تقاضای سفته‌بازی و پویایی‌های بازار نفت خام: رهیافت الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری همراه با تغییر پارامترها[1]

ناصر خیابانی | naser.khiabani@atu.ac.ir
دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی تهران (نویسنده مسئول)

محمدامین نادریان | ma.naderian@mop.ir
دانشجوی دکتری دانشگاه علامه طباطبایی تهران.

دریافت: ۱۳۹۷/۰۲/۱۹ | پذیرش: ۱۳۹۷/۰۴/۰۷

چکیده: کاهش معنادار اندازهٔ کشش‌های کوتاه‌مدت قیمتی عرضه و تقاضای جاری، همراه با تغییر درجهٔ ریسک‌گریزی معامله‌گران بازارهای مالی، این فرضیه را مطرح می‌کند که تاثیر تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی (انتظارهای متغیرهای بنیادین)، به عنوان محرک تغییر سطح ذخیره‌سازی نفت خام بر تعادل بازار نفت خام در طول زمان تغییر می‌کنند. در این پژوهش، با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان، تلاش می‌شود تا تاثیر هم‌زمان تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی بر قیمت و تولید نفت خام در طول زمان مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور، با بهره‌گیری از روش شناسایی تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی توسط کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، واکنش هم‌زمان متغیرهای قیمت و تولید نفت خام در بازهٔ زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۵ اندازه‌گیری می‌شود. همچنین، اندازهٔ واریانس تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی به عنوان عرض از مبدا تابع تقاضای نفت در طول زمان برآورد می‌شود. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که واکنش هم‌زمان تولید نفت خام به تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی نفت خام در طول زمان، روندی کاهشی دارد. واکنش قیمت حقیقی نفت خام به تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی نفت دارای جهش‌هایی است که مربوط به دوره‌های افزایش نااطمینانی و ریسک‌گریزی کارگزاران اقتصادی در بازار نفت است. مقدار کشش کوتاه‌مدت قیمتی عرضه در واکنش به تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی در طول زمان روندی کاهشی دارد و در همهٔ دوره‌ها بیشتر از کشش قیمتی کوتاه‌مدت عرضه در واکنش به تکانهٔ تقاضای جاری است. مقدار کشش قیمتی تقاضای دراستفاده، همواره کمتر از کشش قیمتی تقاضای درتولید بوده و روندی کاهشی را طی نموده است. علاوه‌بر این، با وجود آن‌که اندازهٔ واریانس تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی از ابتدای سال ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۵ روندی کاهشی را دنبال کرده، در دوره‌های بعدی، اندازهٔ این واریانس تقریباً روندی باثبات دارد.

کلیدواژه‌ها: الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان، تکانه تقاضای سفته‌بازی نفت، تکانه عرضه جاری نفت، کشش قیمتی تقاضا در استفاده، ذخیره‌سازی نفت.

طبقه‌بندی JEL: Q43, E32, E31.

۱. مقالهٔ حاضر مستخرج از پایان نامهٔ دکتری نویسنده دوم و مورد تأیید دانشگاه علامه طباطبایی است.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم و دوم | شماره ۳ | پاییز ۱۳۹۶ | ص ص ۴۳-۳

مقدمه

رشد قابل‌توجه حجم فعالیت‌های تجاری و رشد بی‌سابقهٔ قراردادهای فعال در بازارهای مالی نفت پس از سال ۲۰۰۳، یکی از مهم‌ترین تغییرهای ساختاری بازار نفت محسوب می‌شود که عمدتاً ناشی از مشارکت بیشتر صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازنشستگی، شرکت‌های بیمه، بانک‌های تجاری و سرمایه‌گذاری، و همچنین سرمایه‌گذاران خرد در بازار مالی است. توسعهٔ ابزارهای مالی جدید، این امکان را به معامله‌گران غیرتجاری می‌دهد تا از راه موافقت‌نامه‌های سوآپ خارج از بورس[1] یا قراردادهای ای‌تی‌اف[2]، اقدام به سرمایه‌گذاری با اهداف سودآوری در بازار مالی کالاهای خام نمایند. در ساختار جدید، نفت به عنوان یک کالای صنعتی به‌شمار نمی‌رود و کارکرد یک دارایی مالی را دارد. افزایش در مشارکت سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی کالای خام، علاوه‌بر رشد حجم قراردادهای فعال، ترکیب فعالان بازار را به نفع سفته‌بازان و معامله‌گران غیرتجاری تغییر می‌دهد. پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهند که رشد فعالیت‌های سفته‌بازانه منجر به افزایش نوسان‌های قیمت نقدی و پاداش ریسک معامله‌گران و همچنین، تقویت هم‌حرکتی میان قیمت نفت خام با دارایی‌های مالی و کالاهای خام غیرانرژی می‌شود (تانگ و ژیونگ[3] (۲۰۱۰)، بیوک‌شاهین و روب[4] (۲۰۱۴)، سیلوننوینن و تورپ[5] (۲۰۱۶)). در واکنش به نگرانی‌های مرتبط با اختلال‌زا بودن فعالیت‌های سفته‌بازانه در بازار نفت خام، آمریکا و اتحادیه اروپا مقررات جدیدی را برای کاهش حضور بانک‌ها و موسسه‌های مالی در بازارهای مالی کالاهای خام به اجرا درمی‌آورند.

موضوع نقش فعالیت‌های سفته‌بازانه در اختلال قیمت‌های نفت خام و سهم آن در نوسان‌های قیمت نفت خام در دو دههٔ گذشته، موضوع مورد مناقشه‌ای میان صاحب‌نظران بوده و پژوهش‌های متعددی در این خصوص صورت گرفته است. یکی از رویکردهای غالب برای بررسی این موضوع، استفاده از رویکردهای مختلف الگوهای خودرگرسیون‌برداری ساختاری به منظور شناسایی تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی و بررسی تاثیر آن بر متغیرهای کلیدی، به‌ویژه قیمت نفت خام، با استفاده از توابع واکنش آنی و تجزیهٔ تاریخی بوده است. در ادبیات اقتصادی، به‌طور کلی، دو رویکرد متفاوت به مدل‌سازی بازار جهانی قیمت نفت خام وجود دارد. در رویکرد نخست، که در الگوهای پیش از ۲۰۰۳

1. Over the Counter (OTC) Swap Agreement
2. Exchange Traded Funds (ETF)
3. Tang and Xiong
4. Buyuksahin and Robe
5. Silvennoinen and Thorp

و الگوهای اولیه کیلیان[1] (۲۰۰۹)، کیلیان و مورفی[2] (۲۰۱۲)، و باومیستر و پیرسمن[3] (۲۰۱۳) نیز مورد استفاده قرار گرفته است، قیمت نفت خام تحت تاثیر تغییرهای غیرمنتظره‌ای در مقدار استخراج نفت از زمین (عرضه جاری نفت[4]) و مقدار مصرف نفت (تقاضای جاری نفت)[5] است و توجه خاصی به ذخیره‌سازی نفت[6] نمی‌گردد. در مقابل، در رویکرد دوم که عمدتاً بر اساس پژوهش‌های پندایک (۲۰۰۱)[7] است، قیمت حقیقی نفت توسط مقدار ذخیره‌سازی موجود در بازار تعیین می‌شود. در این تفسیر، تغییر در انتظارهای فعالان جلونگر بازار در تغییر قیمت حقیقی نفت و ذخیره‌سازی انعکاس پیدا می‌کند. با توجه به افزایش سطح ذخیره‌سازی‌های نفت به‌ویژه پس از سال ۲۰۱۰، اهمیت تفکیک تقاضای نفت خام برای مصرف جاری در برابر تقاضای ذخیره‌سازی افزایش یافت.

کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) در واکنش به این موضوع، یک الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری را برای بازار نفت طراحی کردند که هر دو رویکرد اشاره‌شده در بالا در رابطه با قیمت‌گذاری نفت را به‌طور هم‌زمان پوشش می‌دهند. کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، بر این باورند که اضافه‌کردن متغیر ذخیره‌سازی که انعکاس انتظارهای جلونگر معامله‌گران بازار است، می‌تواند یک منبع جدید برای یک تکانهٔ ساختاری در بازار نفت به‌وجود آورد که ناشی از اصابت تکانه به انتظارهای متغیرهای بنیادین بازار (عرضه و تقاضا) است. این تکانه که از جنس تکانهٔ اخبار[8] است، تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی[9] نامیده می‌شود و با استفاده از شناسایی آن، می‌توان تاثیر این تکانه را بر متغیرهای درون‌زای الگو به‌ویژه قیمت نفت بررسی نمود. روش شناسایی مورد استفاده در این پژوهش مانند پژوهش کیلیان و مورفی (۲۰۱۲)، ترکیب محدودیت علامت برای داده‌های تواتر ماهانه همراه با تعیین کران تجربی برای کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا است. در این چارچوب، چهار تکانهٔ ساختاری عرضهٔ جاری نفت، تقاضای جاری نفت، تقاضای سفته‌بازانهٔ نفت، و تکانهٔ باقی‌مانده[10] برای بازار نفت مطرح است. همچنین فرض می‌شود که تکانهٔ تقاضای سفته‌بازانهٔ نفت، تحت تاثیر اخبار عرضه و تقاضای نفت

1. Kilian
2. Kilian & Murphy
3. Baumeister and Peersman
4. Flow Oil Supply
5. Flow Oil Demand
6. Oil Inventory
7. Pindyck
8. News Shock
9. Speculative Demand Shock
10. Residual Shock

آینده است که در تکانه‌های جاری عرضه و تقاضا منعکس نشده است. انتظارهای کمبود عرضهٔ آینده در مقایسه با تقاضای آتی نفت خام در شرایط عدم‌تغییر بقیهٔ متغیرها، تقاضا را برای ذخیره‌سازی در دوره جاری افزایش می‌دهد که این عامل منجر به افزایش هم‌زمان قیمت حقیقی نفت می‌شود. انباشت ذخیره‌سازی در این حالت، باعث کاهش مصرف نفت (کاهش فعالیت‌های اقتصادی حقیقی) و افزایش تولید نفت می‌شود که واکنشی به افزایش قیمت‌های حقیقی نفت است. نیاز به اشاره است که تفاوت تکانهٔ تقاضای جاری با تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی در واکنش هم‌زمان مصرف نفت (رشد فعالیت اقتصادی حقیقی) به این دو نوع تکانه است.

نتایج به‌دست آمده از پژوهش کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که نقش ذخیره‌سازی در بازار نفت خام بستگی به نوع تکانهٔ عرضه و تقاضای جاری اصابت‌کرده دارد. یک تکانهٔ منفی عرضهٔ جاری باعث تخلیهٔ ذخیره‌سازی‌ها جهت هموارسازی تولید نفت خام و فرآورده‌های نفتی می‌شود؛ اما اصابت یک تکانهٔ مثبت تقاضای جاری در ابتدا تقریباً هیچ تاثیری بر سطح ذخیره‌سازی‌ها ندارد. در حالی که به‌تدریج، به‌طور موقتی سطح ذخیره‌سازی‌ها را کاهش می‌دهد. همچنین، نتایج به‌دست آمده از تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی ذخیره‌سازی نفت خام نشان می‌هد که در کوتاه‌مدت، ۲۹ درصد از تغییرهای ذخیره‌سازی نفت خام، ناشی از تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی نفت خام است. تکانهٔ عرضهٔ جاری و تقاضای جاری نفت خام به ترتیب ۲۶ و ۲ درصد از کل تغییرها را توضیح می‌دهند. در افق بلندمدت، میزان توضیح‌دهندگی تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی و عرضهٔ جاری به ترتیب به ۲۷ و ۲۴ درصد افت می‌کند اما سهم تکانهٔ تقاضای جاری به ۱۵ درصد افزایش می‌یابد. این شواهد نشان می‌دهد که نوسان‌های ذخیره‌سازی نفت عمدتاً منعکس‌کنندهٔ فعالیت‌های سفته‌بازانه و هموارسازی تولید، توسط پالایشگران در واکنش به تکانه‌های عرضهٔ نفت است. البته، این نتیجه با نقش پررنگ تکانهٔ تقاضای جاری در توضیح تغییرهای قیمت حقیقی نفت خام، ناسازگار به‌نظر می‌رسد. در بلندمدت، ۸۷ درصد از نوسان‌های قیمت نفت به تکانهٔ تقاضای جاری نفت خام ارتباط دارد. این در حالی است که سهم تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی و عرضهٔ جاری، به ترتیب برابر با ۹ و ۳ درصد است. کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، با استفاده از ارائه تجزیهٔ تاریخی قیمت نفت خام به تکانه‌های ساختاری نشان می‌دهند که هیچ‌گونه ارتباط نظام‌مندی بین تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی نفت و رشد قیمت‌ها در این دوره نیست و از این‌رو، این دیدگاه را از نظر آماری و تجربی بدون پشتیبانی می‌دانند. کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) ضمن رد دیدگاه‌های پیشین، بار دیگر بر نتیجه‌گیری ارائه‌شده در پژوهش‌های پیشین خود تاکید می‌کنند و معتقدند که مهم‌ترین عامل افزایش قیمت‌های حقیقی در فاصلهٔ سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۳ تکانهٔ

تقاضای جاری نفت همراه با ادوار تجاری جهانی[1] بوده است.

نتایج به‌دست آمده توسط کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، مورد نقد برخی از صاحب‌نظران قرار گرفت؛ اما در این میان، بحث عدم‌تاثیرگذاری معنادار سفته‌بازی بر قیمت نفت در فاصلهٔ سال‌های پس از ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۸ از اهمیت بیشتری برخوردار بود. زیرا، این مسئله باعث می‌شود تا برخی از نهادهای قانونی در آمریکا و اروپا به دنبال تدوین مقررات جدیدی برای محدودکردن معامله‌ها در بازارهای مالی کالاهای خام مانند نفت باشند. اما در سیر تحولات پژوهش‌های انجام‌شده در خصوص تأثیرگذاری تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی بر قیمت نفت خام که در بخش پیشینه پژوهش به آنها پرداخته شده است، فرض بر این بوده که کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا، و اندازهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری الگوهای خودرگرسیون‌برداری مقداری ثابت است. این در حالی است که طبق پژوهش باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳)، اندازهٔ این پارامترها در طول زمان دست‌خوش تغییر شده است و از این‌رو، کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضای جاری و اندازهٔ واریانس تکانه‌های آن‌ها با تغییر زمانی مواجه بوده است. علاوه‌بر این، پژوهش همیلتون و وو[2] (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که پاداش ریسک معامله‌گران در بازار آتی‌های نفت خام از سال ۲۰۰۵ به بعد با نوسان مواجه بوده و روندی متغیر داشته است. این شواهد بیان‌گر این است که همراه با تغییر ساختاری در بازار نفت، نقش انتظارها و به‌طور ویژه، تقاضای سفته‌بازی در بازار نفت با تغییر مواجه است. به منظور بررسی این موضوع در پژوهش حاضر، یک الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری همراه با پارامترهای متغیر طراحی شده که علاوه‌بر شناسایی تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری، امکان شناسایی تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی نفت را دارد. تخمین توابع عمومی واکنش آنی با استفاده از روش زنجیره‌های مارکوف مونت‌کارلو[3]، مقدار واکنش قیمتی و مقداری را هم‌زمان به تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی میسر می‌کند. علاوه‌بر این، در این پژوهش مقدار کشش قیمتی تقاضای کوتاه‌مدت دراستفاده، مورد محاسبه قرار می‌گیرد که دربرگیرندهٔ واکنش هم‌زمان ذخیره‌سازی و تولید به تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری است.

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که مقدار کشش‌های کوتاه‌مدت قیمتی عرضه در واکنش به تکانهٔ تقاضای جاری و سفته‌بازی و کشش قیمتی تقاضا در تولید در طول زمان، روندی کاهشی داشته که عمدتاً پیش از سال ۱۹۹۵ صورت گرفته و پس از آن، نوسان‌های محدودی را تجربه کرده است. همچنین، مقدار کشش قیمتی تقاضا دراستفاده، که برای درنظرگرفتن نقش ذخیره‌سازی در واکنش

1. Global Business Cycles
2. Hamilton & Wu
3. Markov Chain Monte Carlo Method (MCMC)

به تکانه‌های عرضه تخمین زده شده، در طول زمان روندی نزولی را طی کرده که نشان می‌دهد مقدار واکنش تغییر ذخیره‌سازی به تکانه‌های عرضهٔ جاری جهت هموارسازی قیمت حقیقی نفت از دهه ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ روندی کاهشی را طی کرده است. با وجود آن‌که اندازهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری الگو از ابتدای سال ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۵ روندی کاهشی داشته است، در دوره‌های بعدی، اندازهٔ این واریانس‌ها تقریباً روندی باثبات دارد.

