت خام به یک انحراف معیار تکانه مثبت تقاضای جاری نفت در فاصله ۸۸-۱۹۸۵ مثبت و به طور نسبی بیشتر از دوره قبل بوده است. اما این واکنش تا سال ۱۹۹۴ کاهش یافته و این روند تقریباً تا سال ۲۰۱۶ ادامه یافته است. در مجموع کاهش واکنش همزمان تولید نفت خام به تکانه‌های تقاضای جاری در فاصله سال‌های ۱۹۸۵-۲۰۱۶ کاملاً مشهود است. کاهش ظرفیت تولید مازاد اوپک در بازار نفت و کم‌کشش بودن عرضه همراه با افزایش تقاضا و تولید یکی از مهمترین دلایل این کاهش در واکنش همزمان تولید نفت خام به تکانه‌های تقاضای جاری است.

واکنش همزمان قیمت نفت‌خام حقیقی به یک انحراف معیار تکانه مثبت تقاضای جاری نفت در مجموع روند فزآینده‌ای را دنبال کرده است. نکته حائز اهمیت در اینجا تغییر در واکنش همزمان قیمت حقیقی نفت‌خام به تکانه تقاضای جاری مثبت نفت در دوره‌های بحران در بازار نفت است. همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، مقدار واکنش همزمان قیمت نفت خام در فصل اول ۱۹۸۶، فصل سوم ۱۹۹۰، فصل اول ۱۹۹۸، فصل سوم ۲۰۰۱، فصل چهارم ۲۰۰۸ و فصل اول ۲۰۱۵ که همراه با بحران‌های بازار نفت

بوده جهش یافته است. در مجموع واکنش همزمان قیمت حقیقی نفت به تکانه‌های تقاضای جاری در فصل چهارم ۲۰۰۸ بیشترین مقدار بوده و کمترین مقدار واکنش همزمان مربوط به فصل اول سال ۱۹۹۶ است. به نظر می‌رسد که تأثیر تکانه تقاضای جاری نفت بر قیمت حقیقی نفت خام به وضعیت اقتصادی زمان اصابت تکانه‌های تقاضای نفت وابسته است.

واکنش همزمان تولید صنعتی جهان به یک انحراف معیار تکانه مثبت تقاضای جاری نفت تقریباً ثابت بوده و تنها دوره تغییر آن مربوط به بحران اقتصاد جهانی در فاصله ۹-۲۰۰۷ می‌باشد. واکنش همزمان تولید صنعتی جهانی در این دوره سه برابر متوسط دوره‌های دیگر است. پس از سال ۲۰۱۲ بار دیگر واکنش تولید صنعتی جهان به تکانه مثبت تقاضای جاری نفت به متوسط قبل از سال ۲۰۰۷ بازگشته و تا سال ۲۰۱۶ ادامه داشته است. واکنش همزمان سطح ذخیره‌سازی نفت خام جهان به یک انحراف معیار تکانه مثبت تقاضای جاری نفت در کلیه دوره ها مثبت اما از لحاظ آماری بی معنا بوده است. بنابراین به نظر می‌سد که از ذخیره سازی ها در واکنش به تکانه تقاضای جاری استفاده نشده است.

واکنش همزمان تولید نفت خام به یک انحراف معیار تکانه در تقاضای سفته‌بازی نفت نیز کاهش واکنش همزمان تولید نفت خام به تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری را تأیید می‌کند. البته مقدار واکنش همزمان تولید نفت خام به یک تکانه تقاضای سفته‌بازی همواره کمتر از واکنش آن به تکانه تقاضای جاری است. همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود مقدار واکنش تولید نفت خام از سال ۹۷-۱۹۹۱ کاهش یافته و تقریباً نصف متوسط دوره قبل از آن شده است. پس از این دوره شاهد رشد محدودی در واکنش همزمان قیمت حقیقی نفت خام به تکانه تقاضای سفته‌بازی تا سال ۲۰۰۳ بوده‌ایم. از سال ۲۰۰۳ به بعد که همراه با افزایش حجم ذخیره‌سازی نفت بوده است، مقدار واکنش قیمت حقیقی نفت رشد داشته و این روند تا فصل دوم سال ۲۰۰۸ ادامه داشته است. پس از آن و در جریان بحران اقتصاد جهانی در سال ۲۰۰۸ میزان واکنش قیمت حقیقی نفت به تکانه سفته‌بازی کاهش یافته و این روند با شیب کاهنده تا سال ۲۰۱۴ ادامه داشته است. پس از سال ۲۰۱۴ واکنش قیمت حقیقی نفت خام به تکانه تقاضای سفته‌بازی بار دیگر رشد داشته

و این روند تا پایان سال ۲۰۱۶ ادامه داشته است. این شواهد نشان می‌دهد که بخشی از کاهش قیمت نفت خام از سال ۲۰۱۴ مربوط به تقاضای سفته‌بازی ناشی از افزایش انتظارات فزآینده برای قیمت نفت خام بوده که در افزایش سطح ذخیره‌سازی‌های نفت منعکس شده است.