در بخش دوم این مقاله پیشینه پژوهش ارائه گردیده است. سپس در بخش سوم مبانی نظری قیمت‌گذاری نفت خام در چارچوب یک الگوی انبارداری عقلایی رقابتی ارائه شده است. در ادامه، در بخش چهارم و پنجم، الگوی تجربی و روش تخمین آن به‌طور کامل تشریح می‌شود. در بخش ششم، روش شناسایی تکانه‌های ساختاری به پیروی از الگوی کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) توضیح داده می‌شود و سپس، در بخش هفتم، متغیرهای الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری همراه با پارامترهای متغیر معرفی می‌شود. بخش هشتم، مربوط به ارائهٔ نتایج تجربی بوده و در پایان نتیجه‌گیری‌ها ارائه می‌شود.

پیشینه پژوهش

همان‌طور که در مقدمه اشاره شد، پژوهشگران مختلفی تلاش کردند تا نقش سفته‌بازی در پویایی‌های بازار نفت را مورد بررسی قرار دهند. در این میان لمباردی و فن‌ربیس[1] (۲۰۱۱) در پژوهش خود، به نتایجی متفاوت با کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) دست یافتند. آن‌ها در پژوهش خود با عنوان "آیا سرمایه‌گذاران مالی قیمت‌های نفت را بی‌ثبات می‌کنند؟"، تلاش کردند تا به این پرسش پاسخ دهند که تا چه میزان فعالیت‌های مالی در بازار آتی‌های نفت باعث بی‌ثباتی قیمت‌های نفت می‌شود. به این منظور، آن‌ها با مطرح‌کردن وجود ناکارایی در بازارهای مالی و نبود شرط عدم‌آربیتراژ[2] در رابطهٔ بازار آتی‌ها و بازار نقدی، یک تکانهٔ ساختاری مالی ثبات‌زدا[3] را در بازار نفت تعریف کردند که قیمت نفت خام را تحت تاثیر قرار داده و به تعبیری، باعث اختلال[4] در قیمت نفت خام می‌شود. لمباردی و فن‌ربیس (۲۰۱۱)، برای شناسایی این تکانه از رابطهٔ بین بازار آتی‌ها و بازار نقدی مستخرج از پژوهش پندایک (۲۰۰۱)، استفاده کردند. نکتهٔ اساسی برای شناسایی تکانه‌های بنیادین از غیربنیادین، در چارچوب روش شناسایی تعیین علامت این پژوهش به این ترتیب است که تکانه‌های بنیادین سه‌گانه

1. Lombardi & Van Robays
2. No-arbitrage Condition
3. Destabilizing Financial Activity Shock
4. Distortion

(عرضه نفت، تقاضای نفت ناشی از فعالیت‌های اقتصادی حقیقی، و تکانهٔ تقاضای مختص بازار نفت)، باعث افزایش قیمت آتی‌های نفت و کاهش اختلاف قیمت آتی‌ها و نقدی می‌گردد؛ اما تکانه‌های غیربنیادین مالی ثبات‌زدا به‌طور هم‌زمان، قیمت آتی‌ها و اختلاف قیمت آتی‌ها و نقدی را افزایش می‌دهند. نتایج به‌دست آمده از توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که تکانهٔ غیربنیادین مالی ثبات‌زدا به‌طور هم‌زمان قیمت آتی‌ها و اختلاف قیمت آتی‌ها و نقدی را افزایش می‌دهد. تاثیر تکانهٔ غیربنیادین مالی بر قیمت نفت، مثبت اما بسیار موقتی است. گذار از افزایش قیمت آتی‌ها در نتیجهٔ اصابت تکانهٔ غیربنیادین مالی ثبات‌زدا به قیمت نقدی ناکامل است. بنابراین، اختلاف قیمت آتی‌ها و نقدی به‌طور دائمی افزایش می‌یابد. همچنین، واکنش تولید و ذخیره‌سازی نفت به این تکانه خنثی است. علاوه‌بر این، تکانهٔ غیربنیادین مالی بر فعالیت‌های اقتصادی حقیقی تاثیر معناداری ندارد. نتایج به‌دست آمده از تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی این الگو نشان می‌دهد که به‌طور متوسط تکانهٔ غیربنیادین مالی حدود ۱۰ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی قیمت نفت نقدی را توضیح می‌دهد. طبق این نتایج، لمباردی و فن‌ربیس (۲۰۱۱) نتیجه می‌گیرند که فعالیت‌های مالی در بازار آتی‌های نفت خام می‌تواند به‌طور معناداری بر قیمت نقدی نفت تاثیرگذار باشد. این به این معناست که برخلاف تاثیر کوتاه‌مدت معامله‌های سفته‌بازانه در بازار نفت، این متغیر در تعیین قیمت‌ها در بازار نفت از اهمیت برخوردار است.

یکی دیگر از پژوهش‌هایی که به موضوع سفته‌بازی در بازار نفت پرداخته و برای بررسی آن از الگوهای خودرگرسیون‌برداری استفاده می‌کند، پژوهش جوونال و پترلا[1] (۲۰۱۵) است. روش این پژوهش، بسط الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) است. این تغییرها از دو جنبه مدنظر این پژوهش قرار گرفته است. نخست آن‌که، برای ارتقای کفایت اطلاعاتی[2] در چارچوب الگوی کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، که تنها چهار متغیر درون‌زای رشد تولید نفت جهانی، شاخص فعالیت حقیقی اقتصاد جهانی، قیمت حقیقی نفت خام، و تغییرهای ذخیره‌سازی نفت خام را دربر می‌گیرد، طبق پیشنهاد برنانکی، بویوین و الیاسز [3] (۲۰۰۵) برای محاسبهٔ متغیر فعالیت حقیقی اقتصاد جهانی با استفاده از روش تحلیل عاملی، شاخصی مبتنی بر اطلاعات گسترده از اقتصاد کلان، بازارهای مالی، و کالاهای خام در اقتصادهای پیشرفته و نوظهور محاسبه می‌شود. جوونال و پترلا (۲۰۱۵) بر این اعتقاد هستند که تکانهٔ سفته‌بازی شناسایی‌شده، از راه ذخیره‌سازی توسط کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) دارای سه بخش است: تکانه‌های نااطمینانی که باعث افزایش تقاضای احتیاطی است،

1. Juvenal & Petrella
2. Information Adequacy
3. Bernanke, Boivin & Eliasz

تکانه‌های ناشی از انتظارهای کمبود خالص عرضه در بازار، و تکانهٔ سفته‌بازی معامله‌گران. این سه بخش به‌طور جداگانه در پژوهش کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) شناسایی نشدند. هدف جوونال و پترلا (۲۰۱۵)، شناسایی تکانهٔ سفته‌بازی معامله‌گران[1] (بخش سوم) در برابر تکانهٔ تقاضای ذخیره‌سازی (بخش اول و دوم) است. تقاضای سفته‌بازی در پژوهش جوونال و پترلا (۲۰۱۵)، ناظر بر افزایش مشارکت نهادهای مالی، صندوق‌های پوشش ریسک[2]، و دیگر صندوق‌های سرمایه‌گذاری در بازار مالی آتی‌های کالاهای خام (مانند نفت خام) است. این سفته‌بازان پس از اتخاذ یک موضع خرید برای یک قرارداد با سررسید کوتاه‌مدت تا میان‌مدت، چند هفته پیش از سررسید، قرارداد ذکر شده را به فروش رسانده و دوباره با توجه به سود به‌دست آمده از خرید و فروش قرارداد برای یک قرارداد جدید موضع خرید می‌گیرند و این روند ادامه پیدا می‌کند. وقتی قیمت‌های نفت در حال افزایش است، قیمت‌های فروش از قیمت خرید بالاتر بوده و سرمایه‌گذاران از این محل، بدون آن‌که در بازار فیزیکی هیچ‌گونه مداخله‌ای داشته باشند، می‌توانند سود مناسبی کسب کنند. هرچه این موسسه‌های مالی، مشارکت بیشتری در بازار آتی‌ها داشته باشند، قیمت آتی‌های نفت بیشتر افزایش می‌یابد و همراه با آن، قیمت‌های نقدی تحت تاثیر قرار می‌گیرد. در واقع، از این مجرا، قراردادهای آتی‌های کالاهای خام مانند نفت، تبدیل به یک دارایی در سبد موسسه‌های مالی می‌شود. با این توضیح، جوونال و پترلا (۲۰۱۵)، تکانهٔ سفته‌بازی در بازار نفت را تکانه‌ای تعریف می‌کنند که به‌طور هم‌زمان باعث افزایش قیمت نفت، انباشت ذخیره‌سازی، و کاهش تولید نفت شود، اما بر فعالیت‌های اقتصادی حقیقی تاثیر نامشخصی داشته باشد. تکانهٔ سفته‌بازی مثبت باعث افزایش ماندگار قیمت نفت می‌شود. چون تولیدکنندگانی که انتظار افزایش قیمت را در آینده دارند، از تولید نفت امتناع کرده و بر میزان ذخیره‌سازی‌ها افزوده می‌شود. نتایج به‌دست آمده از توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که فعالیت اقتصادی حقیقی در واکنش به این تکانه به‌طور موقتی افزایش می‌یابد، اما دوباره و به‌سرعت تثبیت می‌شود. علاوه‌بر این، با توجه به نتایج تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی قیمت نفت، تکانهٔ سفته‌بازی، پس از تکانهٔ تقاضای جاری نفت، دومین محرک مهم تغییرهای قیمت حقیقی نفت است و ۱۳ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی قیمت حقیقی نفت را تشکیل می‌دهد. تکانهٔ تقاضای ذخیره‌سازی و عرضهٔ نفت نیز ۱۳ و ۸ درصد از نوسان‌های قیمت را توضیح می‌دهند.

یکی دیگر از پژوهش‌هایی که در چارچوب الگوی کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) به بررسی نقش

1. Speculative Trading
2. Hedge Funds

تقاضای سفته‌بازی در بازار نفت پرداخته است، بیداس-اشتروم و پسکاتوری[1] (۲۰۱۴) در صندوق بین‌المللی پول است. آن‌ها در پژوهش خود با عنوان "نوسان‌های قیمت نفت و نقش سفته‌بازی"، تلاش کرده‌اند تا به این پرسش پاسخ دهند که تقاضای سفته‌بازی نفت، تا چه میزان در نوسان‌های قیمت حقیقی نفت تاثیرگذار است. آن‌ها با استفاده از یک الگوی نظری انبارداری رقابتی مبتنی بر انتظارهای عقلایی برای کالاهای قابل‌ذخیره نشان می‌دهند که سفته‌بازی منعکس‌کنندهٔ ماهیت جلونگر کارگزاران اقتصادی است که ذخیره‌سازی‌ها را به منظور هموارسازی تولید و مصرف مدیریت می‌کنند. علاوه‌بر این، این اقدام باعث تثبیت قیمت‌های نقدی نفت در شرایط اصابت تکانه‌های عرضه و تقاضا می‌شود. از این نقطه‌نظر، تقاضای سفته‌بازی نفت نشان‌دهندهٔ رفتار عقلایی تعدیل ذخیره‌سازی‌های سطح‌الارضی نفت در واکنش به انتظارهای قیمت نفت بر پایهٔ اطلاعات جدید از شرایط آیندهٔ بازار نفت است. بنابراین، تغییر در تقاضای سفته‌بازی، واکنش به تغییر انتظاری متغیرهای بنیادین بازار نفت است که به تکانه‌های اخبار موسوم است. ولی، همان‌طور که در پژوهش جوونال و پترلا (۲۰۱۵) اشاره می‌شود، افزایش معامله‌گری اختلال‌زا[2] و استفاده از نفت خام به عنوان دارایی باعث می‌شود تا نگرانی‌های جدیدی در خصوص ثبات‌زدابودن تقاضای سفته‌بازی در بازار نفت ایجاد شود. بیداس-اشتروم و پسکاتوری (۲۰۱۴) معتقدند که این تکانه‌های ثبات‌زدا در چارچوب الگوی کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، در بطن تکانهٔ سفته‌بازی شناسایی‌شده قرار گرفته و بین تقاضای سفته‌بازی ناشی از تکانهٔ اخبار و معامله‌های اختلال‌زا تفکیک قائل نشدند. این پژوهش در واکنش به این مسئله تلاش کرده تا با محدودکردن نقش تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی در واریانس پیش‌بینی خطای قیمت حقیقی نفت، علاوه‌بر محدودیت‌های اعمالی پژوهش کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، تعداد واکنش‌های قابل‌قبول از فرایند شناسایی را کمتر کنند. در واقع، بیداس-اشتروم و پسکاتوری (۲۰۱۴) تلاش کردند تا با بکارگیری محدودیت بر افق زمانی تاثیرگذاری معامله‌گری اختلال‌زا در بازار نفت، دامنه‌ای برای واکنش قیمت نفت به تکانه‌های سفته‌بازی شناسایی نمایند. منطق روش شناسایی تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی نفت آن است که اختلال‌های ناشی از معامله‌گری اختلال‌زا در بازار نفت تاثیر بلندمدت ندارد و آربیتراژ توسط معامله‌گران اصلی که بر پایهٔ متغیرهای بنیادین بازار است، باعث می‌شود تا قیمت‌های نفت در بلندمدت بر اساس عوامل بنیادین بازار نفت تعیین شود و اختلال‌های اشاره‌شده نقشی نداشته باشند. این پژوهش، از همان روش شناسایی تعیین علامت کوتاه‌مدت و کران‌های کشش قیمتی عرضهٔ نفت و

1. Beidas-Strom & Pescatori
2. Noise Trading

انحراف‌معیار تکانهٔ تقاضای نفت جاری اشاره‌شده در پژوهش کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) استفاده نموده و تلاش می‌کند تا همان تکانه‌های ساختاری را با روش جدید شناسایی نماید. نتایج به‌دست آمده از این پژوهش نشان می‌دهد که تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی حدود ۱۰ تا ۳۵ درصد از تغییرهای قیمت حقیقی را توضیح می‌دهد و از این‌رو، یکی از عوامل اصلی نوسان‌های قیمت در کوتاه‌مدت است. با وجود این‌که سهم تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی از تکانهٔ تقاضای جاری نفت (۴۵-۴۰ درصد) کمتر است، اما از توان توضیح‌دهندگی ـ واریانس خطای پیش‌بینی قیمت حقیقی نفت ـ بیشتری در مقایسه با تکانهٔ عرضهٔ جاری (۲۰ درصد) برخوردار است. این به آن معناست که اخبار در خصوص اختلال‌های کوتاه‌مدت عرضه و تغییر در صرف ریسک در بازارهای مالی و سفته‌بازی، نقش غیرقابل اغماضی را در تغییرهای قیمت نفت در کوتاه‌مدت دارند. نتیجهٔ دوم این پژوهش اشاره می‌کند که نوع تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی شناسایی‌شده، نتایج تجزیهٔ تاریخی به‌دست آمده از الگو را تغییر می‌دهد. وقتی در فرایند شناسایی، تقاضای سفته‌بازی، موقتی و دارای تاثیر کوتاه‌مدت بر قیمت‌های نفت حقیقی فرض می‌شود، رشد قیمت‌های بین سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۳ بیشتر با تکانهٔ تقاضای نفت جاری توضیح داده می‌شود. در این حالت، تقاضای سفته‌بازی در توضیح تغییرها پس از سال ۲۰۰۵ و همچنین سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۱۱ سهیم بوده است. در صورتی که تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی دارای تاثیر بزرگ در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر قیمت‌های حقیقی نفت فرض شود، تکانهٔ تقاضای نفت جاری توان توضیح‌دهندگی خود را از دست می‌دهد. در این حالت، تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی بیش از ۲۲ و ۱۳ درصد از تغییرهای کوتاه‌مدت و بلندمدت واریانس خطای پیش‌بینی قیمت نفت خام حقیقی را توضیح می‌دهد.

همان‌طور که در پژوهش‌های اشاره شده در ادبیات پژوهش مشاهده می‌گردد، موضوع تغییر تأثیر تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی بر قیمت نفت خام مدنظر پژوهشگران این حوزه نبوده است. در این مقاله تلاش شده تا این موضوع با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری همراه با تغییر پارامترها مورد بررسی قرار گیرد.

مبانی نظری پژوهش

همان‌طور که پندایک (۲۰۰۱) اشاره می‌کند، میزان نوسان‌های قیمت نفت به عنوان یک کالای خام ذخیره‌پذیر، از ارتباط بین بازارهای نقدی و بازار ذخیره‌سازی به‌دست می‌آیند. در یک بازار رقابتی، برای کالاهای خام ذخیره‌پذیر که با تکانه‌های مصرف و تولید مواجه هستند و کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا به‌طور نسبی کوچک هستند، تولیدکنندگان، مصرف‌کنندگان، یا

دیگر معامله‌گران فعال در این بازارها به منظور هموارسازی تولید یا مصرف، اقدام به ذخیره‌سازی می‌نمایند. بنابراین، ذخیره‌سازی نقش بسیار تعیین‌کننده‌ای در فرایند تعیین قیمت در بازار نفت ایفا می‌کند. ذخیره‌سازی برای کاهش هزینه‌های تعدیل تولید در واکنش به نوسان‌های (پیش‌بینی‌شده یا پیش‌بینی‌نشده) تقاضا و کاهش هزینه‌های بازاریابی برای تضمین تحویل به‌موقع محصول و اجتناب از تخلیهٔ ذخیره‌سازی[1] نگهداری می‌شود. بنابراین، تولیدکنندگان در هنگام تصمیم در خصوص میزان تولید، به مقدار برداشت و ذخیره‌سازی نفت به‌طور هم‌زمان توجه دارند. این تصمیم‌گیری با توجه به دو قیمت مشخص می‌شود: قیمت جاری نقدی برای فروش نفت و قیمت ذخیره‌سازی. نیاز به اشاره است که با وجود غیرقابل‌مشاهده بودن قیمت ذخیره‌سازی، این امکان وجود دارد که این قیمت از راه تفاوت بین قیمت نقدی و قیمت آتی‌ها، یا سلف در سررسید مناسب به‌دست آید. وقتی میزان ذخیره‌سازی در طول زمان تغییر می‌کند، دیگر نیازی به این نیست که تولید و مصرف در هر دوره با هم برابر باشند و قیمت تسویه‌کنندهٔ بازار نه‌تنها از راه عرضه و تقاضای جاری بلکه از راه میزان ذخیره‌سازی تعیین می‌شود. بنابراین، برای درک رفتار بازار نفت خام، باید تعادل هم‌زمان در بازار نقدی و ذخیره‌سازی را لحاظ کرد. به این منظور، از یک مدل انبارداری عقلایی رقابتی[2] که ابتدا توسط ویلیامز[3] (۱۹۳۶)، گوستافسون[4] (۱۹۵۸) و سپس ویلیامز و رایت[5] (۱۹۹۱)، دیتن و لاروک[6] (۱۹۹۶)، و پیرونگ[7] (۲۰۱۲) توسعه داده شده است، جهت مدل‌سازی نظری ساختاری بازار نفت استفاده می‌شود.

ابتدا باید توجه داشت که مقدار تعادلی ذخیره‌سازی، توسط سه بازار مرتبط به‌هم تعیین می‌شود:

الف. عرضه و تقاضا برای مصرف جاری.

ب. عرضه و تقاضای انتظاری در دوره‌های بعد.

ج. ذخیره‌سازی از دورهٔ جاری برای دوره‌های بعدی.

در دورهٔ جاری قیمتی وجود دارد که به‌ازای آن، مقدار عرضه و تقاضای نفت برای مصرف جاری باهم برابر است. به‌ازای هر قیمت بالاتر از این سطح، مقداری مازاد عرضهٔ نفت در دورهٔ جاری وجود خواهد

1. Stock Out
2. Competitive Rational Storage Model
3. Williams
4. Gustafson
5. Williams & Wright
6. Deaton & Laroque.
7. Pirrong

داشت. این عرضهٔ اضافی، برابر با مقدار ذخیره‌سازی است که بازار تمایل دارد به بازار انبار[1] در پایان دورهٔ جاری عرضه کند. بنابراین، عرضهٔ ذخیره‌سازی تفاوت افقی بین منحنی عرضه و تقاضای جاری است. فعالان بازار در دورهٔ جاری به دوره‌های بعدی توجه دارند و تمایل به تولید، مصرف، یا ذخیره‌کردن نفت را پیش‌بینی می‌کنند. در این شرایط، اگر قیمت‌های انتظاری به اندازهٔ کافی بالا باشد، تولیدکنندگان در دورهٔ بعد به اندازه کافی تولید می‌کنند تا تقاضای انتظاری در دورهٔ بعد به‌طور کامل تامین شود. در قیمت‌های پایین‌تر، بخشی از تقاضای بازار در دورهٔ بعد از محل ذخیره‌سازی‌های دورهٔ پیشین تامین می‌شود. بنابراین، تقاضای ذخیره‌سازی تفاوت افقی بین تقاضا و عرضه انتظاری در دورهٔ بعد است.

در واقع، بازار انبار، دورهٔ جاری را به دورهٔ بعد ارتباط می‌دهد. بنگاه‌های انباردار، مازاد عرضه را در دورهٔ جاری خریداری می‌کنند، یک دوره آن را نگهداری می‌کنند و در دورهٔ بعد به فروش می‌رسانند. در این پژوهش، با پیروی از رویکرد ورکینگ[2] (۱۹۴۹)، هزینهٔ نهایی انبار، تابعی فزاینده از سطح ذخیره‌سازی درنظر گرفته می‌شود. شایان توجه است که هزینهٔ نهایی انبار می‌تواند منفی باشد؛ که ناشی از ثمرِهای رفاهی است. ثمرِهای رفاهی در اینجا، جریان منافعی است که برای بنگاه نگهداری‌کننده انبار (انباردار) حاصل می‌شود.

برای مدل‌سازی چارچوب مفهومی بالا، فرض کنید که p_t قیمت نقدی در زمان t در بازار نقدی باشد. با توجه به عدم‌امکان افزایش تولید هم‌زمان نفت خام پس از مشاهدهٔ قیمت نفت، در اینجا فرض می‌شود که عرضهٔ نفت تابعی فزاینده از قیمت نفت انتظاری در دورهٔ قبل $E_{t-1}(P_t)$ است. از سوی دیگر، تقاضای نفت، واکنش هم‌زمان به قیمت نفت داشته و فرض می‌شود که تابعی کاهشی از قیمت نفت جاری (p_t) است. بازار انبار دوره t را به دوره t+1 مرتبط می‌کند. بنگاه‌های انباردار، مازاد عرضهٔ نفت را در دوره t خریداری کرده، برای یک دوره نگهداری می‌کنند، و سپس در دوره t+1 به فروش می‌رسانند. تمایل به عرضهٔ انبار، تابعی از بازدهی آن است که با توجه به منحنی ورکینگ، تابعی فزاینده از اختلاف قیمت انتظاری در دوره t+1 و دوره t $(E_t(P_{t+1}) - P_t)$ است.

---

۱. در ادبیات انبار کالاهای خام (Commodity Storage Literature) بین ذخیره‌سازی (Inventory) و انبار (Storage) تفاوت وجود دارد. ذخیره‌سازی، نشان‌دهنده حجم نفت خامی است که در دوره جاری مصرف نمی‌شود و برای مصرف در دوره‌های آتی ذخیره می‌شود. انبار، نشان‌دهنده خدمات نگهداری این ذخیره‌های نفت بین دوره جاری و دوره آتی مصرف است. بنابراین، ذخیره‌سازی و انبار، دارای بازار خاص خود، و عرضه و تقاضای مجزا هستند.

2. Working

سه تکانهٔ بالقوه نوسان‌های بازار نفت را در این چارچوب توضیح می‌دهند. تکانهٔ خالص عرضه دورهٔ جاری ($u_{s,t}$)، اختلاف بین تکانهٔ عرضه و تقاضای جاری است، تکانهٔ انتظارهای مربوط به دورهٔ بعد ($u_{e,t}$)، مربوط به انتظارهای عرضه و تقاضای دورهٔ بعد می‌شود و به دورهٔ جاری ارتباطی ندارد و تکانهٔ عرضهٔ انبار ($u_{w,t}$). ممکن است این تکانه‌ها، درجهٔ ماندگاری متفاوتی داشته باشند که تاثیرهای مختلفی را در بازار دارد. بنابراین، در اینجا به صورت تکانه‌های خودهم‌بسته مرتبه اول به صورت رابطه (۱ تا ۳) تصریح می‌شوند:

$$u_{s,t} = \rho_s u_{s,t-1} + \varepsilon_{s,t}\varepsilon_{s,t} \sim IN(0, \sigma_s^2) \quad (۱)$$

$$u_{e,t} = \rho_e u_{s,t-1} + \varepsilon_{e,t}\varepsilon_{e,t} \sim IN(0, \sigma_e^2) \quad (۲)$$

$$u_{w,t} = \rho_w u_{s,t-1} + \varepsilon_{w,t}\varepsilon_{w,t} \sim IN(0, \sigma_w^2) \quad (۳)$$

در چارچوب این الگو، خالص عرضه در دوره t به صورت رابطه (۴) است:

$$S_t - D_t = f(E_{t-1}(P_t), P_t, u_{s,t}) \quad (۴)$$

همچنین فرض می‌شود که صرف ریسک در بازار مالی وجود ندارد و از این‌رو، قیمت آتی‌ها در زمان *t-1* برای تحویل در دوره t با قیمت انتظاری برابر است: $E_{t-1}(P_t) = F_{t-1,t}$.

همان‌طور که در بالا اشاره شد، تابع عرضهٔ انبار به پیروی از ورکینگ (۱۹۴۹) به صورت رابطه (۵) است:

$$F_{t-1,t} - P_t = c(I_t, P_t, u_{w,t}) \quad (۵)$$

در اینجا فرض می‌شود که $c(0, P_t, u_{w,t}) = -\infty$، تا احتمال صفرشدن سطح انبار حذف شود. همچنین، قیمت نقدی در رابطه (۵) اضافه‌شده تا ارتباط بین قیمت‌های جاری و عرضهٔ انبار در تابع عرضهٔ انبار لحاظ گردد. با استفاده از یک رابطهٔ سادهٔ حسابداری، تغییر در میزان ذخیره‌سازی در دوره t، برابر با خالص عرضه در این دوره است که در واقع، رابطهٔ عرضهٔ ذخیره‌سازی را مشخص می‌کند. با استفاده از رابطهٔ (۴)، می‌توان تابع عرضهٔ ذخیره‌سازی معکوس را به صورت رابطه (۶) نوشت:

$$P_t = f(F_{t-1,t}, \Delta I_t, u_{s,t}) \quad (۶)$$

رابطهٔ (۶) مقدار عرضهٔ ذخیره‌سازی را در هر قیمت به بازار انبار تعیین می‌کند. بر اساس ویلیامز و رایت (۱۹۹۱)، و راتلج و همکاران[1] (۲۰۰۰) تابع تقاضای ذخیره‌سازی در دورهٔ بعد، تابعی از متغیرهای وضعیت به شکل رابطه (۷) است:

1. Routledge *et al*.

$$I_{t+1} = f(I_t, u_{s,t+1}, u_{e,t+1}, u_{w,t+1}) \quad (۷)$$

حال اگر با استفاده از رابطهٔ (۶)، مقدار عرضهٔ ذخیره‌سازی مشروط به متغیرهای وضعیت دوره جاری به‌دست آید، از این‌رو:

$$E_t(P_{t+1}) = E_t\left(h(\Delta I_{t+1}, F_{t,t+1} u_{s,t+1})\right) \quad (۸)$$

در اینجا، انتظارها مشروط به مجموعه اطلاعاتی $(I_t, u_{s,t}, u_{e,t}, u_{w,t})$ است. با جای‌گذاری از رابطهٔ (۷) در رابطهٔ (۸) خواهیم داشت:

$$F_{t,t+1} = E_t(P_{t+1}) = E_t[h(J(I_t, u_{s,t+1}, u_{e,t+1}, u_{w,t+1}) - I_t, F_{t,t+1} u_{s,t+1})] \quad (۹)$$

با توجه به این‌که تکانه‌ها از نوع خودرگرسیون‌برداری مرتبهٔ اول هستند، رابطهٔ (۹) را می‌توان به صورت رابطه (۱۰) نوشت:

$$F_{t,t+1} = g(I_t, u_{s,t}, u_{e,t}, u_{w,t}) \quad (۱۰)$$

رابطهٔ (۱۰) تابع تقاضای ذخیره‌سازی است و به این ترتیب، قیمت‌های انتظاری مشخص می‌گردد که این امر باعث تقاضای (I_t) واحد ذخیره‌سازی از بازار انبار در دورهٔ بعد می‌شود. برای به‌دست آوردن تابع تقاضای انبار از تفاوت عمودی بین توابع عرضه و تقاضای ذخیره‌سازی استفاده می‌شود. بنابراین، مقدار هزینه‌ای که به‌ازای هر بشکه نفت حاضر به پرداخت به انبارداران هستند، برابر با اختلاف $F_{t+1,t} - P_t$ است. از این‌رو، تابع معکوس تقاضای انبار به صورت رابطه (۱۱) حاصل می‌شود:

$$F_{t+1,t} - P_t = g(I_t, u_{s,t}, u_{e,t}, u_{w,t}) - h(F_{t-1,t}, \Delta I_t, u_{s,t}) \quad (۱۱)$$

تابع تقاضای انبار، دارای شیب منفی است؛ زیرا بازار در شرایط پایین‌بودن قیمت انبار $(F_{t+1,t} - P_t)$، تمایل بیشتری برای ذخیره‌کردن نفت دارد. با توجه به رابطهٔ اشاره‌شده، مقدار قیمت انبار در وضعیتی که تقاضای ذخیره‌سازی با عرضهٔ ذخیره‌سازی برابر باشد، برابر صفر خواهد بود. اما نکتهٔ اساسی این است که تعادل در وضعیتی ایجاد می‌گردد که عرضه و تقاضای انبار باهم برابر شود. در این تعادل، ممکن است که تقاضای انبار از عرضهٔ انبار بیشتر و از این‌رو، قیمت $F_{t+1,t}$ از قیمت P_t بالاتر باشد؛ که به اصطلاح به آن وضعیت پس‌بهین یا کونتانگو[1] گفته می‌شود. به‌طور مشابه، این امکان وجود دارد که تعادل در بازار ذخیره‌سازی در وضعیتی به‌دست آید که مقدار تقاضای انبار از عرضهٔ انبار کمتر باشد و باعث بیشترشدن قیمت P_t از قیمت‌های انتظاری یا آتی‌ها $F_{t+1,t}$ گردد؛ که به اصطلاح به آن وضعیت پیش‌بهین یا بکواردیشن[2] اطلاق می‌شود.

1. Contango
2. Backwardation

با توجه به نتایج به‌دست آمده در مطالب بیان شده، بازار نفت خام، به عنوان بازاری برای کالاهای خام ذخیره‌پذیر علاوه‌بر این‌که تحت تاثیر تکانه‌های خالص عرضه (عرضه و تقاضا در بازار نقدی) قرار می‌گیرد، از کانال تکانه‌های انتظاری نسبت به عرضه و تقاضا در آینده و تکانه‌های عرضهٔ انبار نیز تحت تاثیر قرار می‌گیرد. علاوه‌بر این، کارتر، روسر و اسمیت[1] (۲۰۱۶) نشان می‌دهند که در چارچوب این الگو، کشش قیمتی تقاضا همراه با کاهش سطح ذخیره‌سازی کاهش می‌یابد. به این ترتیب، به‌ازای یک تغییر ثابت در سطح قیمت‌ها، تغییر مقدار تقاضا در وضعیت پایین‌بودن سطح ذخیره‌سازی کمتر از شرایط زیادبودن سطح ذخیره‌سازی است. در واقع، با افزایش سطح ذخیره‌سازی، مقدار کشش قیمتی تقاضا افزایش می‌یابد. با توجه به مبانی نظری اشاره‌شده در این بخش، در ادامه یک الگوی تجربی طراحی می‌شود که تکانه‌های مورد اشاره را پوشش می‌دهد. نیاز به اشاره است که با توجه به محدودبودن تکانه‌های عرضهٔ انبار، توجه ما بیشتر به تکانه‌های عرضه و تقاضای جاری و تکانه‌های انتظاری نسبت به عرضه و تقاضا در آینده معطوف می‌شود.