مقدار واکنش همزمان تولید صنعتی جهانی به یک انحراف معیار تکانه مثبت تقاضای سفته‌بازی نفت نوسانات محدودی را داشته است. اگرچه این واکنش در دوره سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۶ افزایش یافته، اما از سال ۲۰۰۶ تا نیمه اول سال ۲۰۰۸ دوباره به شرایط قبلی بازگشته است. از سال ۲۰۰۸ مقدار واکنش تولید صنعتی به تکانه تقاضای سفته‌بازی روند افزایشی داشته و تقریباً ۱/۵ برابر شده است. در مجموع، واکنش همزمان سطح ذخیره‌سازی‌های نفت به تکانه تقاضای سفته‌بازی تقریباً باثبات بوده و تنها تغییر در آن مربوط به دوره قبل از جنگ خلیج‌فارس در سال ۱۹۹۰ می‌باشد. در این دوره مقدار واکنش همزمان به دلیل انتظارات آتی از وضعیت عرضه جهانی نفت رشد داشته است. همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، مقدار واکنش ذخیره‌سازی نفت به تکانه‌های ساختاری موقتی می‌باشد و پس از چهار فصل تقریباً به وضعیت اولیه خود بازمی‌گردد. مقدار واکنش تولید صنعتی جهانی پس از چهار فصل به هر سه تکانه افزایش یافته است. واکنش تولید نفت خام جهانی و قیمت حقیقی نفت پس از چهار فصل تغییر چندانی نداشته است.

با توجه به اهمیت واکنش مقداری و قیمتی بازار نفت به تکانه‌های ساختاری عرضه و تقاضا که منجر به تغییر در عرض از مبدأ منحنی‌های عرضه و تقاضای نفت خام می‌گردد، در نمودارهای (۳) و (۴) مقدار واکنش همزمان تولید نفت خام و قیمت حقیقی نفت خام به یک انحراف معیار تغییر در عرض از مبدأ منحنی‌های عرضه و تقاضای شناسایی شده را بررسی کرده‌ایم. در نمودار (۳) واکنش همزمان تولید نفت خام جهانی به یک انحراف معیار تکانه مثبت عرضه جاری، تقاضای جاری و تقاضای سفته‌بازی نفت نشان داده شده است. همان‌طور که مشخص است مقدار واکنش همزمان تولید نفت خام به هر سه تکانه

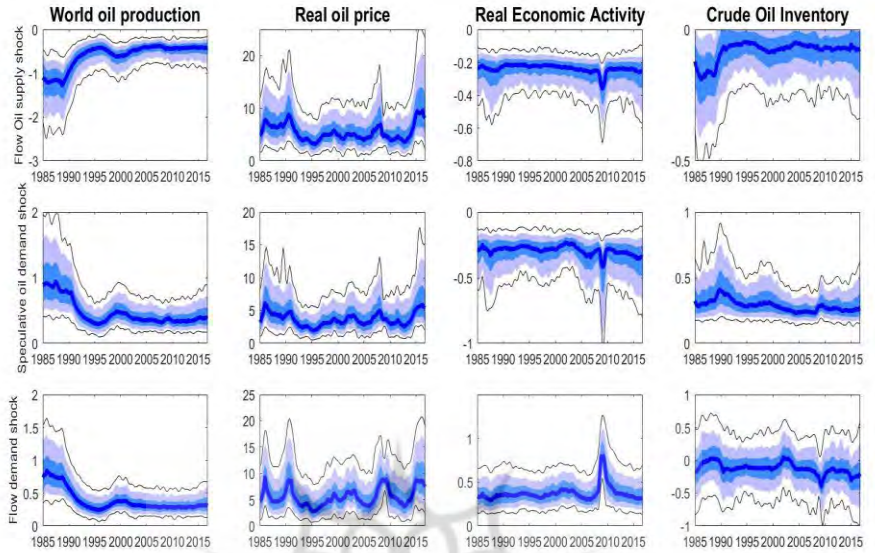
ساختاری بازار نفت در طول زمان کاهش یافته است. البته این کاهش بیشتر مربوط به دوره ۱۹۹۵-۱۹۸۵ بوده و در دوره‌های بعدی شاهد تغییر چندانی در واکنش‌های همزمان تولید نفت خام به تکانه‌های ساختاری نبوده‌ایم. بنابراین تغییر ساختاری صورت گرفته از این منظر بیشتر مربوط به دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ بوده و در دوره‌های بعدی چنین تغییری را شاهد نیستیم. علاوه بر این، مقدار واکنش تولید نفت خام به تکانه عرضه نفت همواره بیشتر از تکانه تقاضای جاری و سفته‌بازی بوده است. نکته حایز اهمیت آنکه واکنش تولید نفت خام به تکانه تقاضای سفته‌بازی همواره بیشتر از تکانه تقاضای جاری نفت بوده است. این موضوع به خوبی نشان می‌دهد که واکنش همزمان تولید نفت خام به تکانه‌های تقاضا تا حدودی به منبع تقاضا وابسته بوده است. تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی که دارای منشأ انتظارات نسبت به وضعیت متغیرهای بنیادین در آینده دارند (تکانه‌های اخبار) معمولاً واکنش همزمان قوی‌تری را از سوی تولید نفت خام به دنبال داشته‌اند. نمودار (۳) واکنش همزمان قیمت حقیقی نفت خام را به یک انحراف معیار تکانه منفی عرضه جاری نفت و یک انحراف معیار در تکانه‌های تقاضای جاری و سفته‌بازی نفت نشان می‌دهد. در مجموع مقدار واکنش قیمت‌های حقیقی نفت به تکانه‌های ساختاری بازار دارای نوسان بوده است با وجود آنکه در دهه ۱۹۸۰ این واکنش‌ها از دهه ۱۹۹۰ و حتی اوایل دهه ۲۰۰۰ بیشتر بوده است، اما پس از سال ۲۰۰۸ مقدار واکنش قیمت نفت به تکانه‌ها به تدریج افزایش یافته و تا پایان سال ۲۰۰۶ از دهه ۱۹۸۰ نیز فراتر رفته است. مقدار واکنش قیمت حقیقی نفت به تکانه‌های ساختاری در مجموع در دوره‌های بحران در بازار نفت با دوره‌های دیگر متفاوت بوده است و در این بازه‌ها شاهد جهش واکنش همزمان قیمت حقیقی نفت به تکانه‌های ساختاری هستیم. مقدار واکنش همزمان قیمت حقیقی نفت خام به تکانه منفی عرضه جاری نفت تا قبل از سال ۲۰۰۰ معمولاً بیشتر از دیگر تکانه‌ها بوده است، اما پس از این دوره مقدار واکنش همزمان قیمت حقیقی نفت به تکانه مثبت تقاضای جاری نفت افزایش یافته و به استثناء سال‌های ۷-۲۰۰۵ بیشتر از دیگر تکانه‌ها بوده است. البته از سال ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۴ مقدار واکنش قیمت حقیقی نفت به تکانه تقاضای جاری تقریباً برابر با تکانه عرضه جاری