الگوی تجربی

در بخش پیشین، با استفاده از الگوی انبارداری رقابتی عقلایی نشان داده شد که قیمت‌ها و مقدار عرضه و تقاضای تعادلی در بازار نفت نه‌تنها از راه عرضه و تقاضای جاری در بازار نقدی، بلکه همچنین از راه میزان ذخیره‌سازی تعادلی متاثر می‌شوند. بنابراین، برای درک ساختار بازار نفت خام، باید تعادل هم‌زمان بازار نقدی و ذخیره‌سازی مدنظر گرفته شود. با توجه به این اهمیت، کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) یک الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری را ارائه کردند که در آن تعادل بازار ذخیره‌سازی را علاوه‌بر بازار نقدی، درنظر قرار دادند. در این الگو، تغییر در انتظارها 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 نفت خام نمایند. علاوه‌بر این، تکانه‌های وارده به عرضهٔ انبار که می‌تواند منجر به افزایش بازدهی نگهداری و احتکار[2] 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 لحاظ‌کردن این کانال انتظاری در چارچوب الگوی ساختاری بازار نفت خام، الگوی

1. Carter, Rausser & Smith
2. Inventory Hoarding

چهارمتغیرهٔ خودرگرسیون‌برداری ساختاری را به صورت رابطه (۱۲و۱۳) ارائه نمودند. شایان توجه است که در این الگو، ذخیره‌سازی نفت خام در برگیرندهٔ کل تقاضای احتیاطی و سفته‌بازانه است. به این مفهوم که هرگونه تقاضا برای نفت که به انگیزه‌ای غیر از مصرف دورهٔ جاری باشد، تقاضای سفته‌بازانه محسوب گردیده که با متغیر سطح ذخیره‌سازی نفت توضیح داده می‌شود. این مدل به قرار رابطه (۱۲ و۱۳) است:

$$Y_t = c + \sum_{j=1}^{p} B_j \, Y_{t-j} + \nu_t \qquad \mathrm{VAR}(\nu_t) = R \tag{۱۲}$$

$$\beta = \{c, B_1, \dots, B_P\} \tag{۱۳}$$

در الگوی ساختاری خودرگرسیون‌برداری Y_t، در رابطهٔ (۱۲)، یک بردار چهار بُعدی از متغیرهای مشاهده‌پذیر 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 ادبیاتِ الگوهای خودرگرسیون‌برداری 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 بیان شده، پارامترهای الگو و اندازهٔ تکانه‌های ساختاری ثابت بوده و از این‌رو، تغییر ساختاری در این چارچوب موضوعیت ندارد.

در این پژوهش، علاوه‌بر اضافه‌شدن کانال ذخیره‌سازی، به منظور شناسایی تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی، تغییرهای زمانی ساختار بازار نفت طی دهه‌های گذشته از نظر تغییر در پارامترها و اندازهٔ تکانه‌ها به پیروی از باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) و لوتکپول و نتسوناجف[۲] (۲۰۱۴) مدنظر قرار گرفته است. به این منظور، در این پژوهش، یک الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان برای بازار نفت خام به شکل رابطه (۱۴ الی۱۶) طراحی می‌گردد:

---

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

2. Lütkepohl & Netšunajev

$$Y_t = c_t + \sum_{j=1}^{4} B_{j,t}\, Y_{t-j} + \nu_t \nu_t \sim N(0, R_t) \quad (۱۴)$$

$$\beta_t = \{c_t, B_{1,t}, \dots, B_{4,t}\} \quad (۱۵)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + e_t e_t \sim N(0, Q) \quad (۱۶)$$

در اینجا، Y_t، بردار متغیرهای درون‌زای الگو است که عبارت‌اند 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) است. تعداد وقفه‌های بهینه این الگو در اینجا به پیروی از باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳)، برابر ۴ درنظر گرفته می‌شود. در هر دوره t مقدار ضرایب $B_{j,i}$ یک ماتریس ضرایب ۴×۴ و ماتریس عرض از مبدا c_t ماتریس ۱×۴ 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 $\beta_t = \left[c_t, B_{1,t}, \dots, B_{4,t}\right]'$ نوشت. در اینجا فرض می‌شود که ضرایب β_t از یک الگوی گام تصادفی به فرم (۱۶) پیروی می‌کنند که دارای بردار جمله خطای e_t و ماتریس واریانس-کواریانس ثابت Q است[۱]. همان‌طور که روشن است، الگوی خودرگرسیون‌برداری شکل خلاصه شده است و بنابراین v_t که یک ماتریس ۱×۴ است ماتریس تکانه‌های فرم خلاصه‌شده با ماتریس واریانس-کواریانس متغیر در زمان R_t است که دارای ابعاد ۴×۴ است و به صورت رابطه (۱۷) تعریف می‌شود:

$$\mathrm{var}\,(\nu_t) = \mathrm{R}_t = \mathrm{A}_t^{-1}\mathrm{H}_t\mathrm{H}_t(\mathrm{A}_t^{-1})' \quad (۱۷)$$

ماتریس A_t در رابطهٔ (۱۷)، ارتباط هم‌زمان بین متغیرهای درون‌زا را در الگوی ساختاری خودرگرسیون‌برداری نشان می‌دهد و به ماتریس اثر موسوم است. در روش پریمیسری[۲] (۲۰۰۵)، فرض می‌شود که این ماتریس به صورت پایین‌مثلثی 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

۱. پریمیسری (۲۰۰۵) معتقد است فرض الگوی گام تصادفی برای معادله حرکت پارامترها در الگوهای TVP-VAR دارای این مزیت است که بر تغییرات دائمی متمرکز می‌شود و تعداد پارامترهای متغیر در زمان را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، در چارچوب یک الگوی گام تصادفی، پارامترها در دوره‌های مختلف از هم مستقل بوده و خودهمبستگی بین آنها وجود ندارد.

2. Primiceri

نشان می‌دهند اما سطح ذخیره‌سازی‌های فصلی به‌طور هم‌زمان به قیمت نفت واکنش نشان می‌دهند. از این‌رو، ماتریس A_t یک ماتریس ۴×۴ و دارای ۶ مولفهٔ اصلی است که در هر دوره تغییر می‌کند و بنابراین، مقدار ارتباط هم‌زمان بین متغیرها را تغییر می‌دهد.

$$\mathrm{A_t} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \mathrm{a_{12,t}} & 1 & 0 & 0 \\ \mathrm{a_{13,t}} & \mathrm{a_{23,t}} & 1 & 0 \\ \mathrm{a_{14,t}} & \mathrm{a_{24,t}} & \mathrm{a_{34,t}} & 1 \end{bmatrix} \qquad (۱۸)$$

ماتریس A_t رابطه (۱۸) 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 مولفه‌ها از یک الگوی گام تصادفی به صورت رابطه (۱۹) پیروی می‌کنند:

$$\mathrm{a_{ij,t}} = \mathrm{a_{ij,t-1}} + \mathrm{V}_{ij,\mathrm{t}} \mathrm{V}_{ij,\mathrm{t}} \sim N(0, D) \qquad (۱۹)$$

پریمیسری (۲۰۰۵)، برای تسهیل در تخمین الگو پیشنهاد می‌کند که رابطه بین پارامترهای بردار a_t، تنها در درون معادله‌های ساختاری باشد و بین پارامترهای معادله‌های 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 رابطه (۲۰) درمی‌آید:

$$VAR(\mathrm{V_t}) = \mathrm{D} = \begin{bmatrix} \mathrm{D_1} & 0_{1\times2} & 0_{1\times3} \\ 0_{2\times1} & \mathrm{D_2} & 0_{2\times3} \\ 0_{3\times1} & 0_{3\times2} & \mathrm{D_3} \end{bmatrix} \qquad (۲۰)$$

در ماتریس رابطه (۲۱ تا ۲۳) داریم:

$$\mathrm{D_1} = VAR\left(\mathrm{a_{12,t}}\right) \qquad (۲۱)$$

$$\mathrm{D_2} = VAR\left(\left[\mathrm{a_{13,t}}, \mathrm{a_{23,t}}\right]'\right) \qquad (۲۲)$$

$$\mathrm{D_3} = VAR\left(\left[\mathrm{a_{14,t}}, \mathrm{a_{24,t}}, \mathrm{a_{34,t}}\right]'\right) \qquad (۲۳)$$

همان‌طور که اشاره شد، در این الگو اندازهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری در طول زمان تغییر می‌کند. ماتریس H_t که یک ماتریس قطری ۴×۴ است، شامل انحراف‌معیارهای متغیر در زمان

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

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 $\varepsilon_t \sim N(0, H_t H_t)$ است. همان‌طور که روشن است، هیچ همبستگی متقابلی میان تکانه‌های ساختاری وجود ندارد. ماتریس H_t به قرار رابطه (۲۴) است:

$$H_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{3,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{4,t} \end{bmatrix} \quad (۲۴)$$

با پیروی از روش پریمیسری (۲۰۰۵)، مقدار واریانس تکانه‌های ساختاری $h_{i,t}\ \forall i = 1 \dots 4$ تعریف می‌شود که $h_{i,t} = \sigma_{i,t}^2\ \forall i = 1 \dots 4$. به این 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 فرایند گام تصادفی هندسی به شکل رابطه (۲۵) پیروی می‌کند:

$$ln\Sigma_t = ln\Sigma_{t-1} + z_t\ , \qquad z_t \sim N(0, G) \quad (۲۵)$$

با توجه به تعریف ماتریس اثر A_t و ماتریس انحراف معیار تکانه‌های ساختاری H_t، از رابطهٔ (۱۷) می‌توان ارتباط میان بردار تکانه‌های ساختاری ε_t و بردار تکانه‌های شکل خلاصه‌شده v_t را به صورت رابطه (۲۶) به‌دست آورد:

$$v_t = A_t^{-1}\varepsilon_t \quad (۲۶)$$

بنابراین، شکل ساختاری الگوی خودرگرسیون‌برداری (۱۶-۱۴) با ضرب‌کردن ماتریس A_t از سمت راست در رابطهٔ (۱۴) به صورت رابطه (۲۸-۲۷) به‌دست می‌آید:

$$A_t Y_t = c_t + F_{1,t}Y_{t-1} + F_{2,t}Y_{t-2} + \cdots + F_{4,t}Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (۲۷)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, H_t H_t) \quad (۲۸)$$

در معادلهٔ (۲۷)، هریک از ماتریس‌های ضرایب از $F_{i,t} = A_t^{-1}B_{j,t}$ به‌دست می‌آیند. برای سادگی بیشتر در الگوهای خودرگرسیون‌برداری ساختاری با پارامتر متغیر که در آن‌ها اندازهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری تغییر می‌کند، مقدار واریانس تکانه‌های ساختاری در هر دوره به ۱ نرمال شده و بنابراین، داریم: $VAR(\varepsilon_t) = I_N$. در این حالت، الگوی ساختاری (۱۶-۱۴) به صورت رابطه (۳۰-۲۹) بازنویسی می‌شود:

$$Y_t = c_t + B_{1,t}Y_{t-1} + B_{2,t}Y_{t-2} + \cdots + B_{4,t}Y_{t-k} + A_t^{-1}H_t\varepsilon_t \quad (۲۹)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, I_4) \quad (۳۰)$$

با توجه به طراحی الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری بالا، تکانه‌هایی که این الگو را به صورت برون‌زا تحت تاثیر قرار می‌دهند در ماتریس (۳۱) خلاصه می‌شوند:

$$\begin{bmatrix}\varepsilon_t\\ e_t\\ z_t\\ V_t\end{bmatrix}\sim N\left(0,\begin{bmatrix}I_4 & 0 & 0 & 0\\ 0 & Q & 0 & 0\\ 0 & 0 & G & 0\\ 0 & 0 & 0 & D\end{bmatrix}\right) \qquad (۳۱)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، متغیرهای مختلف در معادله‌های ساختاری چهارگانه مانند الگوهای ثابت خودرگرسیون‌برداری تنها تحت تاثیر تکانه‌های ساختاری ε_t نیستند؛ بلکه تغییرهای غیرمنتظره در متغیرها در معادله‌های مختلف امکان دارد به دلیل تکانه‌های اصابت‌کرده به پارامترهای $\beta_t = \beta_{t-1} + e_t$ با اندازهٔ واریانس ثابت Q یا پارامترهای $a_{ij,t} = a_{ij,t-1} + V_{ij,t}$ با اندازهٔ واریانس D باشد. برای مثال، در معادلهٔ ساختاری تقاضای ویژهٔ بازار نفت، قیمت‌های حقیقی نفت خام علاوه‌بر متاثرشدن از تکانه‌های ساختاری عرضهٔ جاری نفت، تقاضای جاری نفت، تقاضای سفته‌بازی نفت، و تقاضای باقیمانده از تکانهٔ واردشده به میزان همبستگی هم‌زمان با متغیرهای مقدار تولید نفت خام $(a_{13,t})$ و همچنین، فعالیت‌های اقتصادی حقیقی $(a_{23,t})$ در هر دوره تاثیر می‌پذیرد. همچنین، این موضوع در خصوص تکانه‌های واردشده به ضرایب متغیرهای باوقفه (β_tها) تعمیم‌پذیر است. علاوه‌بر این، همان‌طور که اشاره شد، اندازهٔ واریانس (انحراف‌معیار) تکانه‌های ساختاری در این الگو در طول زمان تغییر می‌کند.

روش تخمین

اگر الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری (۱۶-۱۴)، به صورت زیر همراه با معادله‌های حرکت برای $\beta_t = [c_t, B_{1,t}, \dots, B_{4,t}]'$، $a_t = [a_{12,t}, a_{13,t}, a_{14,t}, a_{23,t}, a_{24,t}, a_{34,t}]'$ و $\Sigma_t = [h_{1,t}, h_{2,t}, h_{3,t}, h_{4,t}]'$ بازنویسی شود، الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری همراه با پارامترهای متغیر در زمان، یک الگوی فضا-حالت را تشکیل می‌دهد.

$$Y_t = X_t\beta_t + A_t^{-1}H_t\varepsilon_t \qquad (۳۲)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + e_t \quad e_t \sim N(0, Q) \qquad (۳۳)$$

$$a_t = a_{t-1} + V_t \quad V_t \sim N(0, D) \qquad (۳۴)$$

$$ln\Sigma_t = ln\Sigma_{t-1} + z_t\,, \qquad z_t \sim N(0, G) \qquad (۳۵)$$

در اینجا $X_t = I_4 \otimes [Y'_{t-1}, Y'_{t-2}, Y'_{t-3}, Y'_{t-4}]$ است. این الگو دارای تعداد زیادی پارامتر است. در هر دوره ۶۸ پارامتر مربوط به ضریب متغیرهای باوقفه و عرض از مبدا در بردار β_t، ۶ پارامتر بردار a_t،

و ۴ پارامتر بردار $\sum_t$ باید تخمین زده شوند. از این‌رو، در چارچوب رویکرد کلاسیک تخمین الگوهای فضا-حالت، بیشینه‌سازی مقدار تابع راست‌نمایی[1] با توجه به این تعداد زیاد پارامترها، امری پیچیده و به لحاظ محاسبه‌ای ناکاراست (بلیک و ممتاز[2]، ۲۰۱۲). راه‌حل جایگزین، بکارگیری رویکرد بیزین[3] با استفاده از روش زنجیره‌های مارکوف مونت‌کارلو است. الگوریتم زنجیره‌های مارکوف مونت‌کارلو برای الگوی فضا-حالت (۳۵-۳۲) دارای ده مرحله است:

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

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 $h_{j,t}$ و توزیع پیشین برای G.

مرحله پنجم. مشروط به $\sum$، a، Q و Y از β با استفاده از روش کارتر-کوهن[5] (۱۹۹۴) نمونه‌گیری می‌شود.

مرحله ششم. با استفاده از نمونه‌های $\hat{\beta}_t$ به‌دست آمده در مرحلهٔ پیشین، از Q_t با توزیع معکوس ویشارت[6] نمونه‌گیری می‌شود.

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

مرحله هشتم. با استفاده از نمونه‌های به‌دست آمده از مرحلهٔ پیشین، برای D_t 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 $\sum$ با استفاده از الگوریتم متروپلیس-هستینگ مستقل[7] پیشنهادی جاکوئر، پولسن و روسی[8] (۲۰۰۲) نمونه‌گیری می‌شود.

مرحله دهم. مشروط به نمونهٔ استخراج‌شده برای $\sum_t$، برای G_t با توزیع معکوس گاما نمونه‌گیری می‌شود.

مرحله پنجم تا دهم به تعداد زیاد تکرار می‌شود تا آخرین نمونه‌های به‌دست آمده که تقریبی از توزیع پسین نهایی[9] پارامترهای الگو ارائه می‌دهد.

---

1. Likelihood Function
2. Blake & Mumtaz
3. Bayesian
4. Prior Distribution
5. Carter & Kohn
6. Inverse Wishart Distribution
7. Independent Metropolis Hasting Algorithm
8. Jacquier, Polson & Rossi
9. Marginal Distribution Function

شناسایی تکانه‌های ساختاری و توابع عکس العمل آنی عمومی

روش شرح داده‌شده در بخش پیشین، اجازه می‌دهد تا شکل خلاصه‌شده الگوی خودرگرسیون‌برداری با پارامترهای متغیر در زمان، تخمین زده شود. با توجه به این‌که، این پژوهش به دنبال بررسی تاثیر تکانه‌های ساختاری عرضهٔ جاری نفت، تقاضای جاری نفت، و تقاضای سفته‌بازی نفت است؛ باید با استفاده از یک‌سری فروض شناسایی و در چارچوب یک روش مناسب، این تکانه‌های ساختاری را استخراج نمود.