نفت بوده است و پس از سال ۲۰۱۴ تا سال ۲۰۱۶ به تدریج واکنش قیمت حقیقی نفت خام به تکانه عرضه بیشتر از تکانه تقاضای جاری نفت شده است. لازم به ذکر است که برخلاف واکنش همزمان تولید نفت خام جهانی، واکنش قیمت حقیقی نفت خام به تکانه تقاضای جاری نفت همواره از تکانه تقاضای سفته‌بازی بیشتر بوده است. این موضوع به خوبی نشان می‌دهد که تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی تأثیر بیشتری را بر تولید نفت خام دارند و لذا کمتر منجر به افزایش قیمت حقیقی نفت می‌شوند. در مجموع، روند تحولات واکنش همزمان متغیرهای تولید و قیمت حقیقی نفت خام به تکانه‌های ساختاری شناسایی شده بازار نفت به خوبی نشان می‌دهد که شیب تابع عرضه و تقاضای کوتاه‌مدت نفت در طول زمان کاهش یافته است. علاوه بر این، شیب تابع عرضه نفت در صورت اصابت تکانه تقاضای سفته‌بازی کمتر از شیب تابع عرضه نفت در صورت اصابت تکانه تقاضای جاری نفت است.

در نمودار (۴) مقدار واکنش همزمان قیمتی و مقداری به تکانه‌های ساختاری عرضه و تقاضای جاری در الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) با الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان که در این مقاله تخمین زده شده است مقایسه گردیده است. همان‌طور که در فصل‌های قبل توضیح داده شد، در الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) که مبتنی بر تعادل جزئی بازار نقدی نفت می‌باشد، واکنش به تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری ساختاری که منجر به تغییر در عرض از مبدأ منحنی‌های عرضه و تقاضا می‌شود منجر به ترکیبی از واکنش تولید نفت خام (مقداری) و قیمت حقیقی نفت‌خام در کوتاه‌مدت می‌شود. اما در الگوی اصلی این مقاله که تعادل بازار نقدی و ذخیره‌سازی نفت را به طور همزمان در نظر می‌گیرد، علاوه بر واکنش مقداری و قیمتی، امکان تغییر در سطح ذخیره‌سازی‌های نفت نیز وجود دارد. بنابراین علاوه بر تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری نفت امکان شناسایی تکانه تقاضای سفته‌بازی نفت نیز وجود دارد که در الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) میسر نبود. لازم به ذکر است که در برآورد واکنش مقداری و قیمتی بازار نفت به تکانه های ساختاری، فرض بر این است که مقدار

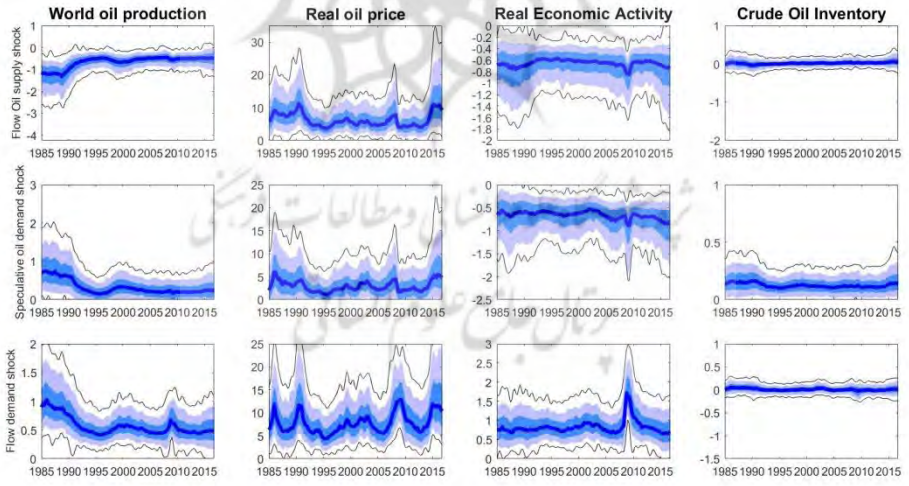
تولید و مصرف در هر دوره با هم برابر است. بنابراین مقایسه واکنش همزمان تولید و قیمت حقیقی نفت خام در واکنش به تکانه‌های ساختاری عرضه و تقاضای جاری در دو الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) و کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) این امکان را ایجاد می‌کند که تأثیر اضافه شدن متغیر ذخیره‌سازی بر تخمین واکنش مقداری و قیمتی به تکانه‌های ساختاری عرضه و تقاضای جاری را بررسی نماییم. همان‌طور که در نمودار (۴) مشاهده می‌شود، با وجود آنکه نحوه تغییرات مقدار واکنش مقداری و قیمتی نفت در الگوی اصلی و باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) با هم مشابه بوده اما مقدار واکنش همزمان تولید و قیمت نفت‌خام تخمین‌زده شده با استفاده از الگوی اصلی همواره کمتر از برآورد حاصل از اعمال الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) است. این موضوع نشان می‌دهد که اضافه شدن سطح ذخیره‌سازی‌ها باعث شده تا مقدار واکنش کوتاه‌مدت تولید و قیمت حقیقی نفت کمتر از الگوی باومیستر و پیرسمن برآورد شود. اگر چه نتوانسته به طور کلی تأثیر معناداری را در روند تغییرات واکنش همزمان قیمتی و مقداری به تکانه های عرضه و تقاضای جاری بگذارد. البته تأثیر کاهش ذخیره‌سازی‌ها بر کاهش تخمین واکنش همزمان قیمت بیشتر از تولید بوده است. برخلاف انتظار مشاهده می‌شود که اضافه شدن ذخیره‌سازی‌ها باعث شده تا واکنش مقداری تخمین‌زده شده به تکانه مثبت تقاضای جاری نفت در الگوی اصلی در مقایسه با الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) بیشتر باشد، اگر چه واکنش برآورد شده قیمتی همزمان همچنان کمتر از الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) بوده است.

پرتال جامع علوم انسانی



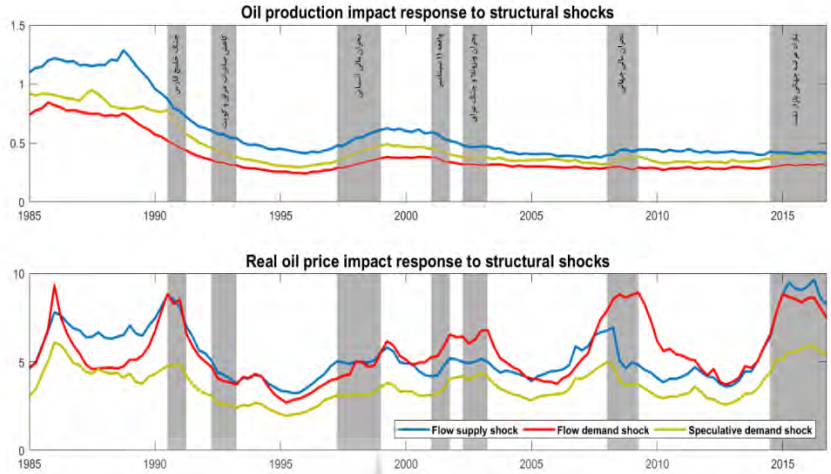
نمودار ۱. واکنش همزمان متغیرها به تکانه‌های ساختاری در دوره ۲۰۱٦-۱۹۸۵

نوارهای آبی پررنگ و کمرنگ به ترتیب نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۶۸، ۸۴ و ۹۵ درصد می‌باشد و نوار سفیدرنگ دامنه تغییرات واکنش را در هر دوره نشان می‌دهد.