در اینجا، برای شناسایی تکانه‌های ساختاری، از روش محدودیت علامت کوتاه‌مدت[1] استفاده می‌شود. فرض بر این است که فرم خلاصه‌شده یک الگوی خودرگرسیون‌برداری به صورت $A(L)y_t = v_t$ باشد که y_t در آن، یک بردار N بُعدی متغیرهای درون‌زا، و $A(L)$ چندجمله‌ای وقفه خودرگرسیون با درجهٔ محدود، و v_t بردار جمله‌های خطای گام تصادفی شکل خلاصه‌شده الگوی خودرگرسیون‌برداری با ماتریس واریانس کوواریانس Σ_v است. اگر ε_t تکانه‌های الگوی ساختاری باشد، محاسبه توابع واکنش آنی نیازمند تخمین یک ماتریس $N\times N$ مانند $\tilde{S}$ است که در این حالت، $\Sigma_v = P\Omega P'$، و $S = P\Omega^{0.5}$، و $\Sigma_v = SS'$ هستند. بنابراین، $\tilde{S} = SD$ در رابطه $\Sigma_v = \tilde{S}\tilde{S}'$ صادق است؛ به شرط آن‌که، ماتریس D یک ماتریس $N\times N$ متعامد[2] باشد. با این تفصیل، می‌توان دامنهٔ گسترده‌ای از احتمال‌ها را برای ماتریس $\tilde{S}$، از راه نمونه‌گیری تکراری تصادفی ماتریس‌های D متعامد به‌دست آورد. از میان این ماتریس‌های $\tilde{S}$، با توجه به روش محدودیت علامت، تنها ماتریس‌هایی مورد قبول هستند که دارای فروض شناسایی مشخص‌شده برای واکنش هم‌زمان تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای درون‌زا هستند.

مبتنی بر تعریف کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، درک اقتصادی از تکانه‌های ساختاری در چارچوب محدودیت علامت، به شرح زیر است:

- تکانهٔ عرضه نفت جاری[3] غیرمنتظره، منجر به واکنش منفی تولید نفت، واکنش مثبت قیمت حقیقی نفت و کاهش فعالیت اقتصادی حقیقی در فصل اول می‌شود. بنابراین، یک تکانهٔ عرضهٔ نفت جاری، منحنی عرضهٔ نفت را به سمت چپ منتقل می‌کند، مقدار نفت عرضه‌شده به بازار را کاهش می‌دهد و مقدار قیمت حقیقی را به‌طور هم‌زمان بالا می‌برد؛ بنابراین، فعالیت اقتصادی حقیقی افت می‌نماید. در این حالت، محدودیتی برای واکنش سطح ذخیره‌سازی وجود ندارد.

1. Short-term Sign Restriction
2. Orthogonal
3. Flow Oil Supply Shock

- تکانهٔ تقاضای نفت جاری[1] منجر به واکنش مثبت فعالیت اقتصادی حقیقی می‌شود که منحنی تقاضای نفت را به سمت راست منتقل می‌کند و باعث افزایش قیمت حقیقی نفت و میزان تولید نفت می‌شود. هیچ محدودیتی برای واکنش ذخیره‌سازی به این تکانه وجود ندارد.
- تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی نفت[2] به هر انگیزه‌ای که باشد، منجر به منتقل‌شدن منحنی تقاضای ذخیره‌سازی نفت خام به سمت راست می‌شود؛ بنابراین، تقاضای ذخیره‌سازی نفت و قیمت‌های حقیقی نفت را افزایش می‌دهد. این افزایش در سطح ذخیره‌سازی نفت، نیازمند افزایش تولید و کاهش مصرف (افت فعالیت اقتصادی حقیقی) است.
- علاوه‌بر این، تکانهٔ تقاضای نفت باقیمانده[3] وجود دارد که دربرگیرندهٔ تکانه‌های خاص[4] بازار نفت مانند تغییر در فناوری ذخیره‌سازی، تغییر در ترجیح‌های مصرف‌کنندگان، یا تخلیهٔ ذخیره‌سازی‌های راهبردی آمریکا به دلایل سیاسی است. شایان توجه است که این دسته از عوامل، در سه تکانهٔ پیشین توضیح داده نمی‌شوند.
- بنابر فروض اشاره‌شده در متن، ماتریس اثر مربوط به تعیین علامت تکانه‌ها در رابطه (۳۶) آورده می‌شود:

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

$$\nu_t = \begin{bmatrix} \nu_t^{\Delta prod} \\ \nu_t^{rea} \\ \nu_t^{rpo} \\ \nu_t^{\Delta \text{inv}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} - & + & + & NA \\ - & + & - & NA \\ + & + & + & NA \\ NA & NA & + & NA \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\text{Flow oil supply shock}} \\ \varepsilon_t^{Flow\ demand\ shock} \\ \varepsilon_t^{Speculative\ demand\ shock} \\ \varepsilon_t^{Residual\ shock} \end{bmatrix} \qquad (۳۶)$$

الگوی ساختاری فضا-حالت (۳۵-۳۲) دارای دو دسته تکانهٔ معادله- مشاهده[5] ε_t و تکانه‌های معادله‌های انتقال[6] یا پارامترهای ساختاری e_t و V_t است. تکانه‌های معادله- مشاهده همان تکانه‌های ساختاری چهارگانهٔ معرفی‌شده در بخش پیشین است. این تکانه‌ها در الگوهای خودرگرسیون‌برداری ساختاری با پارامترهای ثابت نیز وجود دارد. ولی، تکانه‌های معادله‌های انتقال یا پارامترهای ساختاری در الگوهای خودرگرسیون‌برداری ساختاری با پارامترهای ثابت وجود ندارد. وجود این دو نوع تکانه

1. Flow Oil Demand Shock
2. Speculative Oil Demand Shock
3. Residual Oil Demand Shock
4. Idiosyncratic
5. Observation Equation
6. Transition Equation

باعث می‌شود تا بررسی واکنش متغیرها به تکانه‌های ساختاری غیرخطی گردد. برای محاسبهٔ واکنش متغیرهای درون‌زا در الگوی فضا-حالت (۳۵-۳۲) به تکانه‌های ساختاری از روش توابع واکنش آنی عمومی[1] توسعه‌یافته توسط کانووا و گامبتی[2] (۲۰۰۹)، استفاده می‌شود که دارای فرمول (۳۷) است:

$$IR_y(t,k) = E\left(\mathrm{y_{t+k}}\middle|\mathrm{I_t^1}\right) - E\left(\mathrm{y_{t+k}}\middle|\mathrm{I_t^2}\right) \qquad (۳۷)$$

توابع واکنش آنی، از تفاوت بین دو مقدار انتظاری مشروط متغیر درون‌زای مورد نظر (Y_t) حاصل می‌شود. در هر دو حالت، مقدار انتظاری متغیر درون‌زا به روند تاریخی آن، بردار پارامترهای ساختاری، و کلیهٔ تکانه‌های آتی مشروط می‌گردد. حال، مشابه الگوهای خودرگرسیون‌برداری ساختاری با پارامترهای ثابت، در حالت اول، مقدار انتظاری متغیر درون‌زا مشروط به یک نمونه به‌دست آمده برای تکانهٔ ساختاری جاری (I_t^1) محاسبه می‌شود و مقدار انتظاری همان متغیر مشروط به عدم‌اصابت تکانهٔ ساختاری (I_t^2)، از آن تفریق می‌گردد[3].

برای اندازه‌گیری شیب توابع عرضه و تقاضای نفت که نشان‌دهندهٔ کشش‌های کوتاه‌مدت قیمتی عرضه و تقاضا است، از نتایج به‌دست آمده در توابع واکنش آنی استفاده می‌شود. با توجه به این‌که دو نوع تکانهٔ تقاضای جاری نفت و تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی نفت شناسایی شده است، از این‌رو، دو نوع کشش قیمتی عرضه محاسبه می‌شود. کشش قیمتی عرضه ناشی از اصابت تکانهٔ تقاضای جاری نفت $(\epsilon_{supply})_{Flow}$ که از نسبت واکنش هم‌زمان تولید نفت خام $(\frac{dQ}{dD1})$ به قیمت حقیقی نفت $(\frac{dP}{dD1})$ پس از اصابت تکانهٔ تقاضای جاری به‌دست می‌آید و کشش قیمتی عرضه ناشی از تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی نفت $(\epsilon_{supply})_{Spec}$ که از نسبت واکنش هم‌زمان تولید نفت خام $(\frac{dQ}{dD2})$ به قیمت حقیقی نفت خام $(\frac{dP}{dD1})$ پس از اصابت تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی به‌دست می‌آید. علاوه‌بر این، دو کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای نفت در تولید $(\epsilon_{demand})_{prod}$ و دراستفاده $(\epsilon_{demand})_{use}$ وجود دارد. کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای نفت در تولید، از نسبت واکنش هم‌زمان تولید نفت خام $(\frac{dQ}{dS})$ به قیمت حقیقی نفت $(\frac{dP}{dS})$ پس از اصابت تکانهٔ عرضه جاری به‌دست می‌آید. همان‌طور که کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) شرح می‌دهند، در شرایط وجود ذخیره‌سازی در الگو، مقدار مصرف و تولید نفت خام باهم برابر نیستند و مقداری از واکنش به تکانهٔ عرضه جاری نفت مربوط به تغییر در ذخیره‌سازی است. از

1. Generalized Impulse Response Function
2. Canova & Gambetti

۳. برای توضیح بیشتر در خصوص شیوه محاسبه توابع عکس‌العمل آنی عمومی به خیابانی و نادریان (۱۳۹۷) مراجعه کنید.

این‌رو، برای محاسبهٔ کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا در استفاده از نفت (تولید نفت منهای کاهش در ذخیره‌سازی) از فرمول توسعه داده‌شده توسط کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) استفاده می‌شود. بنابراین:

$$(\epsilon_{supply})_{Flow} = \frac{\frac{dQ}{dD1}}{\frac{dP}{dD1}} \quad (۳۸)$$

$$(\epsilon_{supply})_{Spec} = \frac{\frac{dQ}{dD2}}{\frac{dP}{dD2}} \quad (۳۹)$$

$$(\epsilon_{Demand})_{prod} = \frac{\frac{dQ}{dS}}{\frac{dP}{dS}} \quad (۴۰)$$

$$(\epsilon_{Demand})_{use} = \frac{\frac{(Q_{t-1}\times\left(\frac{\frac{dQ}{dS}}{100}\right))-\frac{dInv}{dS}}{Q_{t-1}-\Delta Inv_t}}{\frac{\frac{dP}{dS}}{\left(\frac{\frac{dS}{dS}}{100}\right)}} \quad (۴۱)$$

اندازهٔ عرض از مبدا منحنی‌های عرضه و تقاضا که در واقع، نشان‌دهندهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری است، با استفاده از روش پیشنهادی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) به شکل (۴۲ تا ۴۴) محاسبه می‌شود:

$$sd_{flow\ demand} = \frac{dQ}{dD1} - \left(\frac{dP}{dD1} \times (\epsilon_{Demand})_{prod}\right) \quad (۴۲)$$

$$sd_{spec\ demand} = \frac{dQ}{dD2} - \left(\frac{dP}{dD2} \times (\epsilon_{Demand})_{prod}\right) \quad (۴۳)$$

$$sd_{flow\ supply} = \frac{dQ}{dS} - \left(\frac{dP}{dS} \times (\epsilon_{supply})_{fl}\right) \quad (۴۴)$$

باید به یاد داشت که در این الگو، امکان اندازه‌گیری دقیق واریانس تکانه‌های ساختاری وجود ندارد. تنها واکنش هم‌زمان متغیرهای درون‌زا به یک انحراف‌معیار تکانه‌های ساختاری که ترکیبی از مقدار تکانه و واکنش متغیر درون‌زا به آن است، قابل اندازه‌گیری است. از این‌رو، برای تقریب مقدار یک انحراف‌معیار تکانه‌های ساختاری از روش بالا بهره برده می‌شود که با استفاده از کشش‌های محاسبه‌شده، طراحی می‌گردد.

معرفی متغیرها

در این مقاله، از چهار متغیر تولید نفت خام جهان، تولید صنعتی جهان، ذخیره‌سازی نفت خام جهان، و هزینهٔ حقیقی تملک نفت خام وارداتی برای پالایشگران آمریکا استفاده می‌شود و بازهٔ زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۵ در تواتر فصلی مورد بررسی قرار می‌گیرد. تولید نفت خام جهان برحسب هزار بشکه در روز از نشریه "مرور ماهانه انرژی" ادارهٔ اطلاعات انرژی آمریکا گرفته می‌شود. اگرچه این داده مربوط به نفت خام و میعانات است، اما مایعات گازی استحصال‌شده در پالایشگاه‌های گاز را شامل نمی‌شود. تولید نفت خام جهان شامل تولید کشورهای عضو اوپک و سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه، به علاوه بقیهٔ 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 برای کلیهٔ کشورهای عضو سازمان به علاوه شش اقتصاد مهم برزیل، چین، هند، اندونزی، فدراسیون روسیه، و آفریقای جنوبی گرفته می‌شود. بنابراین، این شاخص دربرگیرندهٔ ۴۱ کشور مهم صنعتی جهان است و در مجموع، این متغیر بخش اعظم نوسان‌های اقتصاد جهانی را پوشش می‌دهد.

با توجه به این‌که برای ذخیره‌سازی نفت خام جهانی، دادهٔ ثبت‌شدهٔ مناسبی وجود ندارد، در این پژوهش، از روش معرفی‌شده توسط کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) استفاده می‌شود. در این روش، یک متغیر جایگزین، با استفاده از اطلاعات موجود در خصوص حجم ذخیره‌سازی نفت و نفت خام آمریکا و کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه طراحی می‌شود. داده‌های مربوط به ذخیره‌سازی‌ها توسط ادارهٔ اطلاعات انرژی آمریکا به‌طور 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 به‌دست می‌آید. نسبت مزبور، برای دورهٔ مورد بررسی در این پژوهش در دامنه ۲/۵۹-۲/۲۳ است. مقدار ذخیره‌سازی نفت خام برحسب هزار بشکه گزارش می‌شود. اگرچه امکان دارد دقت این روش مورد پرسش باشد، اما کیلیان و لی[1] (۲۰۱۴)، با استفاده از داده‌های جایگزین ذخیره‌سازی نفت خام جهانی سطح‌الارضی توسط گروه انرژی اینتلیجنس[2]، به نتایج مشابهی رسیدند. بنابراین به‌نظر می‌رسد که این متغیر جایگزین می‌تواند معرف نوسان‌های سطح ذخیره‌سازی نفت خام جهانی باشد. همچنین،

1. Kilian & Lee
2. Energy Intelligence Unit (EUI)

مقدار ذخیره‌سازی نفت گزارش‌شده توسط ادارهٔ اطلاعات انرژی آمریکا شامل ذخایر راهبردی نفت خام، فرآورده‌های نفتی و مایعات گازی است که تاکنون اطلاعات معتبری از سطح ذخیره‌سازی‌های نفت کشورهای غیرعضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه منتشر نشده است.

قیمت‌های اسمی نفت خام، برابر با هزینهٔ تملک نفت خام وارداتی برای پالایشگران آمریکایی[1] است که برحسب دلار در هر بشکه، توسط ادارهٔ اطلاعات انرژی آمریکا منتشر می‌شود. این متغیر، در حقیقت یک متوسط وزنی از کل نفت خام‌های وارداتی به آمریکا است؛ بنابراین، شاخص مناسبی برای قیمت جهانی نفت خام محسوب می‌شود. قیمت نفت خام اسمی با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده برای کلیهٔ خانوارهای شهری آمریکا تعدیل و واقعی می‌شود. این داده، از پایگاه داده‌های فدرال رزرو سنت‌لوئیس موسوم به پایگاه داده فرد[2] اخذ شده است.

با توجه به این‌که متغیرها باید در الگوی سری زمانی این پژوهش، به صورت مانا باشند، پیش از بکارگیری آن‌ها در الگوی تجربی، باید مانایی آن‌ها مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور، با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر[3] کلیه سری‌های زمانی بررسی می‌شوند. نتایج آزمون ریشه واحد انجام‌شده برای لگاریتم متغیرهای تولید نفت خام، تولید صنعتی جهان، و قیمت حقیقی نفت خام، و همچنین سطح ذخیره‌سازی غیرلگاریتمی معرفی‌شدهٔ بالا، در سطح و تفاضل اول در جدول (۱) آمده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که لگاریتم تولید نفت، لگاریتم تولید صنعتی جهان، لگاریتم قیمت حقیقی نفت و سطح ذخیره‌سازی‌های نفت نامانا هستند. بنابراین، این متغیرها در الگوی خودرگرسیون‌برداری همراه با پارامترهای متغیر به صورت درصد تغییر آورده می‌شوند[4].

1. US Refiners' Acquisition Cost for Imported Crude Oil
2. FRED Database
3. Dickey Fuller Test

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

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 مبدا و روند
لگاریتم تولید صنعتی جهان	-۰/۴۵۹	-۵/۵۷۵	I(1) با عرض از مبدا و روند
لگاریتم قیمت حقیقی نفت خام	-۱/۸۳۱	-۹/۸۳۹	I(1)
سطح ذخیره‌سازی نفت خام جهان	-۲/۹۹۳	-۴/۱۳۸	I(1) با عرض از مبدا و روند

* مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر در سطح، برای ۱، ۵ و ۱۰ درصد در شرایط وجود روند و عرض از مبدا، به ترتیب برابر ۴/۰۳-، ۳/۴۳-، و ۳/۱۳- است.

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

تجزیه‌وتحلیل نتایج

همان‌طور که اشاره شد، با استفاده از تکانه‌های ساختاری شناسایی‌شده که از تغییر عرض از مبدا منحنی عرضه یا تقاضا، منجر به واکنش متغیرهای تولید و قیمت حقیقی نفت خام می‌شوند، می‌توان تخمین‌های مستقیمی را از کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضای کوتاه‌مدت در هر دورهٔ زمانی، با استفاده از واکنش‌های هم‌زمان درصد تغییر تولید جهانی نفت تقسیم بر درصد تغییر قیمت جهانی نفت به‌دست آورد. نمودار (۱) نحوهٔ تغییر میانه کشش‌های کوتاه‌مدت عرضه و تقاضا، فاصلهٔ اطمینان ۹۵ و ۶۸ درصد و دامنهٔ کلی تغییرهای کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا را در این نمونهٔ آماری نشان می‌دهد. با توجه به این‌که شیب تابع عرضهٔ نفت در شرایط تغییر عرض از مبدا منحنی تقاضا با منشا تکانهٔ تقاضای جاری و سفته‌بازی نفت اندازه‌گیری می‌شود، در مجموع دو کشش قیمتی عرضه وجود دارد. علاوه‌بر این، همان‌طور که کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) اشاره می‌کنند، به دلیل آن‌که بخشی از تکانهٔ منفی عرضهٔ جاری از راه کاهش سطح ذخیره‌سازی‌ها در هر دوره پاسخ داده می‌شود، باید بین کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا در تولید و کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا دراستفاده، تمایز قائل شد. در پارامتر اول، فرض بر این است که در هر دوره، تولید برابر مصرف است و مقدار تغییر تقاضای جاری و قیمت نفت بر اساس کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا در تولید تعیین می‌شود. ولی، در الگوهای ساختاری دارای متغیر ذخیره‌سازی مانند الگوی کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، واکنش به تکانهٔ عرضهٔ جاری نفت از محل تغییر تقاضای جاری، قیمت حقیقی، و سطح ذخیره‌سازی است. بنابراین، کشش قیمتی تقاضا دراستفاده، معیار بهتری برای درصد تغییر تقاضای کل (تقاضای مصرف جاری + تغییر

ذخیره‌سازی) در ازای یک درصد تغییر در قیمت حقیقی نفت است. در اینجا، منظور از استفاده *(U)*، تفاوت مقدار تقاضای جاری *(Q)* و تغییر سطح ذخیره‌سازی *(Δinv)* است. بنابراین:

$$U_t = Q_t - (\Delta inv_t) \quad (۴۵)$$

$$\frac{\%\Delta U_t}{\%\Delta P_t} = \frac{\%\Delta Q_t}{\%\Delta P_t} - \frac{\%\Delta^2 inv_t}{\%\Delta P_t} \quad (۴۶)$$

$$(\epsilon_{Demand})_{use} = (\epsilon_{Demand})_{prod} - \epsilon_{inv} \quad (۴۷)$$

اختلاف بین کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا در تولید و استفاده، معرف کشش قیمتی کوتاه‌مدت تغییر ذخیره‌سازی (ϵ_{inv}) است. در صورتی که از ذخیره‌سازی‌های نفت خام برای اهداف احتیاطی و هموارسازی تولید و مصرف استفاده شود، مقدار کشش قیمتی کوتاه‌مدت تغییر ذخیره‌سازی نفت مقادیری منفی می‌شود.

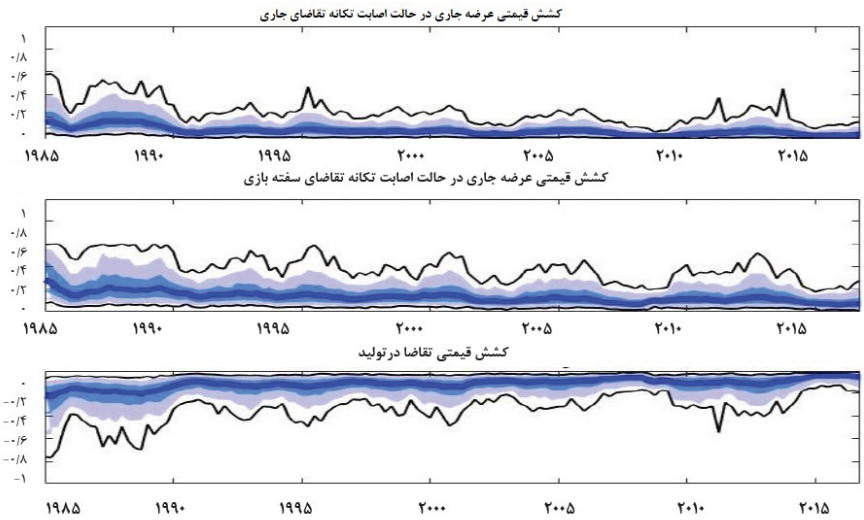
کشش قیمتی کوتاه‌مدت عرضهٔ نفت در شرایط تغییر عرض از مبدا ناشی از تکانهٔ تقاضای جاری نفت روند کاهشی را دنبال می‌کند. مقدار کشش قیمتی عرضهٔ کوتاه‌مدت در این حالت، از ۰/۱۶ در سال ۱۹۸۷ به ۰/۰۶ در ۱۹۹۱ کاهش یافته است. مقدار کشش قیمتی عرضهٔ ناشی از تکانهٔ تقاضای جاری نفت تا سال ۲۰۰۶ در دامنهٔ محدود ۰/۰۸-۰/۰۵ نوسان داشته و در سال ۲۰۰۹ به ۰/۰۳ تقلیل یافته است. پس از آن، تا سال ۲۰۱۳ رشد داشته و به ۰/۰۸ رسیده است. در ادامه، در یک روند کاهشی در سال ۲۰۱۶ به کمترین مقدار خود (۰/۰۴) افت نموده است. این موضوع به‌خوبی نشان می‌دهد که واکنش تولید نفت خام به تکانهٔ تقاضای جاری نفت در کوتاه‌مدت نسبت به دهه ۱۹۸۰ کاهش داشته، اما مقدار کشش قیمتی کوتاه‌مدت عرضه در این حالت در مقایسه با دههٔ ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ تغییر چندانی نکرده است و همچنان، دارای دامنهٔ تغییرهای محدود ۰/۰۹-۰/۰۳ بوده است. در نتیجه، تعدیل در تکانهٔ تقاضای جاری نفت بیشتر از محل قیمت‌های نفت در مقایسه با تولید نفت خام بوده است و بنابراین، منحنی عرضه نفت خام در طی زمان عمودی‌تر می‌شود. با توجه به این‌که کشورهای عضو اوپک مهم‌ترین واکنش‌دهنده به تکانهٔ تقاضای جاری هستند، می‌توان کاهش توان واکنش عرضهٔ نفت به تکانهٔ تقاضای جاری را به دلیل کاهش ظرفیت مازاد اوپک و کاهش حجم سرمایه‌گذاری در بخش بالادستی، در دورهٔ مورد بررسی دانست. این موضوع که قیمت‌های نفت به دلیل تکانهٔ تقاضای جاری نفت به‌شدت افزایش می‌یابد، به‌طور ویژه برای دورهٔ سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۳ مصداق دارد. نمودار (۲) مقایسهٔ این نتایج با یافته‌های الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) را برای همین نمونهٔ آماری نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقدار تخمینی کشش قیمتی عرضهٔ ناشی از تکانهٔ تقاضای جاری نفت در الگوی اصلی

بیشتر از مقادیر مشابه در الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) است. مقایسهٔ توابع واکنش آنی عمومی برای واکنش هم‌زمان تولید و قیمت حقیقی نفت در واکنش به تکانهٔ تقاضای جاری در هردو مدل نشان می‌دهد که اضافه‌شدن متغیر ذخیره‌سازی به الگو باعث شده تا مقدار برآوردشدهٔ واکنش هم‌زمان قیمت حقیقی نفت در مقایسه با الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) کاسته شود. اما مقدار واکنش هم‌زمان تولید نفت خام در مقایسه با الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) زیاد است. این ویژگی که در دوره‌های مختلف شدت متفاوتی دارد، در مجموع باعث می‌شود تا کشش قیمتی کوتاه‌مدت عرضهٔ ناشی از تکانهٔ تقاضای جاری در الگوی اصلی بیشتر از الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) شود.

کشش قیمتی کوتاه‌مدت عرضهٔ نفت در صورتی که عرض از مبدا منحنی تقاضا به دلیل تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی تغییر کرده باشد، در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۵ روند کاهشی را نشان می‌دهد. مقدار کشش قیمتی کوتاه‌مدت عرضهٔ نفت در این حالت، در سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۸۵ در بازهٔ ۰/۲۵-۰/۱۵ بوده است. این مقدار در دههٔ ۱۹۹۰ کاهش یافته و به دامنه ۰/۱۵-۰/۱ رسیده است. در دههٔ ۲۰۰۰ شاهد کاهش بسیار محدود کشش قیمتی عرضه ناشی از تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی بوده‌ایم و مقدار آن به بازهٔ ۰/۱۲-۰/۰۶ تنزل یافته است. همچنین، این روند تا سال ۲۰۱۶ ادامه دارد. مقدار کشش قیمتی عرضهٔ نفت ناشی از تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی در فاصلهٔ سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۱۴ برابر ۰/۰۷ بوده است. نکتهٔ قابل توجه آن‌که مقدار کشش قیمتی عرضهٔ نفت ناشی از تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی در کلیهٔ دوره‌ها بیشتر از کشش قیمتی عرضهٔ نفت ناشی از تکانهٔ تقاضای جاری نفت است (نمودار ۳). به این مفهوم که تولید نفت خام در واکنش به تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی در مقایسه با تکانه‌های تقاضای جاری، واکنش بیشتری نشان می‌دهد. با توجه به این‌که واکنش تولید نفت خام عمدتاً از سوی اوپک صورت گرفته، می‌توان این‌گونه استنتاج کرد که تغییرهای تولید اوپک بیشتر در واکنش به تغییرهای ذخیره‌سازی نفت و انتظارهای کمبود یا مازاد عرضه در بازار صورت گرفته است. بنابراین، به‌نظر می‌رسد که واکنش تولید به منبع تکانهٔ تقاضای نفت بستگی دارد[1].

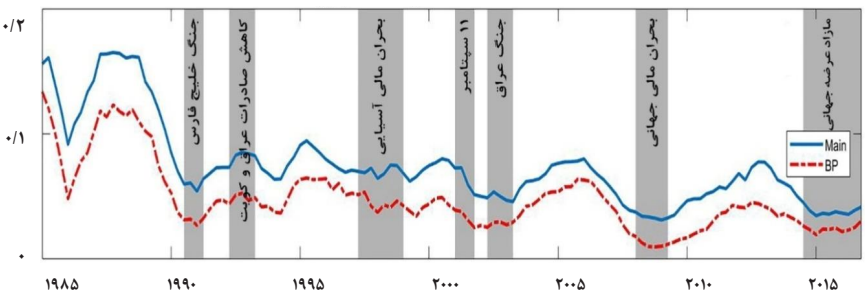
۱. مقدار کشش قیمتی عرضه در این حالت، در الگوی اصلی کمتر از الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) بوده است. مقایسهٔ واکنش‌های مقداری و قیمتی هم‌زمان برای هر دو الگو نشان می‌دهد که اضافه‌شدن ذخیره‌سازی تاثیر بیشتری بر تخمین واکنش هم‌زمان تولید نفت خام به تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی داشته و تقریباً بر برآورد واکنش هم‌زمان قیمت نفت خام تاثیر معناداری نداشته است. اما به‌طور کلی باید توجه داشت که در الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳)، تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی وجود نداشته و آن‌ها امکان شناسایی این تکانهٔ ساختاری را نداشتند. بنابراین، تکانهٔ شناسایی‌شده در الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳)، با عنوان تکانهٔ ساختاری تقاضای مختص بازار نفت در حقیقت، تکانه باقی‌مانده بوده و معادل تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی نیست و امکان دارد بخشی از تفاوت به همین دلیل باشد.

مقدار کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای نفت در تولید از (۰/۲۲-) در سال ۱۹۸۵ به تدریج به (۰/۰۹-) رسیده است. کشش قیمتی تقاضای نفت در تولید در دهه ۱۹۹۰ در دامنه (۰/۱۳-) تا (۰/۰۹-) نوسان داشته است. اگرچه در دهۀ ۲۰۰۰، در ابتدا کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا در تولید تا سال ۲۰۰۱ به (۰/۱۴-) رسید، اما در ادامه به‌تدریج تا فصل دوم سال ۲۰۰۸ کاهش یافته و به (۰/۰۵-) تنزل یافت. سپس تا سال ۲۰۱۲ افزایشی تدریجی داشته و به (۰/۱۱-) رسید و از آن دوره تا سال ۲۰۱۶ روند کاهشی داشته و به (۰/۰۴-) تقلیل یافته است. این روند به‌خوبی نشان می‌دهد که کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا از سال ۲۰۱۶-۱۹۸۵ کاهش یافته و منحنی تقاضای نفت نیز عمودی‌تر شده است، اما نباید از نظر دور داشت که از ابتدای دهه ۱۹۹۰ تا سال ۲۰۱۶ دامنه نوسان‌های این پارامتر بین (۰/۱۴-) و (۰/۰۴-) بوده که نشان‌دهندۀ شیب بسیار محدود تابع تقاضای نفت در کوتاه‌مدت است. در مجموع، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که به‌طور نسبی واکنش هم‌زمان تولید نفت خام در واکنش به تکانۀ عرضۀ جاری نفت تضعیف شده و بنابراین، تاثیر تکانه‌های عرضه بر قیمت‌های حقیقی نفت بیشتر می‌شود. با مقایسۀ کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا در الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) در نمودار (۴)، مشاهده می‌شود که قدرمطلق کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا در تولید در الگوی اصلی تا پیش از سال ۱۹۹۰ بیشتر از کشش قیمتی تقاضا در الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) است. بنابراین، تاثیر ذخیره‌سازی بر تغییر واکنش هم‌زمان تولید نفت خام در این دوره، کمتر از تاثیر آن بر تغییر قیمت نفت است. در ادامه، در دهۀ ۱۹۹۰ مقدار کشش قیمتی تقاضا در تولید در این دو الگو باهم برابر بوده و از ابتدای دهۀ ۲۰۰۰ قدرمطلق کشش قیمتی تقاضا در تولید در الگوی اصلی کمتر از الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) بوده است. به‌نظر می‌رسد که تاثیر ذخیره‌سازی در این دوره بر تخمین کاهش تغییر تولید نفت بیشتر از کاهش تغییر قیمت حقیقی نفت است. در ادامه، این دو کشش قیمتی تقاضا، به سوی یکدیگر هم‌گرا شدند. از ابتدای سال ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۰ و پیش از جنگ خلیج‌فارس، سطح ذخیره‌سازی‌ها افزایش داشته و همین موضوع باعث شده تا مقدار تغییر تولید و نوسان قیمت حقیقی نفت خام در نتیجۀ تکانه‌های عرضۀ جاری محدود شده و قدرمطلق کشش قیمتی تقاضا در الگوی ما بیشتر از الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) باشد. در فاصله سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۰ قدرمطلق کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا کمتر از مقدار مشابه در الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) است.