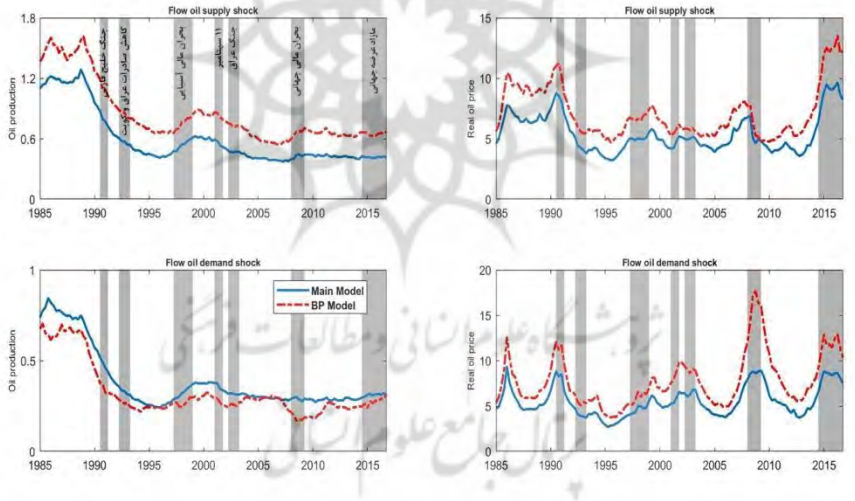


نمودار ۲. واکنش پس از ٤ فصل متغیرها به تکانه‌های ساختاری در دوره ۲۰۱٦-۱۹۸۵

نوارهای آبی پررنگ و کمرنگ به ترتیب نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۶۸، ۸۴ و ۹۵ درصد می‌باشد و نوار سفیدرنگ دامنه تغییرات واکنش را در هر دوره نشان می‌دهد.



نمودار۳. مقایسه واکنش همزمان تولید و قیمت حقیقی نفت خام به تکانه‌های ساختاری



نمودار ٤. مقایسه واکنش همزمان تولید و قیمت حقیقی نفت خام به تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری در الگوی اصلی با باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳)

۹. نتیجه‌گیری

تغییر رویکرد سیاست‌های پولی به سمت رژیم هدف‌گذاری تورمی، افزایش انعطاف بازار کار، کاهش سهم نفت در سبد انرژی جهان به دلیل رشد فناوری‌های انرژی‌های جایگزین، افزایش کارایی مصرف نفت در جهان، کاهش ظرفیت مازاد تولید، تحولات بازارهای مشتقات مالی نفت‌خام که فرصت‌های جدیدی را برای تسهیم ریسک و سودآوری فراهم آورده و همچنین تبدیل برخی از کشورهای واردکننده به صادرکننده نفت این فرضیه را در میان اقتصاددانان مطرح ساخته که آیا بازار نفت خام با تغییر ساختار روبه‌رو شده و سازوکارهای انتقال تکانه‌های نفتی در طی زمان تغییر نموده است؟

برای آزمون فرضیه فوق در این مقاله از یک الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان استفاده گردید که تکانه‌های ساختاری بازار نفت در چارچوب ساختار آن از روش کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) شناسایی گردید. در ادامه برای بررسی تغییرات مکانیزم انتقال تکانه‌های ساختاری از توابع عکس‌العمل آنی عمومی برای هر چهار متغیر تولید نفت خام، تولید صنعتی جهانی، قیمت حقیقی نفت خام و سطح ذخیره‌سازی‌های نفت خام در پاسخ به تکانه‌های ساختاری عرضه جاری نفت، تقاضای جاری نفت و تقاضای سفته‌بازی نفت استفاده شد. علاوه بر این، واریانس تکانه‌های ساختاری در هر دوره زمانی در بازه سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۵ اندازه‌گیری گردید.

نتایج تجربی به دست آمده نشان می‌دهد که واکنش همزمان تولید نفت خام به تکانه‌های ساختاری عرضه جاری، تقاضای جاری و تقاضای سفته‌بازی نفت در طول زمان روندی کاهشی را دنبال کرده است. البته این کاهش عمدتاً در اوایل دهه ۹۰ صورت گرفته و پس از آن تقریباً مقدار واکنش مقداری به تکانه‌های سه‌گانه اشاره شده تغییری نداشته است. واکنش قیمتی به تکانه‌ها دارای جهش‌هایی است که در دوره‌های بحران در اقتصاد جهانی یا بازار نفت روی داده است. مقطع زمانی جنگ خلیج فارس، بحران آسیای جنوب شرقی، واقعه ۱۱ سپتامبر، جنگ عراق، رکود اقتصادی سال ۲۰۰۸ میلادی و مازاد عرضه سال ۲۰۱۴ مهمترین دوره‌هایی هستند که واکنش همزمان به تکانه‌ها رشد داشته است. البته در مجموع این جهش برای تکانه تقاضای جاری بیشتر از بقیه تکانه‌ها بوده است.

مقایسه واکنش‌های همزمان قیمتی و مقداری به تکانه‌های ساختاری الگو نشان می‌دهد که واکنش مقداری به تکانه عرضه نفت جاری بیشتر از تکانه‌های تقاضا است. جالب آنکه واکنش مقداری به تکانه تقاضای سفته‌بازی معمولاً بیشتر از تکانه تقاضای جاری است. برخلاف تولید، واکنش قیمت حقیقی نفت خام به تکانه تقاضای جاری بیشتر از تکانه تقاضای سفته‌بازی بوده است. مقایسه واکنش قیمتی به تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری نشان می‌دهد که تقریباً تا قبل از سال ۲۰۰۰ مقدار واکنش قیمتی به تکانه عرضه معمولاً بیشتر از تکانه تقاضای جاری بوده است. اما در دهه ۲۰۰۰ به استثناء دوره ۷-۲۰۰۵ واکنش قیمتی به تکانه‌های تقاضای جاری بیشتر بوده است. این روند تا سال ۲۰۱۴ نیز ادامه داشته اما از سال ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ واکنش قیمتی به تکانه عرضه بار دیگر بیشتر از تکانه تقاضای جاری نفت شده است.

مقایسه واکنش‌های همزمان قیمتی و مقداری بدست آمده از الگوی ما با الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که اضافه شدن متغیر ذخیره‌سازی به الگوی ساختاری بازار نفت باعث برآورد کمتر واکنش قیمتی به تغییر عرض از مبدأ تابع عرضه و تقاضا در تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری می‌گردد. علاوه بر این، واکنش تولید نفت خام به تکانه عرضه جاری در الگوی ما کمتر از برآورد الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) است. اما در خصوص تکانه تقاضای جاری نفت نتیجه کاملاً برعکس است. این نتایج نشان می‌دهد که اضافه شدن ذخیره‌سازی به الگو در مجموع باعث شده تا برآورد واکنش قیمت حقیقی نفت خام در برابر تکانه‌های ساختاری عرضه و تقاضای جاری در مجموع محدودتر شود. تأثیر اضافه شدن متغیر ذخیره‌سازی به الگوی ساختاری بر برآورد واکنش تولید نفت خام همزمان بستگی به منبع تغییردهنده عرض از مبدأ دارد. در صورتی که تکانه تقاضا از جانب فعالیت‌های اقتصادی حقیقی جهانی باشد، وجود متغییر ذخیره‌سازی باعث برآورد بیشتر واکنش مقداری در مقایسه با الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) می‌شود. این در حالی است که برآورد واکنش قیمتی در شرایط اصابت تکانه عرضه جاری نفت کمتر از الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) است.