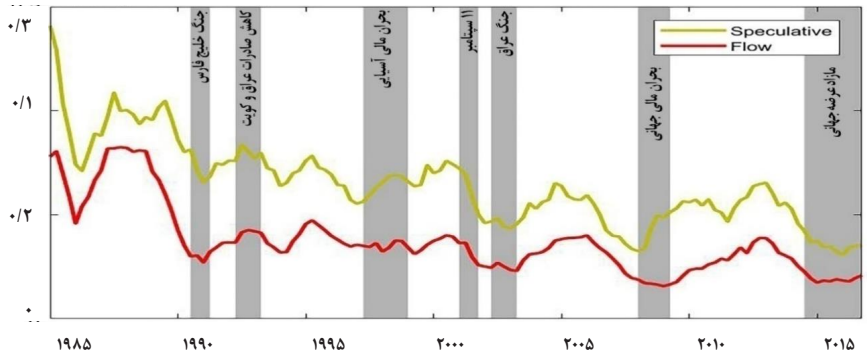


نمودار ۱: کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت عرضه و تقاضا در دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۵

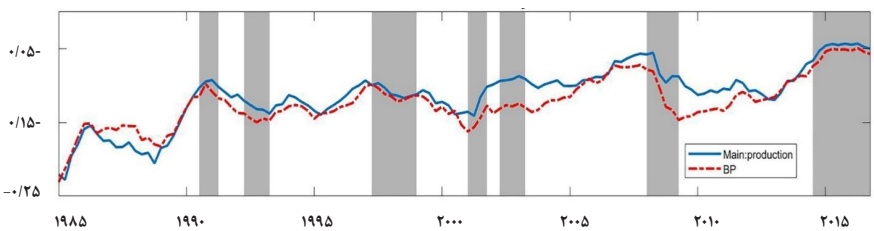
(نوارهای پررنگ و کم رنگ، به ترتیب نشان دهنده فاصله اطمینان ۶۸، ۸۴ و ۹۵ درصد هستند و نوار سفیدرنگ، دامنهٔ تغییرهای واکنش را در هر دوره نشان می دهد).



نمودار ۲: مقایسهٔ کشش کوتاه‌مدت قیمتی عرضهٔ نفت در واکنش به تکانهٔ تقاضای جاری در الگوی اصلی با الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳).



نمودار ۳: مقایسه کشش‌های کوتاه‌مدت قیمتی عرضه در واکنش به تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی و جاری



نمودار ۴: مقایسهٔ کشش کوتاه‌مدت قیمتی تقاضای نفت در تولید در الگوی اصلی با الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳).

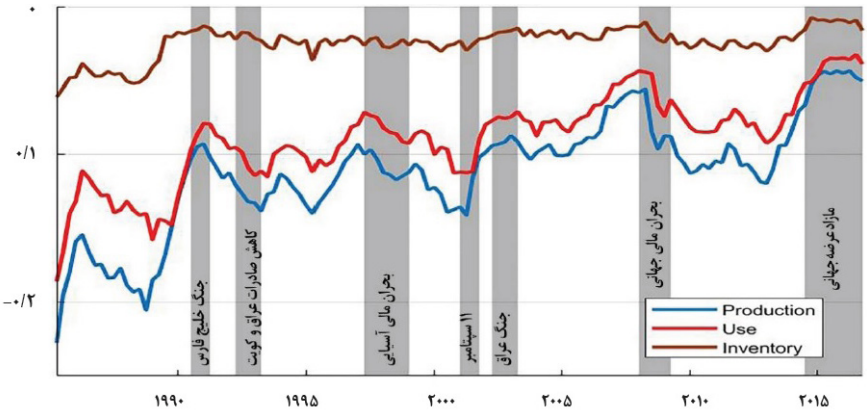
در محاسبهٔ کشش قیمتی تقاضای جاری، فرض ضمنی مبنی بر این است که در واکنش به تکانهٔ عرضهٔ جاری منفی، دو نوع واکنش افزایش قیمت و کاهش تقاضا متصور می‌شود. ولی همان‌طور که در بالا گفته شد، کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) معتقدند که در بازار نفت علاوه‌بر واکنش‌های اشاره‌شده، امکان تغییر سطح ذخیره‌سازی وجود دارد و بنابراین، محاسبهٔ کشش قیمتی تقاضای نفت بر اساس واکنش‌های هم‌زمان تولید و قیمت حقیقی نفت، با فرض برابری تولید و مصرف نفت در هر دوره درست نیست و کاهش سطح ذخیره‌سازی نفت باید در واکنش به تکانه‌های عرضهٔ جاری منفی لحاظ گردد. برآورد کشش قیمتی تقاضای نفت خام با فرض برابری تولید و مصرف نفت که در بالا مورد استفاده قرار گرفت، "کشش قیمتی تقاضا در تولید" نامیده می‌شود. کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، در واکنش به نقصان موجود در این محاسبهٔ کشش قیمتی تقاضا، از "کشش قیمتی تقاضا دراستفاده" برای درنظرگرفتن تغییر ذخیره‌سازی

در واکنش به تکانه‌های عرضه استفاده می‌کنند. طبق تعریف انجام‌شده در بخش پیشین، در این پژوهش این کشش قیمتی تقاضا محاسبه می‌گردد و با رنگ قرمز در نمودار (۵) نشان داده می‌شود. استفاده از این کشش قیمتی تقاضای نفت خام دارای این مزیت است که می‌توان واکنش کاهش مصرف جاری و افت سطح ذخیره‌سازی در واکنش به تکانهٔ منفی عرضه جاری نفت را از هم تفکیک کرد. در واقع، تخمین کشش قیمتی تقاضای نفت در تولید، به دلیل درنظرنگرفتن کاهش ذخیره‌سازی نفت، مقدار واقعی کشش قیمتی تقاضای نفت را بیش از حد برآورد می‌کنند. البته نیاز به اشاره است که انتظارهای فعالان بازار در خصوص ماندگاری تکانهٔ عرضهٔ اصابت‌شده به بازار از اهمیت زیادی برخوردار است. در صورتی که انتظار بر این باشد که تکانهٔ عرضه منفی، ناشی از یک پدیدهٔ موقتی مانند وقوع جنگ باشد، سطح ذخیره‌سازی‌ها با اهداف احتیاطی و جهت پوشش ریسک افزایش قیمت در واکنش به تکانهٔ عرضهٔ منفی روانهٔ بازار می‌شود. این در حالی است که از ذخیره‌سازی‌ها در واکنش به تکانه‌های عرضهٔ نفت بلندمدت که ناشی از کاهش سرمایه‌گذاری در بازار نفت است، کمتر استفاده می‌شود.

همان‌طور که انتظار می‌رود، به دلیل آن‌که بخشی از تکانهٔ منفی عرضهٔ جاری نفت از سوی کاهش سطح ذخیره‌سازی تامین می‌شود، این کشش قیمتی تقاضا از کشش قیمتی تقاضای تولید در همهٔ دوره‌ها کمتر است. مقدار کشش کوتاه‌مدت قیمتی تقاضا دراستفاده، در فاصلهٔ فصل دوم ۱۹۸۵ تا فصل چهارم ۱۹۹۰ با شیبی تند از (۰/۱۸-) به (۰/۰۸-) رسیده است. دلیل این روند نزولی، تامین بخش زیادی از کاهش عرضهٔ نفت عراق و کویت در دورهٔ وقوع جنگ خلیج‌فارس از محل ذخیره‌سازی‌های کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه است. در ادامه، مقدار کشش قیمتی تقاضا دراستفاده تا پیش از سال ۲۰۰۳ تقریباً در حدود (۰/۱-) نوسان محدودی داشته است. سپس، روندی کاهشی را تا سال ۲۰۰۸ دنبال نموده و به کمترین سطح خود یعنی (۰/۰۵-) تنزل یافته است. پس از آن، تا پیش از افت قیمت‌های نفت در سال ۲۰۱۴ رشد محدودی را تجربه کرده و به (۰/۰۸-) افزایش یافته است. از ابتدای کاهش قیمت‌های نفت در جریان افزایش عرضه و سطح ذخیره‌سازی‌های نفت شاهد آن هستیم که بار دیگر کشش قیمتی تقاضای نفت دراستفاده، روند نزولی را تجربه می‌کند.

مقدار واکنش تغییر ذخیره‌سازی‌ها در واکنش به تکانهٔ عرضهٔ منفی در اواخر دههٔ ۱۹۸۰ تا ابتدای دههٔ ۱۹۹۰ کاهش می‌یابد. مقدار کشش قیمتی کوتاه‌مدت تغییر در ذخیره‌سازی (ϵ_{inv}) در همهٔ دوره‌های مورد بررسی مقداری منفی است که نشان می‌دهد از ذخیره‌سازی‌های نفت خام برای کاهش نوسان‌های قیمتی و اهداف احتیاطی در بازار استفاده می‌شود. نکته حائز توجه آن است که، کشش قیمتی کوتاه‌مدت تغییر ذخیره‌سازی تقریباً از ابتدای سال ۱۹۹۰ تا پایان سال ۲۰۱۶ مقداری ثابت است و نوسان‌های آن مربوط به

افزایش درجهٔ ریسک‌پذیری فعالان بازار در دوره‌هایی مانند جنگ خلیج‌فارس و جنگ عراق است.

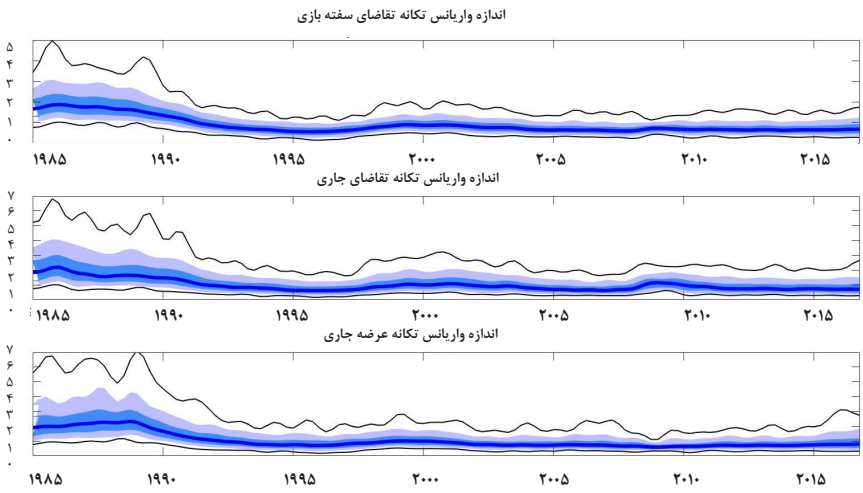


نمودار ۵: مقایسه کشش‌های کوتاه‌مدت قیمتی تقاضا در تولید و استفاده با کشش کوتاه‌مدت قیمتی ذخیره‌سازی

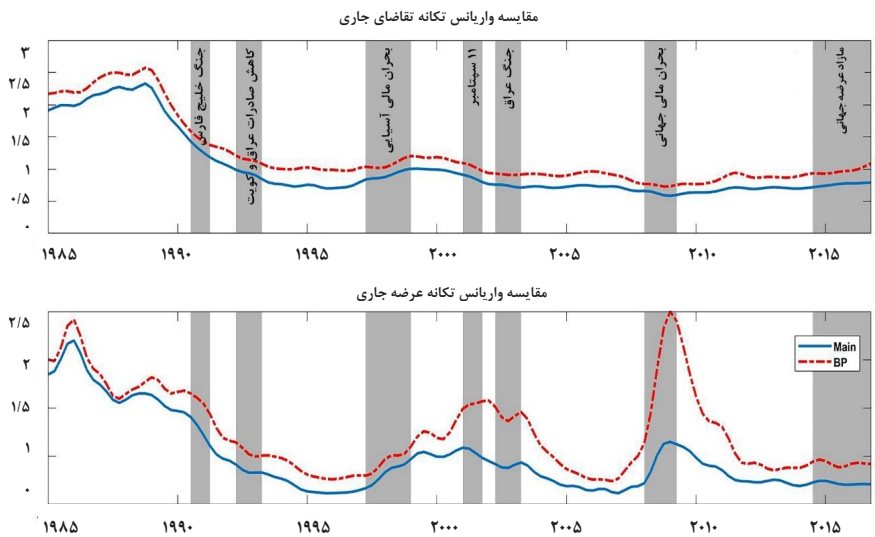
نمودار (۶) تغییر در واریانس تکانه‌های ساختاری را برای مجموعه الگوهای مورد پذیرش در فرایند شناسایی از روش تعیین علامت کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، اندازهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری برای هر سه تکانهٔ تقاضای جاری نفت، تقاضای سفته‌بازی، و عرضهٔ جاری نفت، با روندی کاهشی روبه‌رو است. البته همان‌گونه که مشاهده می‌شود، این روند کاهش بین سال‌های ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۵ روی می‌دهد و پس از آن، تقریباً اندازهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری الگو با تغییر چندانی روبه‌رو نبوده است. در میان تکانه‌های ساختاری، اندازهٔ واریانس تکانهٔ تقاضای جاری نفت در دوره‌های بحران اقتصادی ناشی از فعالیت‌های حقیقی اقتصادی مانند رکود آسیای جنوب‌شرقی در سال ۱۹۹۸ و بحران جهانی اقتصاد در سال ۲۰۰۸، جهش‌هایی را تجربه کرده است، اما دیگر تکانه‌ها، روندی باثبات داشتند و ساختار بازار نفت از منظر اندازهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری عرضهٔ جاری نفت و تقاضای سفته‌بازی از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۶، تغییر چندانی نداشته است. کاهش شدت نفت در تولید صنعتی جهان که ناشی از اثر جانشینی و بهبود کارایی مصرف انرژی بوده است، در مجموع باعث شده تا تغییر در عرض از مبدا منحنی تقاضای نفت که ناشی از فعالیت‌های اقتصادی حقیقی باشد به تدریج کاهش یافته و محدود گردد. همان‌طور که اشاره شد، تغییر در عرض

از مبدا منحنی تقاضای نفت رشد داشته است که این موضوع از رشد اقتصادی جهانی نشأت می‌گیرد؛ البته این رشد، خود را فقط در دوره‌های بحران در اقتصاد جهانی نشان می‌دهد. از سوی دیگر، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که برخلاف انتظار برخی از اقتصاددانان، مبنی بر این‌که افزایش فعالیت سفته‌بازی در بازارهای مشتق‌های مالی مرتبط با نفت باعث تغییر واریانس تکانه‌های ساختاری تقاضا در بازار نفت می‌شود. نتایج به‌دست آمده به‌خوبی نشان می‌دهد که توسعهٔ ابزارهای مالی جدید در بازار مشتق‌های نفت به‌ویژه پس از سال ۲۰۰۳، تاثیر معناداری در اندازهٔ واریانس تکانهٔ سفته‌بازی در این دوره و حتی پس از آن نداشته است. علاوه‌بر این، توسعهٔ نفت خام‌های غیرمرسوم مانند نفت شیل در آمریکا، باعث تغییر در عرض از مبدا منحنی عرضهٔ نفت در کوتاه‌مدت نگردیده و اندازهٔ واریانس تکانهٔ عرضهٔ جاری همچنان ثابت مانده است. نیاز به توجه است، در صورتی که اندازهٔ واریانس تکانه‌های عرضهٔ جاری نفت برابر با دورهٔ پیش از ۱۹۹۰ بود، با توجه به کاهش کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا، درجهٔ نوسان‌های قیمت نفت در حال حاضر بیشتر می‌شد. بنابراین، کاهش اندازهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری باعث شده تا برخلاف کاهش کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا، میزان تغییر قیمت نفت خام برای برقراری تعادل در بازار نفت به‌طور نسبی کمتر بوده و از این‌رو، درجهٔ نوسان‌های قیمت نفت محدودتر گردد. البته، این به این معنا نیست که درجهٔ نوسان‌های قیمت نفت در طول نمونهٔ آماری مورد بررسی کاهش می‌یابد. افزایش درجهٔ نوسان‌های قیمت نفت به‌خوبی نشان می‌دهد که تاثیر کاهش تغییر در اندازهٔ عرض از مبدا منحنی‌های عرضه و تقاضای نفت بر قیمت‌های تعادلی بازار، کمتر از تاثیر کاهش شیب منحنی‌های عرضه و تقاضا است. نیاز به توجه است که اندازهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری عرضه و تقاضای جاری از سال ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۶، تغییر چندانی نداشته و به‌طور عملی، ساختار بازار از منظر تغییر در اندازهٔ عرض از مبدا تابع عرضه و تابع تقاضا که ناشی از تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی است، تفاوت معناداری نشان نمی‌دهد. اما مقدار واریانس تکانهٔ تقاضای جاری نفت در دوره‌های بحران در اقتصاد جهانی، مانند سال ۱۹۹۸، ۲۰۰۱ و ۲۰۰۸ افزایش یافته است که همین موضوع بر واکنش‌های مقداری و قیمتی بزرگ‌تر بازار نفت در این دوره‌ها تاثیرگذار بوده است.