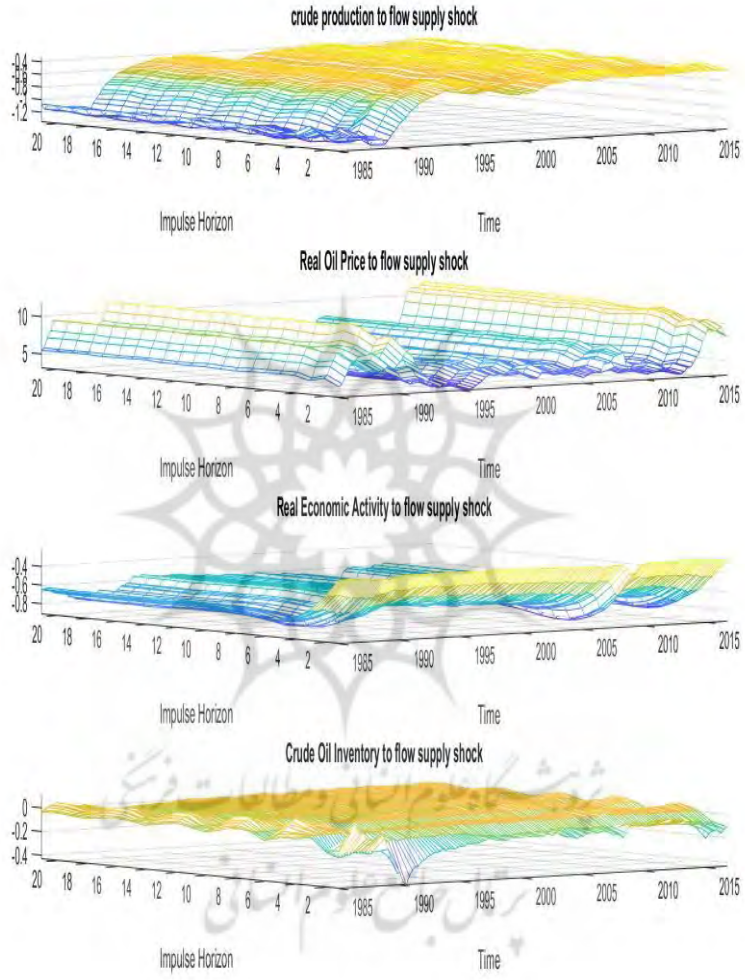
منابع و مآخذ

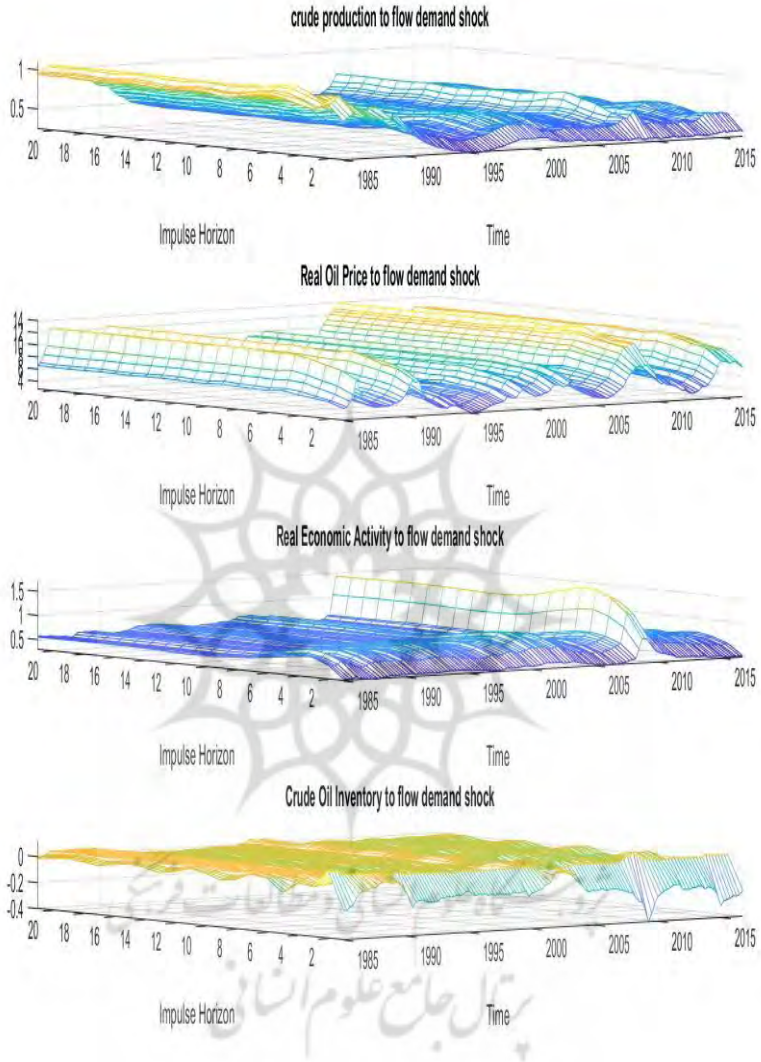
- Bataa, E., Izzeldin, M., & Osborn, D. R. (2016). Changes in the global oil market. Energy Economics, 56, 161-176.
- Baumeister, C., Peersman, G., & Van Robays, I. (2010). "The economic consequences of oil shocks: differences across countries and time. Inflation in an era of relative price shocks.", Reserve Bank of Australia, 91-128.
- Baumeister, C. J., & Hamilton, J. D. (2017). Structural interpretation of vector autoregressions with incomplete identification: Revisiting the role of oil supply and demand shocks (No. w24167). National Bureau of Economic Research.
- Baumeister, C., & Peersman, G. (2013). The role of time- varying price elasticities in accounting for volatility changes in the crude oil market. Journal of Applied Econometrics, 28(7), 1087-1109.
- Beidas-Strom, S., & Pescatori, A. (2014). Oil Price Volatility and the Role of Speculation. IMF working paper.
- Benati, L., & Mumtaz, H. (2007). US evolving macroeconomic dynamics: a structural investigation.
- Blake, A. P., & Mumtaz, H. (2012). Applied Bayesian econometrics for central bankers. Technical Books.
- Blanchard, O. J., & Gali, J. (2007). The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? (No. w13368). National Bureau of Economic Research.
- Caldara, D., Cavallo, M., & Iacoviello, M. M. (2016). Oil price elasticities and oil price fluctuations.
- Canova, F., & Gambetti, L. (2009). Structural changes in the US economy: Is there a role for monetary policy?. Journal of Economic dynamics and control, 33(2), 477-490.
- Carter, C. K., & Kohn, R. (1994). On Gibbs sampling for state space models. Biometrika, 81(3), 541-553.
- Economou, A., Agnolucci, P., Fattouh, B., & De Lipis, V. (2017). A Structural Model of the World Oil Market: The Role of Investment Dynamics and Capacity Constraints.
- Hamilton, J. D. (2003). What is an oil shock?. Journal of econometrics, 113(2), 363-398.
- Jacquier, E., Polson, N. G., & Rossi, P. E. (2002). Bayesian analysis of stochastic volatility models. Journal of Business & Economic Statistics, 20(1), 69-87.