نمودار (۷)، تغییر واریانس تکانه‌های ساختاری را در الگوی موجود با الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، اندازهٔ تخمینی واریانس تکانهٔ تقاضا و عرضهٔ جاری در الگوی این پژوهش، کمتر از اندازه واریانس تکانه‌های مشابه در الگوی باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) است. بنابراین، مشاهده می‌شود که اضافه‌شدن متغیر ذخیره‌سازی نفت خام باعث شده تا برآورد اندازهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری عرضه و تقاضای جاری کاسته شود.



نمودار ۶: اندازهٔ واریانس تکانه‌های عرضه و تقاضا در دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۵



نمودار ۷: مقایسهٔ واریانس تکانه‌های ساختاری عرضه و تقاضای جاری در الگوی اصلی با باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳)

نتیجه‌گیری، پیشنهادها و محدودیت‌های پژوهش

قیمت‌های نفت علاوه‌بر تاثیرپذیری از متغیرهای بنیادین جاری بازار نفت خام، به دلیل آینده‌نگربودن معامله‌گران، تحت تاثیر انتظارهای این متغیرهای بنیادین قرار می‌گیرند. اما این تاثیرگذاری بر تعادل بازار نفت، با توجه به کاهش اندازهٔ کشش‌های کوتاه‌مدت قیمتی عرضه و تقاضای جاری باومیستر و پیرسمن (۲۰۱۳) و همچنین، اُفت درجهٔ ریسک‌گریزی معامله‌گران تجاری بازارهای مالی نفت خام همیلتون و وو (۲۰۱۴)، امکان دارد در طول زمان تغییر نماید. در این پژوهش، این فرضیه مورد بررسی قرار می‌گیرد که آیا تاثیر تکانه‌های انتظارهای متغیرهای بنیادین (تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی) بر قیمت‌های حقیقی و تولید نفت خام در طول زمان تغییر نموده است؟ برای آزمون این فرضیه، از یک الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان استفاده می‌شود و تاثیر هم‌زمان تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی بر قیمت حقیقی و تولید نفت خام تعادلی در طول زمان مورد بررسی قرار می‌گیرد. به این منظور، با بهره‌گیری از روش شناسایی تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی توسط کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، واکنش هم‌زمان متغیرهای قیمت و تولید نفت خام در بازهٔ زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۵ اندازه‌گیری می‌شود. نتایج به‌دست آمده از برآورد این الگو، این امکان را ایجاد نمود تا علاوه‌بر بررسی واکنش‌های هم‌زمان قیمتی و مقداری به تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی نفت، تغییرهای پویای کشش کوتاه‌مدت قیمتی تقاضا دراستفاده و همچنین اندازهٔ واریانس تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

محاسبهٔ روند تغییر کشش‌های کوتاه‌مدت قیمتی عرضه در واکنش به تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی، با استفاده از واکنش‌های هم‌زمان تولید و قیمت حقیقی نفت خام نشان می‌دهد که این کشش روندی کاهشی را در طول زمان دنبال می‌کند. البته، کاهش صورت‌گرفته به‌طور عمده مربوط به اوایل دههٔ ۹۰ میلادی است و پس از آن، مقدار کشش‌های قیمتی تقریباً باثبات بوده و دامنهٔ نوسان‌های محدودی را داشته است. نکته حائز اهمیت آن است که، مقدار کشش کوتاه‌مدت قیمتی عرضه در واکنش به تکانهٔ تقاضای سفته‌بازی در همهٔ دوره‌ها، بیشتر از کشش کوتاه‌مدت قیمتی عرضه در واکنش به تکانهٔ تقاضای جاری است. این موضوع، به‌خوبی واکنش مقداری بیشتر کشورهای عضو اوپک به تکانه‌های تقاضای سفته‌بازی را در مقایسه با تکانه‌های تقاضای جاری نشان می‌دهد. یکی از مزیت‌های استفاده از الگوی این پژوهش، امکان تخمین کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا در تولید و دراستفاده در طول زمان است. در الگوهای ساختاری دارای متغیر ذخیره‌سازی، واکنش به تکانهٔ منفی عرضهٔ جاری نفت تنها محدود به افزایش قیمت و کاهش تقاضای مصرفی نمی‌گردد و این امکان

وجود دارد که بخشی از کاهش عرضهٔ نفت از محل کاهش سطح ذخیره‌سازی تامین گردد. در نتیجه، محدودکردن کشش قیمتی تقاضای نفت به کشش قیمتی تقاضا در تولید که در آن فرض بر این است که مقدار عرضه و تقاضای جاری در هر دوره باهم برابر بوده (تعادل جزئی بازار نفت)، با تجربهٔ بازار نفت تطابق ندارد. به همین منظور، علاوه‌بر تخمین کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا در تولید، کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا دراستفاده در طول زمان تخمین زده می‌شود تا تاثیر ذخیره‌سازی بر واکنش قیمتی و مقداری بر تکانه‌های عرضه و تقاضای بازار نفت به نحو دقیق‌تری ارزیابی گردد.

کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضا در تولید، از سال ۲۰۱۶-۱۹۸۵ روندی کاهشی را طی کرده است. اما نباید از نظر دور داشت که از ابتدای دههٔ ۱۹۹۰ تا سال ۲۰۱۶ دامنهٔ نوسان‌های این پارامتر بسیار محدود بوده، که نشان‌دهندهٔ شیب بسیار محدود تابع تقاضای نفت در کوتاه‌مدت است. در مجموع می‌توان گفت که، به‌طور نسبی واکنش هم‌زمان تولید نفت خام در واکنش به تکانهٔ عرضه جاری نفت، تضعیف و بنابراین، تاثیر تکانه‌های عرضه بر قیمت‌های حقیقی نفت بیشتر می‌شود. اما به دلیل آن‌که بخشی از تکانهٔ منفی عرضهٔ جاری نفت از سوی کاهش سطح ذخیره‌سازی تامین می‌شود، کشش قیمتی تقاضا دراستفاده از کشش قیمتی تقاضای در تولید، در همهٔ دوره‌ها کمتر بوده و در واقع، کشش قیمتی تقاضای نفت در الگوهای مبتنی بر تعادل جزئی بازار نفت، بیش از حد براورد می‌شود. مقدار کشش کوتاه‌مدت قیمتی تقاضا دراستفاده در مجموع، دارای روندی کاهشی است؛ که نشان‌دهندهٔ واکنش کمتر تغییر ذخیره‌سازی به افزایش قیمت‌های نفت همراه با اُفت سطح ذخیره‌سازی‌های نفت برای تامین رشد تقاضای جهانی است. به‌طور خلاصه، باید توجه داشت که عامل اصلی تفاوت میان کشش قیمتی تقاضا در تولید و استفاده، افزایش درجهٔ ریسک‌گریزی در بازار، در مقاطعی مانند دوره‌های پیش از بحران در اقتصاد جهانی یا جنگ در کشورهای صادرکننده نفت است.

علاوه‌بر کشش‌های قیمتی، اندازهٔ تکانهٔ ساختاری تقاضای سفته‌بازی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که برخلاف انتظار برخی از اقتصاددانان، مبنی بر این‌که افزایش فعالیت سفته‌بازی در بازارهای مشتق‌های مالی مرتبط با نفت باعث تغییر واریانس تکانه‌های ساختاری تقاضا در بازار نفت می‌شود، توسعهٔ ابزارهای مالی جدید در بازار مشتق‌های نفت، به‌ویژه پس از سال ۲۰۰۳ تاثیر معناداری در اندازهٔ واریانس تکانهٔ سفته‌بازی در این دوره و حتی پس از آن نداشته است. در مجموع، از ابتدای سال ۲۰۰۰ تا سال ۲۰۱۶، به‌طور کلی، اندازهٔ واریانس‌های تکانهٔ ساختاری تقاضای سفته‌بازی باثبات است و تغییر در دامنهٔ محدودی دیده می‌شود.

در این پژوهش از تقریب متغیر ذخیره‌سازی جهانی نفت خام استفاده شد که در صورت دسترسی

به اطلاعات کامل در خصوص این متغیر، خطای اندازه‌گیری احتمالی ناشی از استفاده از این روش برطرف خواهد شد. علاوه بر این، استفاده از روش تحلیل عاملی برای به دست آوردن متغیر حجم فعالیت‌های اقتصادی در الگوی فوق می‌تواند دقت تخمین‌ها را تا حدود زیادی افزایش دهد. در الگوهای رایج خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده شده در ادبیات این پژوهش فرض بر این است که قیمت حقیقی نفت خام تنها تحت تأثیر تکانه‌های بنیادین عرضه و تقاضا قرار می‌گیرد، اما تواتر انتشار داده‌های این متغیرها توسط مراجع معتبر باعث می‌شود تا تکانه‌های غیربنیادین نیز بر قیمت‌های نفت تأثیرگذار باشند. مطالعه تأثیرگذاری این نوع از تکانه‌ها در چارچوب الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری بازار نفت می‌تواند موضوع مناسبی برای پژوهش‌های بیشتر در ادامه تحقیق حاضر باشد.

منابع

الف) فارسی

خیابانی، ناصر و نادریان، محمدامین (۱۳۹۷). تغییر در سازوکار انتقال تکانه‌های نفتی در بازار نفت خام: رهیافت الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری همراه با تغییر پارامترها. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. سال هشتم، شماره ۳۲. صص ۵۴-۷.

ب) انگلیسی

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): pp.1087-1109.

Beidas-Strom, S., & Pescatori, A. (2014). *Oil Price Volatility and the Role of Speculation*: International Monetary Fund, Working Paper.

Bernanke, B. S., Boivin, J., & Eliasz, P. (2005). Measuring the Effects of Monetary Policy: a Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *The Quarterly Journal of Economics,* 120(1), 387-422.

Blake, A. P., & Mumtaz, H. (2012). *Applied Bayesian Econometrics for Central Bankers*: Centre for Central Banking Studies, Bank of England.

Buyuksahin, B. & Robe, M.A., (2014). Speculators, Commodities and Cross-market Linkages. *Journal of International Money and Finance*, 42, 38–70.

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): pp.477-490.

Carter, C. K., & Kohn, R. (1994). On Gibbs Sampling for State Space Models. *Biometrika*, 81(3): pp.541-553.

Carter, C. A., Rausser, G. C., & Smith, A. (2016). Commodity Storage and the Market Effects of Biofuel Policies. *American Journal of Agricultural Economics*, 99(4): pp.1027-1055.
Deaton, A., & Laroque, G. (1996). Competitive Storage and Commodity Price Dynamics. *Journal of Political Economy*, 104(5), 896-923.
Gustafson, R. L. (1958). *Carryover Levels for Grains: a Method for Determining Amounts that are Optimal under Specified Conditions*: US Department of Agriculture.
Hamilton, J. D., & Wu, J. C. (2014). Risk Premia in Crude oil Futures Prices. *Journal of International Money and Finance*, 42(1): pp. 9-37.
Jacquier, E., Polson, N. G., & Rossi, P. E. (2002). Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1): pp.69-87.
Juvenal, L., & Petrella, I. (2015). Speculation in the Oil Market. *Journal of Applied Econometrics*, 30(4): pp.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): pp. 69-1053.
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): pp.1166-1188.
Kilian, L., & Murphy, D. P. (2014). The Role of Inventories and Speculative Tading in the Global Market for Crude oil. *Journal of Applied Econometrics*, 29(3): pp.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(1): pp.71-87.
Lombardi, M. J., & Van Robays, I. (2011). *Do Financial Investors Destabilize the Oil Price?* ECB Working Paper, No. 1346
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*, 22(3): pp.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): pp.821-852.
Routledge, B. R., Seppi, D. J., & Spatt, C. S. (2000). Equilibrium Forward Curves for Commodities. *The Journal of Finance*, 55(3): pp.1297-1338.
Silvennoinen, A. & Thorp, S., (2016). Crude Oil and Agricultural Futures: an Analysis of Correlation Dynamics. *Journal of Futures Markets*, 36 (6): 522-544.
Tang, K. & Xiong, W., (2010). Index Investment and Financialization of Commodities. NBER Working Paper w16385.
Williams, J. B. (1936). Speculation and the Carryover. *The Quarterly Journal of Economics*, 50(3): pp.436-455.
Williams, J. C., & Wright, B. D. (1991). Storage and Commodity Markets Cambridge University Press. *Cambridge, England*.
Working, H. (1949). The Theory of Price of Storage. *The American Economic Review*, 39(6): pp.1254-1262.

Speculative Oil Demand and Crude Oil Price Dynamics: A TVP-VAR Approach

Naser Khiabani[1] | naser.khiabani@atu.ac.ir
Mohammadamin Naderian[2] | ma.naderian@mop.ir

Abstract Significant decline in the slope of short-term oil supply and demand curves, along with the meaningful change in the degree of risk aversion in arbitrageurs encouraged us to test the time-varying effects of speculative demand on crude oil price dynamics over the period 1985-2016. Using a time-varying parameter vector autoregressive (TVP-VAR) model – with structural shocks identified by Killian and Murphy (2014) approach – we estimated contemporaneous impulse response of real oil prices and crude oil production to speculative demand shock; Furthermore, we derived short-term price elasticity of oil supply in response to speculative demand shock and short-term price elasticity of demand in use. The results demonstrate that the contemporaneous impact of speculative demand shock on oil production has weakened over the examined period of time. Despite moderately stable impact response of real oil price to speculative shocks, the jumps during the periods of high uncertainty and stronger risk aversion are discernable. Moreover, short-term price elasticity of oil supply in response to speculative demand shock, followed a downward trend in a pattern that was always greater than short-term price elasticity of oil supply in response to flow demand shock. The price elasticity of respective oil demand in use was also decreasing and it was smaller than The price elasticity of oil demand in production over the period. Furthermore, the magnitude of speculative oil demand shock volatility plummeted during 1985-1995, before it became stagnant in the succeeding years.

Keywords: Time-Varying Parameter Structural Autoregressive Model, Speculative Oil Demand Shock, Flow Oil Supply Shock, Price Elasticity of Demand in Use, Oil Inventory.

JEL Classification: E31, E32, Q43.

1. Associate Professor, Allameh Tabataba'i University, (Corresponding Author).
2. Ph.D. Student, Allameh Tabataba'I University.

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Indexed In ISC | ISSN: 2251-9092 | Vol. 22 | No. 3 | Autumn 2017 | PP 3-43

Speculative Oil Demand and Crude Oil Price Dynamics: A TVP-VAR Approach

Naser Khiabani[1] | naser.khiabani@atu.ac.ir
Mohammadamin Naderian[2] | ma.naderian@mop.ir

Abstract Significant decline in the slope of short-term oil supply and demand curves, along with the meaningful change in the degree of risk aversion in arbitrageurs encouraged us to test the time-varying effects of speculative demand on crude oil price dynamics over the period 1985-2016. Using a time-varying parameter vector autoregressive (TVP-VAR) model – with structural shocks identified by Killian and Murphy (2014) approach – we estimated contemporaneous impulse response of real oil prices and crude oil production to speculative demand shock; Furthermore, we derived short-term price elasticity of oil supply in response to speculative demand shock and short-term price elasticity of demand in use. The results demonstrate that the contemporaneous impact of speculative demand shock on oil production has weakened over the examined period of time. Despite moderately stable impact response of real oil price to speculative shocks, the jumps during the periods of high uncertainty and stronger risk aversion are discernable. Moreover, short-term price elasticity of oil supply in response to speculative demand shock, followed a downward trend in a pattern that was always greater than short-term price elasticity of oil supply in response to flow demand shock. The price elasticity of respective oil demand in use was also decreasing and it was smaller than The price elasticity of oil demand in production over the period. Furthermore, the magnitude of speculative oil demand shock volatility plummeted during 1985-1995, before it became stagnant in the succeeding years.

Keywords: Time-Varying Parameter Structural Autoregressive Model, Speculative Oil Demand Shock, Flow Oil Supply Shock, Price Elasticity of Demand in Use, Oil Inventory.

JEL Classification: E31, E32, Q43.

1. Associate Professor, Allameh Tabataba'i University, (Corresponding Author).
2. Ph.D. Student, Allameh Tabataba'I University.

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Indexed In ISC | ISSN: 2251-9092 | Vol. 22 | No. 3 | Autumn 2017 | PP 3-43