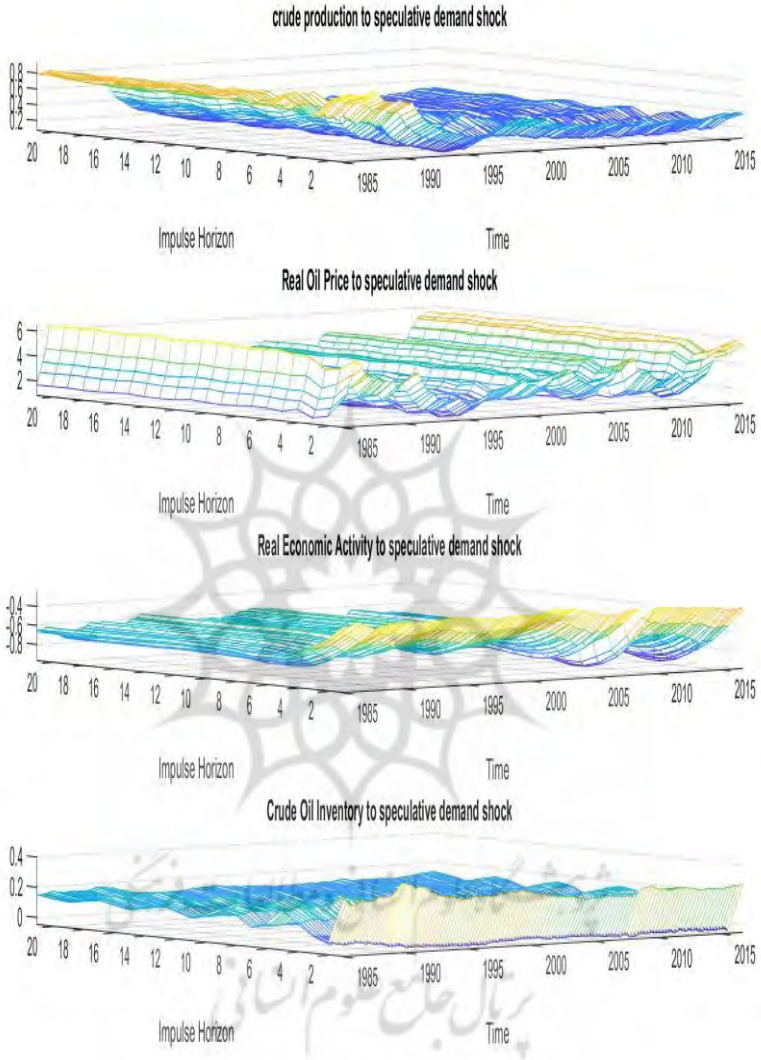
- Juvenal, L., & Petrella, I. (2015). Speculation in the oil market. Journal of Applied Econometrics, 30(4), 621-649.
- Kilian, L. (2009). "Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market.", American Economic Review, 99(3), 1053-69.
- Kilian, L., & Murphy, D. P. (2012). "Why agnostic sign restrictions are not enough: understanding the dynamics of oil market VAR models.", Journal of the European Economic Association, 10(5), 1166-1188.
- Kilian, L., & Murphy, D. P. (2014). The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil. Journal of Applied Econometrics, 29(3), 454-478.
- Kilian, L., & Lee, T. K. (2014). Quantifying the speculative component in the real price of oil: The role of global oil inventories. Journal of International Money and Finance, 42, 71-87.
- Lombardi, M. J., & Van Robays, I. (2011). Do financial investors destabilize the oil price? ECB working paper.
- Lütkepohl, H., & Netšunajev, A. (2014). Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market: How to check sign restrictions in structural VARs. Journal of Applied Econometrics, 29(3), 479-496.
- Pindyck, R. S. (2001). The dynamics of commodity spot and futures markets: a primer. The energy journal, 1-29.
- Pirrong, C. (2012). Commodity Price Dynamics. Cambridge Books.
- Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. The Review of Economic Studies, 72(3), 821-852.
- Working, H. (1949). The theory of price of storage. The American Economic Review, 39(6), 1254-1262

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست الف. نمودارهای سه بعدی توابع عکس‌العمل آنی عمومی




crude production to flow demand shock
Impulse Horizon
Time
Real Oil Price to flow demand shock
Impulse Horizon
Time
Real Economic Activity to flow demand shock
Impulse Horizon
Time
Crude Oil Inventory to flow demand shock
Impulse Horizon
Time


crude production to speculative demand shock
Impulse Horizon
Time
Real Oil Price to speculative demand shock
Impulse Horizon
Time
Real Economic Activity to speculative demand shock
Impulse Horizon
Time
Crude Oil Inventory to speculative demand shock
Impulse Horizon
Time

Time-Varying Transmission Mechanism of Oil Shocks in the Global Crude oil Market: A TVP-VAR Approach

Naser Khiabani[1], Mohammad Amin Naderian[2]

Received: 2018/02/8 Accepted: 2018/07/10

Abstract

In this paper, we have utilized a time-varying parameter vector autoregressive model in order to examine the structural changes in the transmission mechanisms of oil price shocks in the global crude oil market over the period of 1985-2016. In this setting, the contemporaneous response of real oil price and crude oil production to flow oil supply shock, flow oil demand shock, and speculative demand shocks are explored. Results obtained from using Monte Carlo Markov Chain estimation method along with the identification approach proposed by Killian and Murphy (2014) reveal that the impact responses of oil production to the structural shocks follows a decreasing trend throughout the past three decades mainly due to the erosion of global oil production spare capacity. The reaction of oil production to flow oil supply shock is also estimated to be greater than other demand shocks over all dates. Moreover, the contemporaneous impact of structural shocks on real oil prices fail to show a clear pattern, however, jumps experienced in periods where uncertainty heightened and risk aversion strengthened is distinct. The reaction of real crude oil price to flow oil supply shock was more pronounced in 1990s and the period subsequent to oil price plunge in 2014. By contrast, the role of flow oil demand shock in real crude oil price fluctuations was dominant over the period of 2000-2014. While the oil production reacted more strongly to speculative demand shock rather than flow oil demand shocks, the response of real oil price to these two oil demand shocks is completely reversed.

Keywords: Time-Varying Parameter Structural Autoregressive Model, Speculative demand Shock, Flow Oil Supply Shock, Flow Oil Demand Shock**.**
JEL Classification: E31, E32, Q43

1. Associate Professor of Economics Allameh Tabatabaei University (Corresponding Author), Email: naskhiabani@gmail.com
2 . Ph.D Candidate of Economics Allameh Tabatabaei University, Email: ma.naderian@mop.ir